

33

— n.3 set./dez. 2016

rebep

Revista Brasileira de
Estudos de População

Uma publicação da
Associação Brasileira de Estudos Populacionais

abep

Revista Brasileira de Estudos de População

Editora

Suzana Cavenaghi (Ence/IBGE, Brasil)

Comitê Editorial

Alisson Barbieri (Cedeplar/UFMG, Brasil); Carl Schmertmann (Florida State University, Estados Unidos); Douglas Sathler (UFVJM, Brasil); Elisabete Dória Bilac (Nepo/Unicamp, Brasil); Jair Lício Ferreira Santos (USP, Brasil); Jorge Rodriguez (Cepal, Chile); Lara Andrade (UFRN, Brasil); Marcela Cerrutti (Cenep, Argentina); Massimo Livi Bacci (Università di Firenze, Itália); Paulo de Martino Jannuzzi (Ence/IBGE); Ricardo Ventura (Fiocruz, Brasil); Simone Wajman (Cedeplar/UFMG, Brasil); Sérgio Odilon Nadalin (UFPR, Brasil); Suzana Cavenaghi (Ence/IBGE, Brasil).

Consultores

Alisson Barbieri (UFMG, MG, Brasil), André Golgher (UFMG, MG, Brasil), André Nunes (USP, SP, Brasil), Adriana de Miranda-Ribeiro (Cedeplar, UFMG, MG, Brasil), Antonio Tadeu Oliveira (IBGE, RJ, Brasil), Cristina Guimarães Rodrigues (USP, SP, Brasil), Elisabete Dória Bilac (Unicamp, SP, Brasil), Enrique Pelaez (Universidad de Córdoba, Argentina), Everton Lima (Unicamp, SP, Brasil), Gláucia dos Santos Marcondes (Unicamp, SP, Brasil), George Martine (Brasil), Jair Lício Ferreira Santos (USP, SP, Brasil), Jeroen Klink (Ufabc, SP, Brasil), Jorge Rodriguez-Vignoli (Celade/Cepal, Chile), José Eustáquio Diniz Alves (Ence/IBGE, RJ, Brasil), Leonardo Freire de Mello (Ufabc, SP, Brasil), Lídia Patrícia Tomé (Universidade de Évora, Portugal), Luciana Correia Alves (Unicamp, SP, Brasil), Marcela Cerrutti (Cenep, Argentina), Magda Ruiz Salguero (Celade/Cepal, Chile), Márcia Caldas de Castro (Harvard University, USA), Monica Viegas (UFMG, MG, Brasil), Paulo Jannuzzi (Ence/IBGE, RJ, Brasil), Pedro Luis do Nascimento Silva (Ence/IBGE, RJ, Brasil), Rosana Baeninger (Unicamp, SP, Brasil), Ricardo Ojima (UFRN, RN, Brasil), Simone Wajman (UFMG, MG, Brasil), Tirza Aidar (Unicamp, SP, Brasil), Veronica Montes de Oca (Universidad Nacional Autónoma de México, México), Wilson Fusco (Fundação Joaquim Nabuco, PE, Brasil).

Assistente editorial

Ana Paula Pyló

Preparação de originais e revisão de português

Vania Regina Fontanesi

Projeto gráfico, capa e diagramação

Traço Publicações e Design:

Fabiana Grassano e Flávia Fábio

Tiragem

300 exemplares

Indexadores

Scopus–Elsevier, SciELO, Lilacs, Latindex, Docpal–Celade, IBICT, Docpop–Seade

Apoio

Fundação Carlos Chagas

Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq

Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Capes

Correspondência e pedidos de assinatura

Suzana Cavenaghi (editora)

Revista Brasileira de Estudos de População

Rua André Cavalcanti, 106, sala 502

Bairro de Fátima - Rio de Janeiro - RJ - 20231-050

Fone: (55-21) 2142.4691 ou 4689

e-mail: rebep@rebep.org.br

e-mail: secretaria@rebep.org.br

site: www.rebep.org.br

Diretoria da Abep (2015-2016)

Presidente: Cássio Maldonado Turra

Vice-presidente: Jair Lício Ferreira Santos

Secretária geral: Ana Sílvia Volpi Scott

Tesoureiro: Ana Carolina Soares Bertho

Suporte: Wilson Fusco



ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA
DE ESTUDOS POPULACIONAIS



Fundação Carlos Chagas



Conselho Nacional de Desenvolvimento
Científico e Tecnológico



CAPEs

Revista Brasileira de Estudos de População / Associação Brasileira de Estudos Populacionais. – v. 33, n. 3, (2016) – Rio de Janeiro: Rebec, 2016.

Quadrimestral

Resumos em português, inglês e espanhol

A coleção iniciou-se com o v.1, n.1, 1984.

ISSN 0102-3098

1.Demografia. 2.Estudos de População. 1.Associação Brasileira de Estudos Populacionais.

A **Revista Brasileira de Estudos de População** (Rebep) é o único periódico de âmbito nacional voltado exclusivamente para assuntos populacionais. Seu objetivo precípuo, desde sua criação, é estimular e difundir a produção brasileira no campo da demografia e população e desenvolvimento sustentável e garantir o diálogo entre este campo e as áreas afins.

A **Revista Brasileira de Estudos de População** é uma publicação quadrimestral da Associação Brasileira de Estudos Populacionais (Abep) e está aberta a colaboradores, reservando-se ao direito de publicar ou não o material espontaneamente enviado. A revista é distribuída gratuitamente aos associados da Abep. Poderá também ser adquirida mediante assinatura anual ou compra de exemplar avulso.

Esta revista foi impressa com miolo em papel Offset 75g/m² e capa em papel Supremo 240g/m² para a Associação Brasileira de Estudos Populacionais, em dezembro de 2016.

Propriedade intelectual: Todo o conteúdo do periódico, exceto onde está identificado, está licenciado sob uma Licença Creative Commons do tipo atribuição CC-BY.

Revista Brasileira de Estudos de População

vol. 33, n. 3, set./dez. 2016

Nota da Editora

- O papel de editores de revistas de associações científicas
Suzana Cavenaghi 467

Artigos

- ¿Es hora de usar indicadores refinados para estudiar la fecundidad en América Latina?
Wanda Cabella e Ignacio Pardo 475
- Custos da ampliação da licença-paternidade no Brasil
Sergio Almeida, Paula Pereda e Rafael Xavier 495
- Bolsa Família e assimetrias de gênero: reforço ou mitigação?
Luana Passos e Fábio Waltenberg 517
- Transformações e tendências do mercado de trabalho no Brasil entre 2001 e 2015: paradoxo do baixo desemprego?
Pedro Henrique de Castro Simões, José Eustáquio Diniz Alves e Pedro Luis do Nascimento Silva 541
- Um estudo sobre os aspectos da dinâmica migratória internacional entre a microrregião de Governador Valadares e os Estados Unidos, 2000-2010
Leonardo Gomes de Sousa e Dimitri Fazito 567
- Envelhecimento populacional e gastos com internação do SUS: uma análise realizada para o Brasil entre 2000 e 2010
Cristiano Sathler dos Reis, Kenya Noronha e Simone Wajnman 591
- Riesgo de deterioro cognitivo en personas mayores de las subregiones de Antioquia, Colombia
Angela Segura Cardona, María Garzón Duque, Doris Cardona Arango y Alejandra Segura Cardona 613
- Estimating age- and sex-specific mortality rates for small areas with TOPALS regression: an application to Brazil in 2010
Marcos Roberto Gonzaga and Carl Paul Schmertmann 629
- Mortality tables for the Brazilian insured population
Mário Moreira Carvalho de Oliveira, Milton Ramos Ramirez, Ricardo Milton Frischtak, Rafael Brandão de Rezende Borges, Bruno Costa and Ricardo Cunha Pedroso 653
- Análise de parâmetros do Censo Demográfico 2010: uma investigação de fatores associados a erros não amostrais do levantamento de dados
Luciano Tavares Duarte, Denise Britz do Nascimento Silva e José André de Moura Brito 679

Resenha

- Relações raciais nas famílias brasileiras
The color of love: racial features, stigma & socialization in black Brazilian families por HORDGE-FREEMAN, E.
Maria Carolina Tomás 703

O papel de editores de revistas de associações científicas

Após uma jornada de quatro anos à frente da editoria da revista da Associação Brasileira de Estudos Populacionais, mas tendo seguido de perto seu caminho desde sua recuperação sob a editoria de Elizabete Dória Bilac, que enfrentou os desafios iniciais que possibilitariam sua entrada no Sistema SciELO sob a batuta de Carlos Eugênio Ferreira, é necessária uma breve reflexão sobre o que significa ser responsável pela edição de um periódico de associação.

Muito provavelmente os editores-chefes de revistas profissionalizadas, alguns deles até com recompensas monetárias e uma equipe especializada no apoio, têm problemas a resolver e também muito trabalho, no entanto, para um editor de revistas de associações científicas não profissionalizadas, o volume de trabalho e os desafios enfrentados são elevados à n-ésima potência. São exigidas habilidades administrativas e gerenciais, muita determinação para buscar recursos financeiros e, principalmente, muita paciência para fazer prestação de contas, além do básico, que compreende a experiência e as aptidões científicas no escopo de atuação da revista. No início do trabalho tive algumas dúvidas se teria capacidade para desempenhar bem este papel. Hoje não tenho dúvidas, mas sim a certeza de que ainda faltavam muito conhecimento e prática para exercer a tarefa da melhor maneira possível (certeza por experiência e não aquela que tinha quando ainda era muito jovem e pensava saber todas as respostas).

Parte do conhecimento adquirido ao longo desses anos foi obtida junto à Associação Brasileira de Editores Científicos (Abec), da qual a *Rebep* fazia parte desde 2003, mas o contato tinha sido perdido ao longo dos anos nas trocas de editores. A Abec, além de colaborar com instrumentos para o gerenciamento das revistas, como o acesso facilitado ao CrossRef (com a designação de DOIs e com os detectores de plágio do CrossCheck), como diz Yamamoto,¹ trabalha “expondo os periódicos, criando listas de discussão, enfim, multiplicando oportunidades de troca de experiências, buscando romper o isolamento que nos [os editores] caracterizava”. No editorial da revista *Estudos de Psicologia*, este autor faz um excelente apanhado sobre o que os autores da área de Ciências da Informação consideram como responsabilidades de um editor, concluindo que não existe muita dúvida sobre quais são tais incumbências,² mas sim a respeito das dificuldades para colocá-las em prática, principalmente em um mundo digitalizado e em áreas de pesquisa em que

¹ YAMAMOTO, O. H. As responsabilidades do editor de um periódico científico. *Estudos de Psicologia*, Natal, v. 7, n. 1, p. 3, jan. 2002. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-294X2002000100001>>. Acesso em: 26 dez. 2016.

² Yamamoto (op. cit., p. 4) resume estas responsabilidades como sendo: “(a) a responsabilidade de tomar decisões sobre os manuscritos com base em critérios objetivos e científicos, com presteza; (b) a proteção aos direitos dos autores e avaliadores; (c) a isenção na seleção dos consultores; (d) a responsabilidade pelo sigilo dos originais e imparcialidade no processo de avaliação; (e) a responsabilidade final, de forma judiciosa, pelo que é publicado na revista”.

praticamente todos se conhecem. Ainda vale citar outra passagem deste autor/editor, que diz muito sobre o perfil dos editores, ao mencionar que, comumente, “são pesquisadores que passam a se envolver na atividade de editoração como uma atividade paralela, muitas vezes, por circunstâncias fortuitas, sem reunir, de início, as condições/conhecimentos que seriam desejáveis para assumir tal responsabilidade”.³

Nas revistas de associações, a troca periódica de editores cria desafios adicionais. Em geral, a cada mudança de diretoria, esta tem a prerrogativa estatutária de escolher o editor e, muitas vezes, até o Comitê Editorial que trabalhará com ele. Uma indicação fortuita de um editor que não seja especialista da área, ou que tenha pouca experiência, ou pouca capacidade de trabalho no ritmo exigido, e, ainda, a falta de liberdade na gerência da revista podem ser fatais para o avanço continuado desta. Apesar de o regimento da *Rebep* dar esta prerrogativa de escolha à diretoria, devo registrar que as gestões de 2013-14 e 2015-2016, principalmente do presidente Cássio Turra, me deram a valiosa liberdade incondicional de gerenciar a revista, permitindo a escolha do Comitê Editorial livremente e fornecendo o apoio financeiro necessário para completar os recursos do CNPq, para implementar as inovações que eram necessárias à *Rebep*. Somente posso agradecer imensamente todo esse apoio, confiança e liberdade que me foram dados e registrar que esta experiência e aprendizado foram valiosíssimos.

A escolha de tal assunto para ser tratado neste editorial não é por acaso. Na última reunião anual dos periódicos do SciELO, o papel e os desafios dos editores não profissionais foram um dos assuntos mais discutidos. No informe já publicado, Paker⁴ relatou: “Tanto nas falas dos editores do painel como nas do público, ressaltou-se a necessidade de que políticas e autoridades valorizem adequadamente os periódicos do Brasil com projetos de apoio a médio e longo prazo e o estabelecimento de algum sistema que prestigie a função dos editores na carreira dos pesquisadores.” A nova editora indicada pela diretoria 2017-18, nossa colega demógrafa Simone Wajnman, a quem dou as boas-vindas e todo o apoio necessário para a continuidade dos trabalhos da *Rebep*, testemunhou esta reunião como sua primeira pré-atividade nessa função.

Os desafios para o próximo Comitê Editorial da *Rebep* são enormes, pois o mundo das publicações científicas vem mudando e a cobrança por mais e ainda melhores indicadores é fomentada pela ânsia daqueles que querem responder ao produtivismo científico, sem muita crítica e com soluções prontas ou iniciativas que geram efeitos não desejados, como, por exemplo, a tão conhecida prática dos periódicos predatórios. Além disso, existe uma inovação a mais que vem sendo discutida e que a SciELO pretende começar a implementar a partir de 2018, que são os chamados *preprints*, usados para imprimir velocidade à divulgação dos resultados de pesquisas. As idiosincrasias de cada área do conhecimento e os cuidados éticos que garantem a existência de um bom artigo científico precisam ser

³ YAMAMOTO, O. H. (op. cit., p. 3).

⁴ PACKER, A. SciELO e o futuro dos periódicos. SciELO em Perspectiva. 2016. Disponível em: <<http://blog.scielo.org/blog/2016/12/21/scielo-e-o-futuro-dos-periodicos/>>. Acesso em: 25 dez. 2016.

bem discutidos e pensados nesta inovação. Talvez uma boa leitura do *Manifesto de Leiden sobre Métricas de Pesquisa* fosse essencial para todos os editores, avaliadores, autores e aqueles envolvidos nesta proposta de inovação.⁵

Esta reflexão apontando as dificuldades encontradas, que espero sejam mais amenas para a próxima editora e seu Comitê Editorial, precisa conter a parte prazerosa de tal atividade. A experiência me conduziu à certeza de que o papel de um editor científico está entre as atividades mais nobres da pesquisa, pois, tarefas administrativas à parte, a atividade científica envolvida no relato dos resultados de pesquisa e as trocas com autores e avaliadores dos trabalhos permitem um aprendizado imensurável. O contato com os novos pesquisadores,⁶ ou aqueles que ainda têm pouca experiência em publicações em periódicos, é uma extensão da atividade docente, mas diretamente vinculada à prática da pesquisa. Assim, agradeço a todos os autores e avaliadores que me propiciaram esta vivência ímpar e espero que entendam algumas decisões tomadas.

Outra experiência seminal foi aquela estabelecida com os membros do Comitê Editorial. A valiosa colaboração e sabedoria desse grupo, que esteve na *Rebep* nos últimos quatro anos ou em parte deles, são enormemente reconhecidas em suas contribuições coletivas e, principalmente, na ajuda individualizada na tomada de decisão sobre submissões em situação de conflito, surgidas ao longo desses anos. Além de agradecer pelo trabalho, agradeço pela paciência com o idioma em um grupo multilíngue.

Finalmente, todas as inovações e, ainda, a manutenção da qualidade do trabalho de revisão e diagramação, já característica da *Rebep*, não seriam possíveis sem o profissionalismo e competência de nossas parceiras Vania Fontanesi, a equipe da Traço Publicações e Design (Fabiana Grassano e Flávia Fábio) e, juntando-se à equipe e somando na qualidade do trabalho, a assistente editorial Ana Paula Pyló, que acumulou sua função com a da secretária da Abep. Este time, mesmo trabalhando à distância, se esmerou e foi fundamental para o sucesso da revista. As agradeço muitíssimo e espero que a *Rebep* possa continuar contando com sua colaboração. Antes de encerrar, passo a relatar a edição atual.

Contribuições desta edição

No final dos anos 1950, e na década seguinte, a demografia teve avanços metodológicos enormes que permitiram estimar as componentes demográficas em países com dados limitados e defeituosos, principalmente com os métodos e técnicas propostos por William Brass. Ele soube como ninguém tirar dos dados básicos, com erros de cobertura e de medição, alguns indicadores que davam uma boa noção da dinâmica demográfica nos países em desenvolvimento. A América Latina se beneficiou desses métodos e continua

⁵ Disponível no idioma de sua escolha em: <<http://www.leidenmanifesto.org/translations.html>>.

⁶ Estes se beneficiariam com uma boa leitura de um texto publicado pela Abec intitulado “Recomendações para jovens pesquisadores”, disponível em: <http://www.abecbrasil.org.br/arquivos/recomendacoes_publicacao_jovens_pesquisadores.pdf>.

utilizando-os paradoxalmente até os dias atuais. O Brasil não é exceção a essa regra, apesar da falsa sensação de muitos de que o país é exemplar na coleta de dados e análise de sua dinâmica demográfica. A realidade é que o Brasil tem uma infinidade de bases de dados, que, entretanto, ainda padecem de problemas de qualidade desses dados, principalmente devido à subnotificação dos registros vitais, continuando, assim, a serem empregados os métodos indiretos, que a demografia dos países desenvolvidos tirou de seus currículos há décadas, e alguns países nunca os incluíram. Muito menos, ainda não se avançou para possibilitar a identificação única nos registros de nascimentos e óbitos, sendo que as primeiras tentativas levaram à proposição impensada de um número com mais de 30 dígitos no registro de nascimento.

Adicionalmente, no caso do Brasil e de alguns outros países da região, tem-se o contrassenso de existirem dois sistemas de registro de eventos vitais que brindam estimativas distintas, cada um com seus erros decorrentes de suas especificidades, que implicam gastos públicos duplicados e ineficiência na capacitação de recursos humanos. Para os leitores não familiarizados com a demografia terem uma noção dos desafios que isso causa para os demógrafos, e para a sociedade em geral, e ainda para não entrar em detalhes, basta citar um único exemplo das dificuldades decorrentes deste problema quando se tenta responder qual é o tamanho da população brasileira (população total, nem se pensar nas populações por estados e muito menos por municípios). Pode-se afirmar, sem nenhum receio de errar, que ninguém conhece o tamanho exato da população brasileira, muito menos sua estrutura etária correta, e talvez o pior, apesar de haver várias estimativas, ninguém sabe, ou tem boas estimativas do erro associado a essas. A razão é muito simples: para saber quantos somos, é preciso saber quantos nascem, quantos morrem, quantos vão viver em outros países e quantos de outros países vêm viver aqui. Os dois primeiros eventos dependem dos registros vitais e o segundo de dados de migração capazes de medir a migração documentada e a indocumentada.

Na falta de bons registros vitais, os censos populacionais, que contam o número de domicílios no país e seus residentes, são há séculos a solução para informar sobre o número de habitantes, sua idade e sexo e outros recortes importantes. No entanto, enganam-se novamente aqueles que pensam que isso resolve o problema, pelo menos a cada cinco ou dez anos, pois o censo populacional ou contagem têm problemas de cobertura, assim como os registros vitais, ou seja, nos anos censitários não se “contam” 100% da população brasileira. Sem muita surpresa também, não se dispõe de boas estimativas do erro de cobertura dos censos. E como estimar a cobertura? Ou se faz por boas pesquisas de avaliação censitária (PA), como conhecidas no Brasil (ou desconhecidas, pois raramente os dados e metadados são de uso público), ou, surpresa, utilizam-se as projeções populacionais anuais, que já foram calculadas com erros, por falta de boas estimativas dos eventos vitais, fechando assim um ciclo de incertezas.

Estes problemas de qualidade dos dados demográficos continuam, desde os primórdios do século passado, sendo um desafio para os demógrafos de países em desenvolvimento.

Se isso, por um lado, implica a busca por novos métodos para melhorar a precisão das estimativas provenientes de dados defeituosos, por outro, causa uma consequência indesejada, que é ter várias estimativas populacionais anuais por sexo e idade, dependendo de quem e com que métodos de correção as calcula. Por exemplo, quantas são as crianças em idade de vacinação ou quantas estão em idade escolar? E, principalmente, quantas ficaram sem vacinas e quantas estão fora da escola em determinado ano? Cada órgão responsável por esses serviços terá problemas e o que um bom demógrafo pode fazer para ajudar é tentar errar o menos possível em suas estimativas, pois a única certeza que terá é de que a estimativa estará sujeita a erro, maior ou menor dependendo da habilidade e da percepção do demógrafo e, às vezes, até da sorte.

Como não se quer, e não se deve, contar com a sorte, esta edição da *Rebep* traz vários artigos que lidam de uma forma ou de outra com estes problemas, na tentativa de buscar melhores indicadores para informar políticas públicas que melhoram a vida das pessoas. São também apresentados estudos com análises econômicas e sociais com foco na população, que são temas que avançaram metodologicamente bastante na região.

O primeiro artigo, de **Wanda Cabella e Ignacio Pardo**, faz uma reflexão sobre as estimativas de fecundidade, componente que mais afeta o volume e composição etária da população da maioria dos países latino-americanos. A análise mostra uma face ainda mais paradoxal da demografia decorrente da avançada fase da transição demográfica da região, com taxas de fecundidade já baixas, mas com padrão etário tão diferenciado dos países desenvolvidos. Os autores se perguntam se os velhos indicadores de período não trarão maiores desafios às análises das tendências futuras da fecundidade por mudanças ocorridas no comportamento reprodutivo, devido à intensidade da fecundidade (efeito *quantum*) e ao calendário, ou à idade das mulheres no nascimento dos filhos (efeito tempo), e, assim, se estimativas mais refinadas da fecundidade na região deveriam ser usadas.

O artigo de **Sergio Almeida, Paula Pereda e Rafael Ferreira**, que são de formação nas ciências econômicas, traz à tona um tema que o Brasil ainda conhece pouquíssimo por falta de dados, que é a participação masculina na reprodução. Para estimar os custos da ampliação da licença-paternidade, os autores fazem vários supostos para estimar a probabilidade de ser pai e a de pedir a licença-paternidade ampliada em um determinado ano, para então calcular os custos diretos desta política pública. Apesar desses vários supostos e de usar dados da PNAD, que dependem das projeções populacionais, por sorte ou não, o número de nascimentos anuais estimado é muito próximo ao registrado em um dos sistemas de eventos vitais. Com isso, os autores conseguem afirmar que o custo da ampliação da licença-paternidade no Brasil é muito baixo, mas resta agora analisar os benefícios, visto que uma política pública somente se sustenta se tiver uma boa relação custo-benefício, sejam estes financeiros ou não.

Por falar em política pública, o artigo de **Luana Passos e Fábio Waltenberg** apresenta uma análise daquela mais conhecida nos últimos anos no país, o Programa Bolsa Família. Os autores discutem o possível impacto que o programa teria na individualização das

mulheres pobres, utilizando o método mais comumente aplicado em anos recentes para a análise de resultados em dados transversais, o qual, por ajuste probabilístico, encontra os “melhores” pares para comparação entre beneficiários e não beneficiários do programa. Reconhecendo os limites do método e do não tratamento do desenho amostral da pesquisa, e ainda empregando dados de 2006, que, além de desatualizados – os mais recentes disponíveis para esta análise –, referem-se a no máximo três anos de exposição ao programa, os autores concluem que o programa não contribuiu para mitigar os papéis tradicionais de gênero existentes no país, apesar de colocar a mulher como prioridade de recebimento do benefício.

A palavra paradoxo talvez seja uma das mais utilizadas neste editorial e é ela que novamente aparece no artigo de **Pedro Henrique de Castro Simões, José Eustáquio Diniz Alves e Pedro Luis do Nascimento Silva**. Os autores fazem uma análise detalhada do paradoxo do baixo desemprego no país, com uma série de 15 anos de dados, e mostram que aqueles que mais se beneficiaram com a queda do desemprego foram os que agora mais perdem com a crise atual, ou seja, os jovens, os menos instruídos e as mulheres, inclusive as que possuem curso superior. Segundo os autores, isso antecipa o fim do aproveitamento do bônus demográfico no mercado de trabalho, colocando para o país desafios ainda maiores para superar os problemas sociais e econômicos nas próximas décadas. Estes resultados, nas palavras dos autores, trazem “temores de que esta possa ser uma ‘geração perdida’”.

O próximo artigo nos dá a dimensão de uma das consequências que podem ocorrer com esta geração jovem, que, quando não encontra a devida inserção no mercado laboral, busca em países mais prósperos uma saída para seus projetos de vida. Os autores **Leonardo Gomes de Sousa e Dimitri Fazito** mostram evidências do continuado fluxo de emigrantes da região de Governador Valadares em direção aos Estados Unidos, mesmo diante de fatos ocorridos nos últimos anos, que levariam à suposição de que este deveria diminuir ou até cessar, ou seja, o maior controle das fronteiras com fiscalização da imigração não documentada e a crise econômica no país de destino em 2009. O artigo testemunha a dificuldade de obtenção de boas estimativas de saldos migratórios internacionais com a identificação da composição dos fluxos e se ampara na análise teórica e de redes de apoio para decifrar este evento, que poderá ter cada vez mais relevância na dinâmica demográfica. Ainda, os autores nos levam a compreender a formação dos sistemas migratórios da região.

Outro desafio a ser conhecido, compreendido e mitigado, decorrente da transição demográfica, é o envelhecimento populacional. Os dois artigos seguintes tratam deste tema a partir do ponto de vista da saúde. O primeiro deles, de **Cristiano Sathler dos Reis, Kenya Noronha e Simone Wajnman**, apresenta uma estimativa dos custos em saúde pública, teoricamente de acesso universal no país, mais especificamente sobre gastos com internações hospitalares, no contexto de envelhecimento populacional, que ocorre em velocidade intensa no país. Por meio da decomposição dos gastos em efeitos preço, taxa, composição etária e tamanho populacional e com desagregação por sexo e tipo de enfermidades, os

autores mostram que o efeito composição etária é muito alto, principalmente nas enfermidades que são as mais prevalentes em idades mais avançadas, como as doenças do aparelho circulatório e neoplasias, e que existem importantes diferenciais por sexo.

O segundo artigo sobre as consequências do envelhecimento populacional na saúde, assim como da maior longevidade da população, é apresentado por **Angela Segura Cardona e colegas**. Com a coleta de dados primários em uma região da Colômbia, as autoras analisam o risco de comprometimento cognitivo em idosos e sua associação com fatores sociodemográficos e regionais. Apesar de referente a um local específico, o estudo mostra como esta situação está relacionada com condições de vida de baixa qualidade, fato comum na maioria dos países da América Latina. Com o aumento dos gastos em saúde devido ao envelhecimento populacional, é essencial que políticas públicas de prevenção possam mitigar o aparecimento de comprometimento cognitivo em idosos, ainda mais diante de famílias cada vez menores e com maiores limitações para dividir com o Estado os custos do envelhecimento não saudável.

O último evento no curso de vida, a mortalidade, é tratado em dois artigos. O primeiro deles, de **Marcos Roberto Gonzaga e Carl Paul Schmertmann**, apresenta um avanço metodológico na mensuração das taxas de mortalidade por idade e sexo em pequenas áreas. Os dados básicos para o cálculo dessa taxa estão sujeitos a dois problemas: aquele mencionado anteriormente sobre cobertura do registro de óbitos; e a variabilidade de pequenos números, devido a eventos raros. Este último é tratado pelos autores, para substituir o método de padronização comumente empregado no Brasil, que assume uma estrutura etária rígida da mortalidade. Os autores propõem utilizar um método que suaviza os dados sem impor um padrão etário preestabelecido, que mostra excelentes resultados. O problema de sub-registro dos óbitos em pequenas áreas, como indicado pelos autores, ainda precisa de avanços. Vale mencionar que este artigo traz uma inovação, utilizada por alguns estudiosos em periódicos internacionais, que merece ser seguida: a apresentação em endereço Web de todos os dados básicos, programas/sintaxes e resultados obtidos, disponibilizados de forma aberta a todos os interessados.

O segundo artigo sobre mortalidade, elaborado por **Mário Moreira Carvalho de Oliveira e colegas**, apresenta um importante avanço na estimação de tábuas de mortalidade para a população segurada com dados do mercado segurador brasileiro. Estas são essenciais para melhor determinação dos custos e prêmios dos seguros contratados por morte ou por sobrevivência. O artigo apresenta um volume grande de gráficos e tabelas, além daquele utilizado como padrão da revista, mas esta exceção é por uma boa causa, visto que este estudo servirá como referência para a demografia dos negócios, área importante e pouco explorada na demografia brasileira. Ao compararem os resultados com outras tábuas de vida, os autores mostram as desigualdades brasileiras no enfrentamento da adversidade, uma vez que somente ao redor de 22% da população, sendo a mais abastada, possui condições de contratar seguros. Este fato mostra o desafio das políticas públicas na área de saúde diante do envelhecimento populacional.

O último artigo desta edição oferece uma análise totalmente inovadora e valorosa, do ponto de vista dos usuários de dados, e corajosa mas essencial desde a perspectiva dos produtores de dados. **Luciano Tavares Duarte, Denise Britz do Nascimento Silva e José André de Moura Brito** analisam as informações produzidas no processo de coleta dos dados do Censo Demográfico de 2010, os chamados paradados. Os autores apresentam uma análise sobre as divergências entre as respostas coletadas pelos entrevistadores e aquelas obtidas na checagem pelos supervisores, comparando-as com as informações sociodemográficas desses e dos informantes do censo, sendo que umas das conclusões é que as características do informante são essenciais para uma boa coleta dos dados. O artigo deveria servir de base para novos avanços nesta área na América Latina, que, apesar da tradição na realização dos censos de população, tem pouca ou quase nenhuma prática no registro dos procedimentos adotados e, menos ainda, na avaliação da qualidade das informações coletadas, ou pelo menos na divulgação dessas. Apesar de ainda ser possível realizar outras análises, os resultados mostram importantes avanços para correções de rumo nos procedimentos censitários, no sentido de potencializar a melhoria da qualidade das informações coletadas em pesquisas domiciliares.

A edição também traz uma resenha do livro *The color of love: racial features, stigma & socialization in black Brazilian families*, de Elizabeth Hordge-Freeman, que é apresentada por **Maria Carolina Tomás**.

Espera-se que estes artigos possam estimular o avanço metodológico e analítico da área, que vem crescendo ao longo dos anos, mas ainda tem importantes caminhos a percorrer.

Boa leitura!

Suzana Cavenaghi
Editora *Rebep*, 2013-2016

¿Es hora de usar indicadores refinados para estudiar la fecundidad en América Latina?*

Wanda Cabella**
Ignacio Pardo***

El artículo discute la pertinencia de los llamados indicadores refinados de fecundidad para evaluar el nivel de la fecundidad en los países de América Latina. La principal ventaja de estos indicadores es su capacidad de identificar cuánto del cambio en la tasa global de fecundidad se debe a cambios en la intensidad y cuánto a cambios en el calendario. Los países de muy baja fecundidad están culminando un proceso de postergación de la maternidad que solo pudo ser descrito adecuadamente una vez que surgieron estos indicadores. A pesar de que en América Latina hay indicios de que en algunos países se comienza a procesar la postergación de la fecundidad, es aún muy limitada la capacidad de elaborar indicadores refinados y no abunda la discusión sobre sus virtudes, desventajas y potencialidades. Con la intención de sistematizar la acumulación al respecto y fomentar el debate, en este artículo se presentan las principales características de estas medidas y se discute cuáles indicadores serían los más adecuados para evaluar las tendencias de la fecundidad en la región y cómo podrían difundirse de modo de evitar equívocos en su interpretación. Nuestra principal conclusión es que a corto plazo resulta más urgente contar con indicadores de intensidad y calendario por orden de nacimiento que apelar a medidas sintéticas refinadas.

Palabras clave: Indicadores refinados de fecundidad. Posponement transition. América Latina. Uruguay.

* Este trabajo fue realizado en el marco del proyecto de investigación La caída de la fecundidad en Uruguay (1996-2011). ¿Cuál es su verdadera dimensión?, que contó con el apoyo financiero de la Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC) de la Universidad de la República, Uruguay. Los autores agradecen las contribuciones de la Editora de Rebec y de los tres evaluadores anónimos que revisaron el artículo.

** Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay (wanda.cabella@cienciassociales.edu.uy).

*** Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay (ignacio.pardo@cienciassociales.edu.uy).

Introducción

En los países cuya fecundidad ha llegado a etapas avanzadas de la *Postponement Transition*, la utilización de indicadores refinados permitió atemperar los problemas de la tasa global de fecundidad (TGF), interpretar mejor la evolución de la fecundidad en el contexto de postergación de los nacimientos y perfeccionar los supuestos de las proyecciones de población. Estos indicadores refinados complejizan la habitual medición por cohortes sintéticas, aislando los cambios de calendario que provocan el llamado efecto *tempo* y a menudo incorporando otros ajustes, como los cambios en la estructura por paridez de la población femenina. Dado que en algunos países de América Latina se observan síntomas de aplazamiento de la maternidad (CABELLA; PARDO, 2014; ESTEVE et al., 2012; ROSERO-BIXBY et al., 2009), es oportuno tratar el tema de los principales usos y fundamentos de estos indicadores, tomando en cuenta las controversias que generaron en los países que los usan intensamente.

El objetivo de este artículo es discutir la utilidad de los indicadores refinados de fecundidad para los países de América Latina –en el contexto más amplio de la necesidad de indicadores de fecundidad apropiados para la región–, que permitan dar cuenta de las nuevas pautas del comportamiento reproductivo tanto como difundir adecuadamente las tendencias de la fecundidad.

En primer lugar, se reseña el contexto demográfico del surgimiento de estos indicadores y se discuten sus condiciones de aplicación y la pertinencia de su uso. Apenas a modo de ilustración empírica se presenta brevemente una batería de indicadores refinados de fecundidad para el caso uruguayo. Luego se presenta la evolución reciente de la TGF y la edad media a la maternidad (EMM) de varios países latinoamericanos, con el objeto de introducir el debate sobre el eventual uso de indicadores refinados. Finalmente, se discuten las implicaciones del uso de estos indicadores en términos de la relación entre fecundidad de cohorte y de período, tomando los principales ejes de la discusión que tuvo lugar en los países que están culminando la *Postponement Transition*.

El surgimiento de las medidas refinadas en los países de fecundidad muy baja

En este artículo se tomarán en cuenta los indicadores refinados de fecundidad más habituales: aquellos que ajustan el nivel de la fecundidad de momento por el efecto *tempo*, aunque también son conocidas otras variantes, como las que agregan el ajuste por los cambios en la estructura de paridez de la población femenina. La principal ventaja de estas medidas es su capacidad de identificar cuánto del cambio en la TGF se debe a cambios en la intensidad y cuánto a cambios en el calendario.

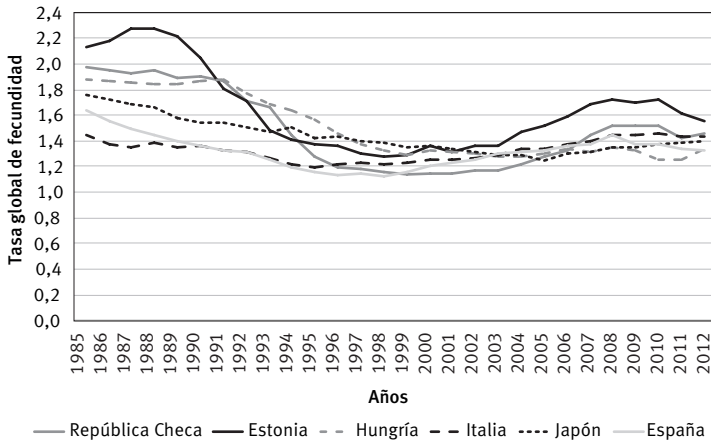
Los indicadores refinados fueron cruciales para describir retrospectivamente la fecundidad de varios países entre inicios de la década del setenta y los primeros años del siglo XXI, cuando una caída drástica de la TGF fue seguida de un sorpresivo repunte en casi todos los casos. La reversión de la tendencia respondió sobre todo a la desaceleración

del aumento en la edad de los nacimientos (BONGAARTS; SOBOTKA, 2012; MYRSKYLÄ et al., 2009). Es decir que un indicador coyuntural de intensidad de la fecundidad se había modificado principalmente a impulso de cambios de calendario.

El fenómeno demográfico que motivó esos cambios es hoy bien conocido y se lo ha denominado *Postponement Transition*, una sucesión de varios años de aumento en la EMM seguido por un período de desaceleración que conduce a una fase final en la que el indicador deja de aumentar y se estabiliza en valores altos (en torno a los treinta años o más para el primer nacimiento). En los países europeos de transición demográfica muy avanzada, el proceso se inició en la década del setenta, se intensificó durante varios años hasta fines de los años primeros años del siglo XXI (KOHLER et al., 2002), a menudo hasta que la TGF alcanzara niveles muy bajos (*lowest-low*¹), y está llegando a su fin en el presente. Fue similar la experiencia de algunos países asiáticos, con ejemplos emblemáticos como Japón, Corea del Sur y Singapur.

El concepto de *Postponement Transition* permitió poner en perspectiva la caída del nivel de la fecundidad de período, que no había implicado disminuciones de similar magnitud en la fecundidad de las cohortes (SOBOTKA et al., 2011). Así, el aumento del nivel de fecundidad de período pasó a ser conocido en la bibliografía como el rebote (*rebound*) de la TGF (BONGAARTS; SOBOTKA, 2012) y su explicación quedó asociada fundamentalmente a los supuestos de construcción del indicador. En el Gráfico 1 se pueden observar varios ejemplos ilustrativos del fenómeno en países europeos y Japón.

GRÁFICO 1
Evolución de la tasa global de fecundidad
Países seleccionados – 1985-2010



Fuente: Human Fertility Database, disponible en <<http://www.humanfertility.org/>>.

¹ Se asume el umbral de 1,5 hijos por mujer para hablar de fecundidad muy baja, aunque se utiliza también el umbral de 1,3 hijos por mujer. Con ese umbral, más exigente, un número nada despreciable de países europeos llegó a niveles muy bajos.

En una primera instancia, la explicación de este rebote de la TGF no era evidente. Podía deberse a un aumento efectivo del número de hijos (modificación del *quantum*), reflejar cambios en la evolución de la EMM (modificación del *tempo*) o ser el resultado de una combinación de ambos fenómenos, como finalmente fue el caso, pero con una influencia muy considerable del efecto *tempo* (BONGAARTS; SOBOTKA, 2012; SOBOTKA, 2001). Esto puso en primer plano el debate acerca de las medidas sintéticas de fecundidad y sus versiones ajustadas.

Un repaso de los indicadores refinados de fecundidad, su cálculo y sus principales problemas

La dificultad para deslindar las posibles fuentes de variación de la TGF dejó en exposición su principal problema: su incapacidad para diferenciar en qué medida su variación responde a cambios de la intensidad de momento –que es lo que pretende medir–, y en qué medida responde a cambios en el calendario de la cohorte sintética, que es utilizada para medir la fecundidad de período. Dicho de otro modo, la postergación o el adelantamiento de los nacimientos pueden generar “distorsiones” (ya veremos por qué entre comillas), a través del llamado efecto *tempo*. Concretamente, cuando hay modificaciones en la EMM de un año al siguiente, la TGF convencional no permite evaluar si la modificación del nivel de la fecundidad, medido como el número de hijos que la cohorte sintética tendría al final de su vida reproductiva, está afectada por el cambio de calendario. Si hay aplazamiento en el calendario, la TGF subestimará el *quantum* de la fecundidad y, a la inversa, lo sobreestimará si se producen adelantamientos. La adecuación del uso de términos como “subestimación” o “sobreestimación” es objeto de controversia: se asume que se estima por encima o por debajo en relación con el valor futuro de la fecundidad completa de las cohortes, pero a los efectos de la medición puntual, la TGF cumple su función. Es decir, determina el nivel de la fecundidad de un año o período, sin importar el peso de los factores que contribuyen a modificarlo. Más adelante en el texto se volverá sobre este punto.

Se ha identificado otra potencial fuente de “distorsión”, originada en el cambio en la composición de la población femenina según paridez, que modifica los denominadores de las tasas de un año determinado, dados los cambios en la fecundidad de años anteriores. A modo de ejemplo, un descenso sistemático en los primeros nacimientos genera un aumento progresivo de la proporción de mujeres con paridez cero, por lo que la población expuesta a tener su primer hijo es mayor a medida que en los años pasados se haya reducido el número de mujeres que se convirtieron en madres. Esta “distorsión” adicional se denomina *efecto paridez* y suele tener una magnitud mucho menor que el efecto *tempo* en la variación de la intensidad de la fecundidad de período.

Como se dijo, la necesidad de aislar la medición de la intensidad de momento de otros fenómenos, fundamentalmente del efecto *tempo*, condujo al desarrollo de nuevas

medidas sintéticas de fecundidad. La mayoría de estas medidas surgió hacia fines de la década del noventa y se basó en el trabajo pionero de Ryder (1956, 1959, 1964). Es el caso de Bongaarts y Sobotka (2012), Ní Bhrolcháin (2011), Luy (2010), Luy y Pösth (2010), McDonald y Kippen (2009), Kohler y Ortega (2007, 2002a, 2002b), Corr y Kippen (2006), Bongaarts y Feeney (2006, 1998), Kippen (2003) y Rallu y Toulemon (1993), entre otros.

Kohler y Ortega (2004, p. 60) resumen de forma intuitiva la motivación de las medidas ajustadas por *tempo*:

The number of births occurring in a year that is characterized by tempo changes [...] differs from the number of births that would have occurred in this year in the absence of the timing change. Correcting for these “missing” or “excess” births in a calendar year is therefore the basic idea behind the adjustment for tempo effects (or tempo distortions): tempo effects are defined as the proportional change in fertility rates and period fertility measures that are due to shifts in the timing of fertility. These tempo distortions affect incidence rates, childbearing intensities, and all derived measures such as TFR, etc.

Hay consenso en que Bongaarts y Feeney (1998) contribuyeron decisivamente al proponer que las medidas ajustadas definieran el componente de *quantum* de la fecundidad como *aquel que se hubiera observado en ausencia de cambios en el calendario de la maternidad durante el período en que se mide la tasa global de fecundidad* (BONGAARTS; FEENEY, 1998, p. 272).² La idea básica es estimar el efecto *tempo* y obtener un valor diferente de la TFG en caso de que ese efecto sea diferente de cero. La medida propuesta por estos autores se conoce como TFG ajustada, adjTFR, TFR', o TFR*.³ En este trabajo se sigue la notación utilizada por Bongaarts y Sobotka (2012), quienes distinguen las medidas ajustadas por efecto *tempo* con un asterisco (para el caso, TFR*). El ajuste consiste en dividir la TGF por un indicador de cambio en la EMM (véase en tabla 1 el modo de cálculo de la TFR*).

En los años que siguieron la TFR* fue objeto de críticas y reformulaciones. Una de las críticas que se le hizo al indicador es que se basaba en el supuesto de forma constante (*constant shape assumption*), es decir que el indicador reposa sobre el supuesto de que los cambios en el *tempo* son idénticos a todas las edades de las mujeres en cada período (KOHLER; PHILIPPOV, 2001). Aunque hay quien lo encuentra demasiado restrictivo (INABA, 2003; KIM; SCHOEN, 2000), el supuesto ha demostrado cumplirse en las poblaciones con baja fecundidad (BONGAARTS; SOBOTKA, 2012; BONGAARTS; FEENEY, 2010). Por otro lado, el ya mencionado efecto paridez condujo a la elaboración de indicadores contruidos con tasas del primer tipo (condicionales) para sustituir a las tasas de segundo tipo (incondicionales) utilizadas en la TGF y en la TFR*. En las tasas del primer tipo,

² Más estrictamente, con la TFR* se observa “what would have been observed in a year if the pattern of age-specific fertility rates (for each birth order)/death rates (i.e., shape and location at the age axes) had been constant during the whole year and only the values of the rates had been change” (LUY, 2011, p. 442).

³ En este trabajo se usan los términos en inglés a falta de traducciones de uso corriente al español de las siglas de los indicadores ajustados por tiempo. Esta decisión facilita la notación y por ende la lectura del texto. Solo se mantiene el uso de la tasa global de fecundidad (TGF), el equivalente en castellano a Total Fertility Rate (TFR).

el denominador está compuesto por la población de cierta edad expuesta al riesgo de experimentar el evento y no por toda la población comprendida en ese grupo de edad. Por ejemplo, las mujeres de cierta edad expuestas a experimentar el nacimiento de su primer hijo son exclusivamente las mujeres de esas edades y de paridez cero, es decir, aquellas que aún no han tenido hijos.

Adicionalmente, se desarrollaron las propuestas de la TFR_p (la “p” refiere a paridez) y su versión ajustada por tempo, TFR_p*. Estas medidas utilizan tasas de fecundidad del primer tipo y los nacimientos de cada orden son tratados como eventos separados, no repetibles. De esta manera, controlan las “distorsiones” que trae consigo el cambio en la distribución de las mujeres por paridez, refinando el denominador (BONGAARTS; FEENEY, 2006).⁴ Otras medidas desarrolladas con objetivos similares son la PATFR (*Parity-and age-adjusted TFR*) y su versión ajustada por *tempo* (llamada PATFR* en Bongaarts y Sobotka (2012) y PF en su versión original) desarrolladas por Kohler y Ortega (2002a) y basadas en tablas de fecundidad. Estas medidas se basan en los trabajos de Rallu y Toulemon (1994) y Park (1976), y desarrolladas en mayor profundidad en Kohler y Ortega (2002a, 2002b, 2004) y en Kohler y Philipov (2001).

En el Cuadro 1 figuran en detalle las características de las principales medidas ajustadas: TFR*, TFR_p* y PATFR*.

De haberse desarrollado antes los indicadores ajustados, es posible que algunas de las alarmas encendidas por la muy baja fecundidad de los países europeos se hubiesen matizado. El repunte de la TGF mostró que de no haber existido una fuerte presión a la baja ejercida por el efecto *tempo*, la caída a niveles tan bajos no hubiera sido posible (MYRSKILÄ et al., 2013). Actualmente, para la comunidad demográfica de estos países es impensable evaluar la magnitud de los cambios de la fecundidad y prever su evolución futura sin considerar el efecto *tempo* en las medidas sintéticas. La distinción *quantum/ tempo* para el análisis de la fecundidad de período (así como para otros fenómenos demográficos) se ha convertido en un aspecto tan central en el análisis demográfico que Luy (2010) ha hablado de un cambio de paradigma (*paradigm shift*) asociado a esta distinción. Cabe preguntarse si ha llegado el momento de que la comunidad de demógrafos latinoamericanos incorpore una lógica similar para el análisis de las poblaciones de la región, que muestran una dinámica de cambio en intensidad y calendario diferente a la del contexto de surgimiento de los indicadores refinados. A continuación se muestra el caso particular de Uruguay, que tuvo una evolución específica dentro del contexto de países latinoamericanos.

⁴ Yamaguchi y Beppu (2004) han trabajado en una medida muy similar.

CUADRO 1
Descripción de los indicadores refinados de fecundidad más usados

	Medidas ajustadas por tiempo		Medidas ajustadas por tiempo y paridez
Sigla y nombre original	TFR*	PATFR*	TFRp*
	Tempo adjusted Total Fertility Rate	Tempo-adjusted Parity-and Age Total Fertility Rate	Tempo and parity-adjusted total fertility rate
Sigla y nombre propuestos en español	TGF*	TGFp*_K&O	TGFp*_B&F
	Tasa global de fecundidad ajustada por tiempo	Tasa global de fecundidad ajustada por paridez y tiempo, variante Kohler y Ortega	Tasa global de fecundidad ajustada por paridez y tiempo, variante Boongarts y Feeney
Datos numerador	Nacimientos según edad de la madre y orden de nacimiento	Nacimientos según edad de la madre y orden de nacimiento	Nacimientos según edad de la madre y orden de nacimiento
Datos denominador	Mujeres según edad	Mujeres según edad y paridez	Mujeres según edad y paridez
Modo de cálculo	<p>t = año; i = orden de nacimiento; EMM = Edad Media a la Maternidad</p> $TFR^* = \sum TFR_i^*$ $TFR_i^* = \frac{TFR_i(t)}{1 - r_i(t)}$ $r_i(t) = \frac{EMM_i(t + 1) - EMM_i(t - 1)}{2}$	<p>Su cálculo se realiza a partir de tablas de fecundidad y los denominadores de las tasas son en este caso la población femenina de edad x y paridez i-1. Al igual que la TFRp, neutraliza el efecto de los cambios en la distribución de las mujeres por paridez. El ajuste obtenido en la PATFR* requiere cálculos más complejos, pues no solo involucra la edad media a los nacimientos sino también su varianza.</p>	$TFRp(t)^* = \sum_i TFRp(t,i) \sum_j \{1 \exp [-\sum_x \{p(a,t,1 - r(1,1))\}]\}$ <p>a = edad; t = año; i = orden p(x,t,i) = tasas de fecundidad del primer tipo (condicionales) con los nacimientos de cada orden tratados como eventos separados no repetibles. Los denominadores de las tasas de orden i incluyen a todas las mujeres de paridez j tal que j < i, como se dijo más arriba</p>
Documentos de referencia del indicador o similares	Bongaarts y Feeney (1998)	Yamaguchi y Beppu (2004); Kohler y Ortega (2002); Rallu y Toulemon (1994), Park (1976)	Bongaarts y Feeney (2006)
	Bongaarts y Sobotka (2012)		

Nota: Existen indicadores similares a PATFR*, pero ajustados por duración intergenésica (PADTFR) (MIRANDA-RIBEIRO et al., 2013; NÍ BHROLCHAIN, 1992).

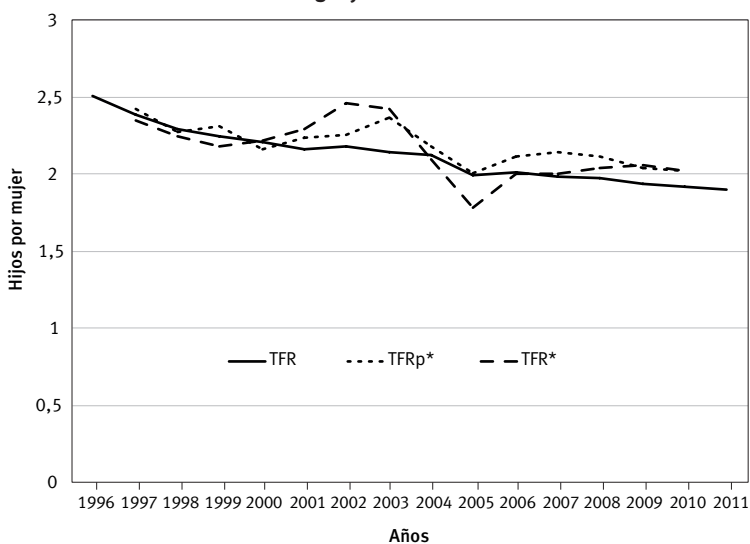
La evolución de los indicadores refinados de fecundidad en Uruguay

Uruguay es un país de fecundidad históricamente baja (PELLEGRINO, 2010; CHACKIEL; SCHKOLNIK, 1992), que desde 1996 experimentó una nueva etapa de descenso. Durante esta caída, la TGF cayó por debajo del nivel de reemplazo (de 2,5 en 1996 a 1,9 en 2011), alcanzando niveles similares a los de otros países de la región. Para discutir los puntos abordados en este artículo, observamos su evolución y agregamos la versión ajustada por *tempo* (TFR*) y la TFRp*, ajustada por *tempo y paridez* (Gráfico 2).

El efecto *tempo*, es decir, la diferencia entre tasa global de fecundidad y TFR*, es mayor a cero en algunos años entre 1996 y 2011, pero no se observa una tendencia al aplazamiento que sea estable a lo largo de todo el período. Concretamente, se observa

un aumento significativo de las medidas ajustadas entre 2002 y 2003, coincidentes con la crisis económica que vivió el país a inicios de esa década. De 2004 en adelante, ambas medidas ajustadas presentan niveles más cercanos a la tasa global convencional. Es posible que en respuesta a las condiciones económicas adversas, las parejas hayan aplazado los nacimientos por dos o tres años, pero en tal caso el fenómeno culminó muy rápidamente. Una mirada que abarque los quince años debería destacar que entre 1996 y 2011 no hubo modificaciones de entidad en la EMM que generasen valores superiores de la TFR* en relación con la TFR. En suma, el descenso registrado entre 1996 y 2011 no es esencialmente resultado de la acción del efecto *tempo*, sino del declive del *quantum* de la fecundidad de período en esos años.

GRÁFICO 2
Evolución de TGF, TFR* y TFRp*
Uruguay – 1996-2011



Fuente: Ministerio de Salud Pública (MSP). Microdatos del Registro de Nacimientos; Instituto Nacional de Estadística INE). Proyecciones de Población (Revisión 2013).

De todos modos, ¿cómo interpretar estos movimientos abruptos de los indicadores ajustados en los primeros años del siglo XXI? En este caso, una interpretación automática de la TFR* implicaría sostener que *de no haber aumentado la EMM*, la TGF habría mostrado un extraordinario repunte en esos dos años. Pero ¿cuán sensata es esa lectura? Asumir que *de no haber existido aumento en la EMM, la TGF se habría situado en torno a 2,5 hijos* durante los dos peores años de la crisis, aunque sea estrictamente lo que sugiere el indicador, no parece una opción recomendable. Cuando la TFR* presenta oscilaciones bruscas es más sensato no considerar el valor contrafactual de su interpretación, más adecuado para un contexto de postergación paulatina en poblaciones de fecundidad baja.

En definitiva, ¿no hubo postergación de los nacimientos? El escaso cambio de la EMM en todo el período puede tomarse como una señal de que el calendario de la fecundidad

no se ha modificado, aunque lo cierto es que hubo cambios. Fueron casi imperceptibles cuando se observan todos los órdenes juntos, pero visibles si se observa la edad media de los primeros y segundos nacimientos, en los que hubo un aumento sostenido, indicativo del posible comienzo de la *Postponement Transition* en el país (NATHAN; PARDO; CABELLA, 2016). Las medidas sintéticas no registran el proceso porque sucede al mismo tiempo que las mujeres detienen su fecundidad en parideces menores –lo que reduce los nacimientos de órdenes superiores, que ocurren a edades más avanzadas, y por tanto impulsa al descenso de la EMM–. Ambos fenómenos se compensan y como resultado no hay aumento importante de la EMM total; por eso la TFR* tampoco es una medida elocuente en ausencia de aumentos sistemáticos de la EMM.

Las medidas de fecundidad y el contexto de América Latina y el Caribe

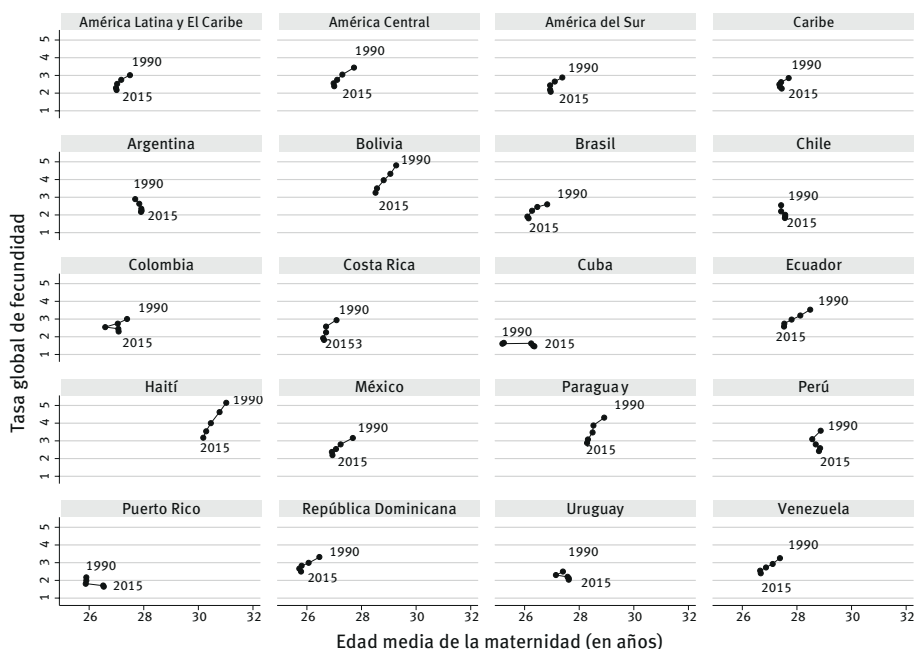
¿Cómo se han tratado estos temas en la región? El uso de medidas ajustadas por *tempo* es muy incipiente, pero se han realizado algunos ejercicios. Además del caso uruguayo, concretamente, existen análisis recientes de la fecundidad brasileña (MIRANDA-RIBEIRO et al., 2013; MIRANDA-RIBEIRO et al., 2016) que utilizan datos censales de los últimos treinta años para reconstruir historias de nacimientos y elaborar una gran variedad de indicadores refinados, a menudo a partir de las sugerencias de Kohler y Ortega (2007) en torno al uso de tablas de fecundidad. Así es posible controlar los efectos *tempo*, *paridez* y en algún caso también el efecto *duración* (desde el nacimiento anterior). La conclusión suele ser que, además de un efecto *paridez* positivo, existió en la TGF brasileña un efecto *tempo* negativo (dado por el efecto compensador de la caída de la fecundidad en los órdenes altos), que en los años más recientes se volvió levemente positivo, como sucede en los países de fecundidad baja que inician el proceso de aplazamiento de los nacimientos.

Unos años antes, también apelando a censos y a reconstrucción de historias de nacimientos, Miranda-Ribeiro et al. (2008) contrastaron la evolución de la TGF brasileña con la mexicana (1985-2000). Los indicadores refinados revelaron que el caso mexicano no es idéntico al brasileño pero se asemeja. Existe un efecto *paridez*, al igual que en Brasil, y la evolución del efecto *tempo* también es coincidente: desde 1985 es negativo, pero comienza a acercarse a cero al comenzar la década del noventa, para mantenerse en valores muy cercanos a ese nivel hasta el año 2000, dado el menor ritmo de cambio de la EMM.

Los resultados obtenidos para estos países no sorprenden si se considera que la caída reciente de la fecundidad en América Latina hacia niveles bajos estuvo básicamente influenciada por la reducción de los nacimientos de órdenes superiores, sin un descenso abrupto de los niveles de fecundidad adolescente, lo que condujo a un rejuvenecimiento de la EMM. Solo muy recientemente se observan indicios de un desplazamiento de la EMM hacia edades más tardías en algunos países (Brasil, Chile, Colombia, Puerto Rico, Uruguay, por ejemplo) (Gráfico 3).

El descenso de la tasa global de fecundidad en los países latinoamericanos desde el quinquenio 1990-1995 no tiene excepciones. En general, sucedió por la reducción de las tasas en las edades centrales de la reproducción (20 a 29 años) y hubiera sido más fuerte de no mediar la persistencia de tasas de fecundidad adolescente relativamente altas (CEPAL, 2011; RODRÍGUEZ; CAVENAGHI, 2014; CABELLA; PARDO, 2014; RODRÍGUEZ, 2015). Como resultado, hay una considerable cantidad de países en el entorno del umbral de reemplazo. En segundo lugar, la EMM tiende a permanecer estable o a disminuir, en la línea de lo observado más en detalle para Brasil y México hasta hace relativamente poco tiempo. Estos patrones tienen consecuencias a la hora de pensar en los indicadores más adecuados para resumir la intensidad de la fecundidad de los países: el contexto en el que surgieron los indicadores ajustados (el rebote de la fecundidad en los países europeos que tenían niveles bajo el remplazo desde hacía varios años) difiere mucho del contexto actual de nuestra región. Básicamente, porque la EMM de todos los órdenes de nacimiento aún no sube de forma importante; en algún caso porque no ha comenzado la *Postponement Transition*, en otros por los efectos de compensación que se mencionaban unos párrafos atrás.

GRÁFICO 3
Evolución de la tasa global de fecundidad y la edad media a la maternidad
Subregiones y países seleccionados – 1990-2015



Fuente: Cabella y Pardo (2014, p. 18). Reimpreso con autorización.

En todo caso, en los países de la región que aún no tienen niveles de fecundidad muy bajos (casi todos, con excepción de los caribeños), no es claro que las tendencias generales de intensidad y calendario vayan a evolucionar exactamente como lo hicieron

en los países europeos. De utilizarse la trayectoria de los modelos estilizados habituales,⁵ se diría que muchos de los países latinoamericanos están atravesando una etapa inicial del descenso, en la que no son esperables cambios en el calendario, mientras otros comienzan una segunda etapa, en la que el aplazamiento comienza a ser visible. Así, los indicadores sintéticos ajustados por *tempo* no serían de mayor utilidad en el presente pero sí podrían serlo en el futuro. Sin embargo, es necesario observar las dinámicas específicas por orden de nacimiento para conocer cómo está compuesto el cambio en la fecundidad de cada país, lo que requiere datos de calidad y acumulación creciente en el estudio de la fecundidad por orden.

Lamentablemente, la investigación sobre las tendencias y explicaciones de los patrones de la fecundidad en América Latina es poco abundante en los últimos tiempos, si bien se han producido publicaciones relevantes en torno al tema (CABELLA; PARDO, 2014; CAVENAGHI, 2009; CAVENAGHI; ALVES, 2011, 2016; MIRANDA-RIBEIRO et al., 2016; NATHAN; PARDO; CABELLA, 2016; RIOS NETO; GUIMARÃES, 2014; ROSERO-BIXBY; CASTRO-MARTIN; MARTIN-GARCIA, 2009, para nombrar las más recientes). También es escasa la presencia de la fecundidad en los encuentros científicos regionales: en los últimos tres congresos de la Asociación Latinoamericana de Población (ALAP), la fecundidad fue tema de solo una de 63 sesiones regulares (2012), 2 de 56 (2014) y 5 de 70 (2016),⁶ respectivamente. Quizá el decaimiento en el interés se deba a que estamos en un interregno entre dos circunstancias que en diferentes momentos históricos han sido objeto de preocupación de los demógrafos: la vieja preocupación por la alta fecundidad ya desapareció y no se ha instalado aún la preocupación por el “invierno demográfico” que las miradas catastrofistas promueven en los países de fecundidad muy baja (DUMONT, 2008).

Vista de otro modo, la relativa ausencia del tema puede vincularse al rezago en el cambio de enfoque que viene procesándose en otras regiones, desde la clásica mirada centrada en la relación entre fecundidad, reproducción de las poblaciones y crecimiento demográfico (según la cual la fecundidad demasiado alta o demasiado baja es más importante que cualquier otra cosa), hacia la descripción y explicación del comportamiento reproductivo *per se*. Este cambio de paradigma en la mirada teórica sobre el tema es concomitante con el que se ha observado en términos de medición a partir del uso de indicadores refinados, en particular aquellos que se detienen en el análisis de la dinámica de cambio de la fecundidad por orden de nacimiento, para observar comportamientos cada vez más específicos.

¿Qué vida tiene por delante la tasa global de fecundidad en este contexto? Los indicadores sintéticos convencionales son una herramienta de gran potencial comparativo.

⁵ Lesthaeghe y Willems (1999) describen el descenso de la fecundidad como un proceso que se produce en tres etapas. Una primera, en la que el descenso es básicamente de nivel y el calendario permanece poco cambiado; una segunda que da comienzo a la postergación del calendario, con la fecundidad en niveles bajos, y una tercera, en la que la postergación termina y la TGF aumenta por efecto del fin de la postergación, aunque sin recuperar del todo los niveles del pasado.

⁶ Datos extraídos de los respectivos sitios de ALAP donde se encuentran depositados los programas académicos de los congresos: <<http://www.alapop.org/alap/>>.

Dado el comportamiento reproductivo de las poblaciones de fecundidad baja, como lo serán de modo creciente las latinoamericanas, se puede considerar a la TGF como una medida resumen aún de gran utilidad, sobre todo si surge de las estadísticas vitales de los países: brinda un panorama general de utilidad y es más confiable que los indicadores basados en información censal (CAVENAGHI; ALVES, 2016). No obstante, si el incipiente escenario de aplazamiento se desarrolla y consolida, será bueno complementarla con la TFR* u otras medidas refinadas que permitan cumplir cabalmente con algunos de sus roles habituales.

Estas medidas refinadas pueden contribuir a visualizar problemas específicos, pero tampoco están libres de problemas; en definitiva, no son más que un ajuste de la TGF, a la que se incorporan supuestos adicionales. No hay forma de escapar a la necesidad de un conjunto más amplio de indicadores que incluya medidas por orden de nacimiento. Si bien cualquier indicador es un artificio, no es exagerado decir que la descripción más acabada del comportamiento real de las personas se logra a través de los indicadores de fecundidad por orden. Las personas toman decisiones respecto a tener o no un primer (o segundo, o tercer) hijo y respecto al momento que les resulta más adecuado para iniciar o continuar sus proyectos reproductivos. Como se ha mostrado para Uruguay y otros países de la región (NATHAN; PARDO; CABELLA, 2016; LIMA et al., 2015; CABELLA; PARDO, 2014; MIRANDA-RIBEIRO et al., 2013, 2016, 2008⁷) y se ha señalado en este mismo artículo, lo habitual es que existan dinámicas por orden de nacimiento que compensen sus efectos a nivel agregado y se tornen invisibles a partir de las medidas sintéticas, lo que socava su utilidad como descripción del comportamiento reproductivo.

En ese escenario es necesario actualizar el conjunto de indicadores de fecundidad. Mientras la TGF es útil para reflejar procesos de cambio en la intensidad de largo plazo (típicamente, la reducción de valores altos a bajos) hay que ubicar adecuadamente las potencialidades de esta medida y evitar su frecuente reificación. Si se la presenta de forma aislada y aproblemática, como descripción exacta de la fecundidad del país, o como *proxy* perfecto de la fecundidad final de las cohortes, podemos estar exigiendo a esa medida más de lo que puede dar. Por eso, contar con la fecundidad y la EMM por orden no es un lujo de los investigadores sino una necesidad primaria para conocer el comportamiento reproductivo. Además, es especialmente necesario un mayor énfasis en las medidas por estrato social, ya que la heterogeneidad de comportamientos reproductivos es norma en los países latinoamericanos. Es probable que el patrón específico de la fecundidad latinoamericana en las próximas décadas esté dado por la combinación de niveles bajos y convergentes en la intensidad, por un lado, y comportamientos heterogéneos de calendario, por otro (CABELLA; PARDO, 2014; CAVENAGHI; ALVES, 2011).

Finalmente, esta heterogeneidad de calendario hará cada vez más necesarias otras medidas: las de dispersión, como el desvío estándar de la EMM de primer o segundo

⁷ Trabajos como Miranda-Ribeiro et al. (2013), basados en datos censales, pueden presentar los habituales problemas de subregistro de nacimientos.

orden, o aún más específicas, como las que identifican una distribución bimodal en el calendario de los primeros nacimientos. Este fenómeno fue observado originalmente en los países anglosajones y empieza a describirse en algunos países de la región (NATHAN; PARDO; CABELLA, 2016; LIMA et al., 2015; SULLIVAN, 2005).

Comentarios finales

Al igual que las convencionales, las medidas ajustadas no son más que una de las variantes de las medidas basadas en cohortes hipotéticas. De hecho, pueden ser vistas como una extensión del control de los efectos de composición de la población femenina por edad fértil que caracteriza a la TGF (LUY, 2010). No es ocioso repetir que el debate acerca de los indicadores ajustados debe centrarse en esos términos de utilidad o pertinencia. Las medidas convencionales o las ajustadas no son correctas o incorrectas en sí mismas: ambos tipos de medidas son apropiadas para ciertos fines y se ajustan pobremente a otros (BONGAARTS; FEENEY, 2010; GUILLOT, 2006). En el caso de la tasa global convencional, cada año calendario la cohorte ficticia conformada por las mujeres de todas las edades fértiles tiene *efectivamente* las tasas incondicionales específicas cuya suma genera el valor de esa medida; por ese motivo puede ser necesario escribir con comillas que esa medida provoca “distorsiones”. Es su interpretación habitual como *proxy* de la fecundidad de cohorte la que podría ambientar conclusiones equivocadas cuando la relación entre las tasas específicas por edad se modifica, generando efectos *tempo* y –ahora sí sin comillas– distorsionando su capacidad predictiva (GUILLOT, 2006; BONGAARTS; FEENEY, 2010, 2009; NÍ BROLCHAIN, 2010).

Lo problemático es que este uso como *proxy* se haya reificado, pues hay consenso en que ni los indicadores ajustados ni la TGF convencional, en tanto son medidas de período, pueden evaluar la fecundidad real de las cohortes (NÍ BHROLCHÁIN, 2010; BONGAARTS; SOBOTKA, 2012; BOONGARTS; FEENEY, 2009). Por eso hay quienes, en posición minoritaria, aconsejan desechar del todo ese uso y utilizar proyecciones propiamente dichas (NÍ BHROLCHÁIN, 2010). Lo que puede decirse es que en ciertos contextos la TFRp*, por ejemplo, muestra una importante correlación con la fecundidad completa de las cohortes (BONGAARTS; SOBOTKA, 2012).

El debate se encuadra en la ambivalencia de cualquier medición de este tipo. Por un lado, los indicadores de cohorte son los únicos que refieren a individuos reales, pero para conocer toda su trayectoria es necesario esperar a que culminen su vida reproductiva, por lo que se trata de indicadores que describen eventos del pasado. Por otro, las decisiones reproductivas y las decisiones de política pública se toman en el año calendario. Como recoge la expresión de Calot (1994), el mundo en que vivimos está en “modo período” (“the world we live in is *periodwise*”).

La provocativa pregunta de Sobotka y Lutz (2011), quienes titularon su artículo “Los engañosos mensajes de política de la TGF: ¿deberíamos dejar de usarla?” (“*Misleading*

policy messages derived from the period TFR: should we stop using it?”), es un acierto en el contexto europeo. Sin embargo, el caso de Uruguay muestra que puede tener poco valor heurístico extender el uso de estas medidas allí donde no hay postergación sostenida y monótona de la EMM, a riesgo de caer en lecturas poco sensatas de los indicadores ajustados. Cuando existen grandes *shocks* que agregan o quitan nacimientos de forma impactante en períodos cortos, como puede suceder ante una crisis, la interpretación habitual de los indicadores ajustados como medida contrafáctica puede llevar a conclusiones poco razonables, peores que las “distorsiones” que pretenden corregir, lo que las menoscaba como herramienta de resumen de información demográfica.

La postergación sostenida no se observa aún en América Latina de una forma que pueda repercutir en la TGF, aunque esto probablemente sucederá cuando la enorme mayoría de los nacimientos sean de primer o segundo orden. Por ahora, el aumento en la EMM de esos órdenes está comenzando en ciertos estratos de la población, lo que reafirma el valor de los indicadores de fecundidad por orden y estrato social de los padres. Y vuelve a traer a escena el problema de la calidad de los datos. Sobre todo, la necesidad de ampliar el rango y la calidad de preguntas relevadas en las estadísticas vitales de fecundidad.

La ampliación del conjunto de indicadores que describen la fecundidad tiene asimismo interés para la divulgación de resultados y la generación de insumos para las políticas de población que pudieran generarse a partir de la información demográfica, en un contexto en el que la experiencia europea sirve de referencia para el diseño de políticas, pero que necesita de un importante esfuerzo de adaptación a las especificidades de nuestras poblaciones (PARDO; VARELA, 2013). Y mejorar la medición de la fecundidad de período permite prever mejor la fecundidad que acumularán las cohortes al llegar al fin de su vida reproductiva, ya que su uso como *proxy*, aun siendo imperfecto, tiene utilidad. Ante la intensificación de los cambios de calendario, es incluso posible que debamos mirar más allá de medidas como la TFR* e incorporar intentos más novedosos, como el de Goldstein y Cassidy (2014), cuya TFR† ajusta la TGF, pero identificando la postergación de las cohortes, que así puede estimarse distinguiéndola de la postergación de período.

Al terminar, cabe responder qué hacer con la tasa global de fecundidad: *should we stop using it?* La respuesta depende del contexto; dado lo visto en las grandes tendencias de intensidad y calendario en América Latina y el Caribe (Gráfico 3), podría pensarse que aún es un indicador razonable del nivel de la fecundidad de período para América Latina y el Caribe y que conserva su utilidad para ciertos fines, pero que ya no es suficiente para describir sustantivamente el heterogéneo comportamiento reproductivo de los países de la región. Tampoco lo son las medidas ajustadas, consideradas de forma aislada. Para esa tarea, aunque las medidas sintéticas siempre tendrán utilidad como resumen, son necesarias herramientas más específicas: sobre todo, indicadores de intensidad y calendario por orden de nacimientos y estrato social.

Referencias

BONGAARTS, J.; FEENEY, G. When is a tempo effect a tempo distortion? *Genus*, v. 66, n. 2, p. 1-15, 2010.

_____. The quantum and tempo of life cycle events. *Vienna yearbook of population research*. Vienna Institute of Demography of the Austrian Academy of Sciences, 2006. p. 115-151.

_____. On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review*, v. 24, n. 2, p. 271-291, 1998.

BONGAARTS, J.; SOBOTKA, T. A demographic explanation for the recent rise in European fertility. *Population and Development Review*, v. 38, n. 1, p. 83-120, 2012.

CABELLA, W.; PARDO, I. Hacia un régimen de baja fecundidad en América Latina y el Caribe, 1990-2015. En: CAVENAGHI, S.; CABELLA, W. **Comportamiento reproductivo y fecundidad en América Latina: una agenda inconclusa**. Rio de Janeiro: Alap, 2014. p. 13-31 (Serie e-investigaciones n. 3). Disponible en: <http://www.alapop.org/alap/Serie-E-Investigaciones/N3/Capitulo1_SerieE-Investigaciones_N3_ALAP3.pdf>.

CALOT, G. Synthetic measures based on rates or on probabilities. *Population: An English Selection*, n. 6, p. 95-107, 1994.

CAVENAGHI, S. (Org.). **Demographic transformations and inequalities in Latin America: historical trends and recent patterns**. Rio de Janeiro: Alap, 2009.

CAVENAGHI, S.; ALVES, J. E. D. Qualidade das informações sobre fecundidade no Censo Demográfico de 2010. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 33, n. 1, p. 189-205, 2016.

_____. **Diversity of childbearing behaviour in the context of below-replacement fertility in Brazil**. New York: United Nations, Department of Economic and Social Affairs, 2011 (Population Division Expert Paper, n. 2011/8).

CEPAL. **Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe 2011**. Santiago de Chile: Cepal, 2011.

CORR, P.; KIPPEN, R. The case for parity and birth-order statistics. *Australian and New Zealand Journal of Statistics*, v. 48, n.2, p. 171-200, 2006.

CHACKIEL, J.; SCHKOLNIK, S. La transición de la fecundidad en América Latina. *Notas de Población*, n. 55, LC/DEM/G.124, 1992.

DUMONT, G-F. Les conséquences géopolitiques de ‘l’hiver démographique’ en Europe. *Géostratégiques*, n. 20, p. 20-46, 2008.

ESTEVE, A.; GARCÍA-ROMAN, J.; LESTHAEGHE, R.; LÓPEZ-GAY, A. **The “second demographic transition” features in Latin America: the 2010 update**. Barcelona: Centre d’Estudis Demogràfics, Universitat Autònoma de Barcelona, 2012 (Working paper).

GOLDSTEIN, J.; CASSIDY, T. A cohort model of fertility postponement, *Demography*, v. 51, n. 5, p. 1797-819, 2014.

GOLDSTEIN, J.; SOBOTKA, T.; JASILIONENE, A. The end of ‘lowest-low’ fertility? *Population and Development Review*, v. 35, n. 4, p. 663-699, 2009.

HUMAN FERTILITY DATABASE. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). Disponible en: <www.humanfertility.org>. Acceso: 9 nov. 2016.

INABA, H. Resolving a confusion in the Bongaarts and Feeney’s tempo-adjusted total fertility rate. *Jinkogaku Kenkyu (The Journal of Population Studies)*, n. 32, p. 1-7, 2003.

KIM, Y. J.; SCHOEN, R. On the quantum and tempo of fertility: limits to the Bongaarts-Feeney adjustment. **Population Development Review**, v. 26, n. 3, p. 554-559, 2000.

KOHLER, H. P.; BILLARI, F. C.; ORTEGA, J. A. The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. **Population Development Review**, v. 28, n. 4, p. 641-680, 2002.

KOHLER, H.-P.; ORTEGA, J. A. Old insights and new approaches: fertility analysis and tempo adjustment in the age-parity model. **Vienna yearbook of population research**. Vienna Institute of Demography of the Austrian Academy of Sciences, 2004. p. 55-87.

KOHLER, H. P.; PHILIPPOV, D. Variance effects in the Bongaarts-Feeney formula. **Demography**, n. 38, p. 1-16, 2001.

_____. Tempo-adjusted period parity progression measures: assessing the implications of delayed childbearing for cohort fertility in Sweden, the Netherlands and Spain. **Demographic Research**, v. 6, article 7, p. 145-190, 2002a.

_____. Tempo-adjusted period parity progression measures, fertility postponement and completed cohort fertility. **Demographic Research**, v. 6, article 6, p. 92-144, 2002b.

LESTHAEGHE, R.; WILLEMS, P. Is low fertility a temporary phenomenon in the European Union? **Population and Development Review**, v. 25, n. 2, p. 211-228, 1999.

LIMA, E.; ZEMAN, K.; CASTRO, R.; NATHAN, M.; SOBOTKA, T. Bimodal age-specific fertility profiles in Latin America: the case of Chile and Uruguay. En: ANUAL MEETING OF POPULATION ASSOCIATION OF AMERICA. **Anais...** San Diego, 2015.

LUY, M. Paradigm shift in demography? Editorial to the special issue 'tempo effects in demographic period indicators. **Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft**, v. 35, n. 3, p. 409-414, 2010.

_____. Tempo effects and their relevance in demographic analysis. **Comp. Popul Stud**, n. 35, p. 415-446, 2011.

LUY, M.; PÖTZSCH, O. Estimates of the tempo-adjusted total fertility rate in Western and Eastern Germany, 1955-2008. **Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft**, v. 35, n. 3, p. 605-636, 2010.

MYRSKYLÄ, M.; KOHLER, H. P.; BILLARI, F. Advances in development reverse fertility declines. **Nature**, n. 460, p. 741-743, 2009.

MIRANDA-RIBEIRO, A.; RIOS-NETO, A.; CARVALHO, J. A. M. Efeitos tempo, parturição e quantum no Brasil: indicadores de período e evidências empíricas. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 30, n. 1, p. 145-170, 2013.

MIRANDA-RIBEIRO, A.; RIOS-NETO, E.; ORTEGA, J. A. Declínio da fecundidade no Brasil e México e o nível de reposição: efeitos tempo, parturição e quantum. En: WONG, L. (Ed.). **Población y salud sexual y reproductiva en América Latina**. Rio de Janeiro: Alap, 2008. p. 81-100.

MIRANDA-RIBEIRO, A.; KOHLER, H.-P.; RIOS-NETO, E.; GARCIA, R. A. Postergação ou antecipação? Uma análise do efeito tempo sobre a fecundidade brasileira nas últimas décadas. En: VII CONGRESO DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN E XX ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS. **Anais...** Foz do Iguaçu: Alap/Abep, 2016.

NATHAN, M.; PARDO, I.; CABELLA, W. Diverging patterns of fertility decline in Uruguay. **Demographic Research**, v. 34, article 20, p. 563-586, 2016.

_____. El descenso de la fecundidad en Uruguay según el orden de nacimiento (1996-2011). En: VI CONGRESO DE ALAP. **Anais...** Lima, Perú, 2014.

NÍ BHROLCHÁIN, M. Tempo and the TFR. **Demography**, v. 48, n. 3, p. 841-861, 2011.

_____. Period paramount? A critique to the cohort approach to fertility. **Population and Development Review**, v. 18, n. 4, p. 599-629, 1992.

ORTEGA, J. A.; KOHLER, H.-P. Medición de la baja fecundidad: repensando los métodos demográficos. **Estudios Demográficos y Urbanos**, v. 22, n. 3, p. 523-581, 2007.

PARDO, I.; VARELA, C. La fecundidad bajo el reemplazo y las políticas familiares en América Latina y el Caribe: ¿qué puede aprenderse de la experiencia europea? **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 30, n. 2, p. 503-518, 2013.

PELLEGRINO, A. **La población de Uruguay**. Breve caracterización demográfica, Montevideo: UNFPA, 2010.

RALLU, L.; TOULEMON, L. Period fertility measures. The construction of different indices and their application to France, 1946-89. **Population. An English Selection**, n. 6, p. 59-94, 1994.

RIOS-NETO, E. L. G.; GUIMARÃES, R. R. de M. The educational gradient of low fertility in Latin America. En: ANNUAL MEETING OF POPULATION ASSOCIATION OF AMERICA. **Anais...** Boston, MA: PAA, 2014.

RODRÍGUE-VIGNOLI, J.; CAVENAGHI, S. Adolescent and youth fertility and social inequality in Latin America and the Caribbean: what role has education played? **Genus**, v. 70, n. 1, p. 1-25, 2014.

ROSETO-BIXBY, L.; CASTRO-MARTÍN, T.; MARTÍN-GARCÍA, T. Is Latin America starting to retreat from early and universal childbearing? **Demographic Research**, v. 20, n. 9, p. 169-194, 2009.

RYDER, N. B. Problems of trend determination during a transition in fertility. **Milbank Memorial Fund Quarterly**, n. 34, p. 5-21, 1956.

_____. The process of demographic translation. **Demography**, n. 1, p. 74-82, 1964.

SOBOTKA, T.; LUTZ, W. Misleading policy messages derived from the period TFR: should we stop using it? **Comparative Population Studies**, v. 35, n. 3, p. 637-664, 2011.

SOBOTKA, T. **Postponement of childbearing and low fertility in Europe**. Tese (Doutorado) – University of Groningen, Amsterdam, Dutch University Press, 2004.

SOBOTKA, T.; ZEMAN, K.; LESTHAEGHE, R.; FREJKA, T. **Postponement and recuperation in cohort fertility: new analytical and projection methods and their application**. Vienna Institute of Demography (VID) of the Austrian Academy of Sciences, 2011 (European Demographic Research Paper, n. 2-11).

SULLIVAN, R. The age pattern of first-birth rates among U.S. women: the bimodal 1990s. **Demography**, v. 42, n. 2, p. 259-273, 2005.

VARELA, C.; FOSTIK, A.; POLLERO, R. La fecundidad: evolución y diferenciales en el comportamiento reproductivo. En: VARELA, C. (Coord.). **Demografía de una sociedad en transición: la población uruguaya a inicios del siglo XX**. Montevideo: Trilce, 2008

VARELA, C.; PARDO, I. La heterogeneidad del comportamiento reproductivo: fecundidad y necesidades básicas insatisfechas. En: CALVO, J. J. (Coord.). **Las necesidades básicas insatisfechas a partir de los Censos 2011**. Montevideo: Trilce, 2013.

Sobre los autores

Wanda Cabella es antropóloga y doctora en Demografía. Es Coordinadora del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Uruguay.

Ignacio Pardo es sociólogo, magíster y doctor en Sociología. Es investigador y docente del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Uruguay.

Dirección para correspondencia

Unidad Multidisciplinaria, Facultad de Ciencias Sociales
Constituyente 1502, 4° piso
11300 – Montevideo, Uruguay

Resumo

Chegou a hora de usar indicadores ajustados para estudar a fecundidade na América Latina?

O artigo discute a pertinência do uso dos chamados indicadores refinados da fecundidade para avaliar o nível de fecundidade dos países latino-americanos. A maior vantagem desses indicadores é a sua capacidade de identificar quanto da mudança na taxa total de fecundidade deve-se à alteração da intensidade e quanto à alteração do calendário da fecundidade. Os países de fecundidade muito baixa estão finalizando um processo de postergação da maternidade (postponement transtion) que só conseguiu ser adequadamente descrito a partir do surgimento dos indicadores ajustados pelo efeito tempo. Embora na América Latina existam sinais de que alguns países começam a processar a postergação da maternidade, ainda é muito limitada a capacidade dos países da região para elaborar indicadores ajustados e, certamente, é quase inexistente a discussão sobre as suas vantagens, desvantagens e potencialidades. Com o objetivo de sistematizar a acumulação sobre esta questão e estimular o debate, apresenta-se as principais características das medidas ajustadas e discute quais os indicadores mais adequados para avaliar as tendências da fecundidade na região e como podem ser difundidos de modo a evitar equívocos em sua interpretação. A principal conclusão é que, para avançar hoje na análise da fecundidade latino-americana, o mais urgente a curto prazo é contar com indicadores de intensidade e calendário segundo ordem de nascimento, mais do que com indicadores sintéticos ajustados por tempo.

Palavras-chave: Indicadores ajustados de fecundidade; Postergação da maternidade. América Latina. Uruguai.

Abstract

Is it time to use more refined indicators to study fertility in Latin America?

The article discusses the appropriateness of refined fertility indicators to evaluate fertility level in Latin American countries. The main advantage of refined indicators is their ability to quantify the proportion of fertility change that is attributable to changes in the quantum of fertility and

the proportion that is attributable to changes in the calendar. Lowest-low fertility countries are completing a process of fertility postponement that could only be accurately described when such refined indicators came into use. Despite indications that fertility postponement started in some Latin-American countries, the ability to produce refined estimators for the region is very limited, and a discussion on their advantages, disadvantages and potential is needed. The main properties of these measures are discussed, also which are the ones most appropriate to analyze fertility trends in the region, and how to avoid misleading interpretations. Our main conclusion is that, in the short term, it is more urgent to estimate tempo and quantum indicators by birth order, rather than estimating refined synthetic measures.

Keywords: Adjusted fertility indicators. Postponement transition. Latin America. Uruguay

Recebido para publicação em 13/05/2016

Recomendado para publicação em 19/08/2016

Aceito para publicação em 30/11/2016

Custos da ampliação da licença-paternidade no Brasil

Sergio Almeida*
Paula Pereda**
Rafael Ferreira***

Há uma crescente literatura empírica documentando que educação e cuidado parental de qualidade estão associados com um melhor desenvolvimento emocional e cognitivo da criança. Diante disso, governos de vários países vêm promovendo mudanças nas suas leis trabalhistas, com o objetivo de dar suporte financeiro e legal (proteção do emprego) para as mães e também os pais com crianças recém-nascidas. O Brasil aprovou recentemente o Marco Legal da Primeira Infância (Lei n. 13.257/2016), que ampliou a licença-paternidade de 5 para 20 dias. Pouco se sabe, entretanto, sobre o impacto econômico desse tipo de política pública. O presente trabalho procura quantificar os custos intertemporais do custo econômico direto da extensão da licença-paternidade para o Brasil. Para isso utilizam-se microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, indicadores do mercado de trabalho brasileiro e uma série de projeções populacionais para construir cenários estáticos para estimativas da probabilidade de os pais solicitarem o uso da licença. Os resultados indicam que a extensão da licença-paternidade para 20 dias tem baixo custo – cerca de R\$ 100 milhões por ano no cenário mais provável, o que representa 0,01% da arrecadação federal em 2014. Conquanto a magnitude dos benefícios seja ainda desconhecida no Brasil, os resultados sugerem que esse tipo de intervenção será provavelmente custo-efetiva.

Palavras-chave: Licença-paternidade. Primeira infância. Custos.

* Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP), São Paulo-SP, Brasil (sergio.almeida@usp.br).

** Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP), São Paulo-SP, Brasil (pereda@usp.br).

*** Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP), São Paulo-SP, Brasil (rafaelferreira@usp.br).

Introdução

Um amplo conjunto de trabalhos empíricos vem documentando os impactos positivos de intervenções na primeira infância sobre *performance* escolar e habilidades cognitivo-emocionais (KAROLY; CANNON, 2005; ZIGLER, 2006). Alguns estudos destacam, por exemplo, que a interação inicial do pai com o recém-nascido aumenta o envolvimento dele na educação dos filhos, o que gera efeitos positivos no desenvolvimento sociocognitivo das crianças. Tais efeitos são importantes porque estão associados, na fase adulta, com relativo sucesso socioeconômico.

À luz das potenciais implicações que o cuidado parental na primeira infância pode ter, os governos de vários países vêm promovendo mudanças nas suas leis trabalhistas, no sentido de dar suporte financeiro e legal (proteção do emprego) para as mães e também os pais com crianças recém-nascidas. Segundo o relatório sobre maternidade e paternidade da Organização Internacional do Trabalho (ADDATI et al., 2014), o número de países que concedem o direito à licença-paternidade aumentou de 41 para 79 nas últimas duas décadas. Existe particular resistência a esse tipo de incentivo monetário referente ao envolvimento paterno no cuidado infantil nos principais países do sudeste-asiático, muito embora políticas de apoio à família e ao cuidado infantil venham sendo crescentemente utilizadas por essas nações como forma de mitigar as baixas taxas de fecundidade (FRESKA et al., 2013). Mas, na maior parte dos países que concedem licença-paternidade (71), o benefício é remunerado, sendo majoritariamente pago, nesses casos, pelo empregador. A duração da licença varia de 1 a 90 dias, com as licenças relativamente mais extensas (isto é, mais de duas semanas) sendo observadas em países europeus como Finlândia, Islândia, Lituânia, Portugal e Eslovênia.

No Brasil, até recentemente, os pais gozavam de cinco dias remunerados de licença conforme estipulado nas disposições transitórias da Constituição Federal. Um projeto de lei aprovado no início de 2016 determina uma série de ações voltadas para a primeira infância. Uma importante alteração regulatória introduzida foi a prorrogação da duração da licença-paternidade em 15 dias, além dos cinco já estabelecidos constitucionalmente.¹

Conquanto haja evidências de que a extensão da licença poderia ter uma série de benefícios, o aumento da sua duração tem custos diretos e indiretos. Os primeiros referem-se ao montante pecuniário a ser desembolsado pelo governo, ou pelos empregadores, para cobrir os rendimentos do trabalhador durante o período da licença. Já os custos indiretos correspondem aos potenciais impactos sobre o mercado de trabalho (salário e nível de emprego). Em teoria, a ampliação dos dias de licença-paternidade aumentaria o custo do trabalhador, uma vez que a produtividade média do empregado diminuiria por conta dos dias em que ficaria ausente do trabalho – além dos custos adicionais de transação que a reposição desse empregado pode trazer para a empresa. Conhecer esses custos é

¹ Apenas pais empregados em empresas que participam do Programa Empresa-Cidadã são elegíveis a usufruírem da prorrogação.

de vital importância para uma avaliação mais rigorosa e informada do custo-efetividade do projeto proposto. Embora seja uma informação de clara utilidade para legisladores e agentes públicos interessados no tema, muito pouco se sabe sobre os reais custos que a extensão do benefício teria.

O objetivo desse estudo é estimar os custos diretos até 2030 da ampliação em 15 dias da licença-paternidade para os principais setores da atividade econômica brasileira afetados pela mudança. Supondo que o custo direto da política seja dado pela perda de produtividade das empresas na ausência temporária dos homens que pleitearam tal benefício, construímos uma série de cenários nos quais calculamos o impacto monetário dessa política. Esses cenários combinam projeções sociodemográficas, parâmetros de caracterização do mercado de trabalho e estimativas de probabilidade de invocar o benefício, pois nem todos os pais fazem uso da licença. Não foram considerados os efeitos indiretos sobre salário e nível de emprego no mercado de trabalho. No entanto, dada a magnitude relativamente pequena dos custos encontrados, tudo indica que esses seriam pouco significativos.

Os resultados mostram que o custo direto da política pode variar de R\$ 5 milhões a pouco mais de R\$ 100 milhões, dependendo do cenário considerado. Muito embora a existência de custos por trás desse tipo de política pública seja discutida há tempos na literatura, existe pouca evidência formal de sua real magnitude – o que é tanto mais verdade no contexto brasileiro, dado o caráter recente da inovação. O presente trabalho, portanto, complementa essa literatura ao mensurar, a partir de conexões entre aspectos comportamentais e projeções sociodemográficas, limites inferiores para o custo econômico de políticas de apoio parental no mercado de trabalho.

A seguir, apresentam-se a teoria e evidência de custos e benefícios da ampliação da licença-paternidade. Posteriormente é descrita a estratégia metodológica para o cálculo do custo dessa ampliação e discutem-se os resultados. Por fim, são tecidas algumas considerações sobre o estudo.

Impacto da licença-paternidade

A ampliação da licença-paternidade pode ser vista, em essência, como uma provisão de benefício ao trabalhador pelo empregador. Conquanto seja uma ferramenta interessante de política social – porque financiada sem aumento de receita tributária e a consequente perda de peso-morto da taxa² –, seus efeitos são diversos, em direções nem todas desejáveis. Logo, não é óbvio que a ampliação do benefício seja, em termos líquidos, custo-efetiva. Do ponto de vista teórico, é possível conjecturar que a ampliação da licença-paternidade pode ter pelo menos duas consequências.

² O “peso-morto da taxa²” está relacionado à redução no volume de transações no mercado de um bem ou serviço qualquer – incluso aí o mercado de trabalho –, produzidas pelo aumento do preço do bem/serviço que a imposição de um imposto engendra.

A primeira é sobre o nível de emprego e salário. Considerando que o empregado valoriza o benefício recebido, é de se esperar que o salário se reduza para compensar o custo do benefício ao empregador. O custo de eficiência seria tanto menor quanto mais próximo do tamanho do benefício fosse o ajuste no salário. Esse efeito sobre o salário, todavia, pode não ser observado quando o benefício é dispensado para um grupo demográfico muito específico dentro do ambiente de trabalho e/ou quando há barreiras para que os salários se ajustem para refletir o valor do benefício para o grupo. Se os custos para o empregador da extensão do benefício não podem ser compensados por ajustes nos salários relativos, a extensão do benefício (mesmo que seu uso seja opcional) pode ter um efeito negativo na oferta de trabalho e, por conseguinte, no nível de emprego. Como as leis trabalhistas brasileiras impedem a discriminação salarial e a redução de salários, a extensão do benefício pode afetar o nível de emprego da economia. No entanto, a transmissão desses efeitos para o nível de emprego dependerá do tamanho do custo direto da política, objeto desse da investigação proposta pelo presente estudo.

A segunda consequência é sobre os resultados futuros dos filhos em várias dimensões. Esses são efeitos dinâmicos que podem se manifestar por meio de dois mecanismos causais: o primeiro está relacionado ao tempo adicional que o pai gastará com a criança, já que a interação com os pais tem efeitos positivos no desenvolvimento sociocognitivo da criança (HUERTA et al., 2013); e o segundo compreende o efeito que o tempo adicional despendido pelo pai ajudando a mãe com os primeiros cuidados com o filho terá sobre a probabilidade de dissolução da união durante a fase pré-adulta da criança (COOLS et al., 2015). Há, de fato, evidência empírica de que a licença-paternidade, pelo menos nos países onde foi implementada há mais tempo e possui extensão relativamente mais longa, tem ajudado a promover maior interação dos pais com os filhos recém-nascidos (SEWARD et al. 2002; NEPOMNYASCHY; WALDFOGEL, 2007). Mesmo nos EUA, onde não há nenhuma legislação trabalhista provendo algum tipo de licença remunerada do trabalho por ocasião de adoção ou nascimento de filho, os dados indicam que os pais se envolvem, em um regime compartilhado com as mães, numa série de atividades relacionadas ao cuidado do recém-nascido (TANAKA; WALDFOGEL, 2007).

É compreensível, todavia, um certo agnosticismo com os efeitos esperados da extensão da licença por meio do primeiro canal. Mesmo havendo evidências de que interações entre pais e filhos sejam importantes para o desenvolvimento cognitivo da criança, uma extensão curta da licença-paternidade poderia não ser suficiente para provocar esse tipo de efeito. A extensão proposta, contudo, tornaria o prazo da licença similar ao de alguns países onde a literatura acadêmica encontrou evidências de que a interação entre pais e filhos trouxe benefícios que persistiram ao longo da adolescência e da vida adulta dos filhos (HUERTA et al., 2013). Na Espanha, por exemplo, verificou-se que a introdução de uma licença-paternidade de 13 dias foi extensa o suficiente para induzir, de forma causal, um aumento na demanda dos pais pelo benefício (ESCOT et al., 2013).

Muito embora nossa análise concentre-se na estimação dos custos monetários diretos que a extensão da licença-paternidade traria, é informativo – e útil para fins de referência – fazer um apanhado da literatura empírica existente voltada para a investigação dos efeitos da licença-paternidade. Assim, a seguir, apresenta-se um sumário dessa literatura, iniciando com aquela acerca dos efeitos sobre o mercado de trabalho, para, em seguida, focar na literatura empírica sobre os benefícios da licença nos países onde ela é relativamente mais generosa (sobretudo em termos de extensão) e/ou foi implementada há mais tempo.

Custos da licença-paternidade

Apesar de haver uma extensa literatura sobre os impactos da licença-maternidade sobre mercado de trabalho, ainda é escassa a literatura avaliando o efeito do benefício homólogo para os pais (GRUBER, 1994; BAUM, 2003; BAKER; MILLIGAN, 2008; LEQUIEN, 2012). Não obstante, é de se esperar que o impacto da licença-paternidade sobre a *performance* dos homens no mercado de trabalho seja análogo ao da licença-maternidade sobre o desempenho das mulheres, com a ressalva, obviamente, de que a magnitude do custo imposto às mulheres tende a ser maior, dada a diferença entre os benefícios previstos em lei.

Desse modo, analisar os impactos da licença-maternidade sobre o mercado de trabalho feminino pode ser informativo quanto aos efeitos esperados da ampliação da licença-paternidade.

Grande parcela da literatura empírica que avalia esses impactos parte de experiências de países que mudaram as regras que regem a concessão de benefícios. A França, por exemplo, realizou em 1994 uma mudança nas regras de concessão de incentivos financeiros a pais de recém-nascidos. Lequien (2012) encontra evidências de que a adoção da política induziu as mães a se retirarem do mercado de trabalho nos três anos após o nascimento do filho, sendo que a duração do período tem um impacto negativo no salário após o retorno ao trabalho. Parte desta redução está associada ao menor número de horas trabalhadas por dia.

Esses resultados são parcialmente diferentes daqueles encontrados por Ruhm (1996), ao estudar o efeito da licença para as mulheres no mercado de trabalho, em 16 países europeus, entre 1969 e 1988. O autor observa que o direito à licença paga para as mulheres provoca aumento da porcentagem de mulheres empregadas (mesmo no caso em que a licença máxima seja de três meses), sendo de cerca de 4% para todas as mulheres e 9% para aquelas com recém-nascidos. Para licenças curtas, o efeito sobre o salário é quase nulo. Porém, conforme o período da licença se amplia para seis meses ou mais, o salário diminui entre 1,5% e 3%. Apesar de Ruhm (1996) encontrar efeito quase nulo sobre o salário para licenças curtas, Baker e Milligan (2008) encontram evidências de que, mesmo nesses casos, a licença contribui para reduzir o abandono do emprego e aumentar a proporção de mães que retornam para o mesmo emprego ocupado antes do parto.

Outra alteração legal também estudada na literatura é a adoção do Family and Medical Leave Act de 1993, nos Estados Unidos, que estabeleceu a licença compartilhada e garantiu estabilidade no emprego. Han et al. (2009) analisam como essa nova lei afetou os pedidos

de licença, observando que estes variam com o sexo, educação e estrutura familiar. Para as mulheres, as licenças cresceram de 5% para 9%, enquanto para os homens as faltas ampliaram-se em 4%, mas o resultado é significativo somente para o mês de nascimento. O aumento nos pedidos de licença só é significativo para pais com maior nível educacional e é superior para mulheres casadas.

Com relação às evidências sobre a licença-paternidade, nos países nórdicos – que são aqueles em que os benefícios são mais extensos – Haataja et al. (2009) abordam a frequência com que os homens residentes nesses países requisitam a licença-paternidade e a participação do pai na licença compartilhada. Os resultados mostram que pais finlandeses são os que mais a requisitam, mas também os que utilizam o menor tempo na licença compartilhada, sendo que na Islândia a participação é maior.

Com foco específico na Noruega, Cools et al. (2015) não encontram evidências de que a licença afeta o salário e as horas trabalhadas dos pais, nem efeito nas horas trabalhadas da mulher, apesar de observarem um aumento da participação do homem em casa. Rege e Solli (2013) também utilizam dados da Noruega, mas para investigar o efeito da licença-paternidade sobre os rendimentos de longo prazo dos pais. Partindo de uma lei de 1993, que instituiu o direito paterno a quatro semanas de licença remunerada para cuidar de seu filho, os autores verificam que a licença reduz os rendimentos futuros dos pais, sendo que esse efeito persiste até o último ano do período de observação, quando a criança atinge cinco anos. Além disso, seus resultados não apontam para um aumento da participação da mulher no mercado de trabalho em decorrência de uma licença-paternidade mais longa, como indicava a literatura.

Para o Brasil, o estudo empírico mais significativo é o de Carvalho (2005), que verifica o impacto da mudança da licença-maternidade, que passou de 12 semanas para 120 dias na Constituição Federal de 1988, sobre o mercado de trabalho das mulheres. Utilizando dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 1986 a 1991, o autor observou que a licença não impôs impactos significativos sobre salários. Também não foram encontrados indícios de que tenha ocorrido aumento na retenção das mulheres no mercado de trabalho, mesmo para o grupo das mais escolarizadas.

Benefícios da licença-paternidade

Já existe uma vasta literatura acadêmica indicando os benefícios da licença-maternidade. A legislação sobre o benefício para as mulheres vem sendo experimentada em vários países desde o fim dos anos 1970. Os benefícios da licença-paternidade, todavia, ainda não são tão extensamente documentados como no caso materno. Isso ocorre, essencialmente, por duas razões. Primeiro porque os efeitos desse tipo de mudança estatutária podem não ser ainda completamente visíveis. A julgar pela evidência para a situação materna, há razões para acreditar que alguns dos benefícios dependem da extensão do período de licença, que é ainda relativamente curto na maioria dos países *vis-à-vis* a duração do benefício materno. Segundo, porque a mensuração exata desses efeitos envolve o uso de dados que

incluem informação de influências concorrentes (chamados na literatura de *confounding effects*) sobre as variáveis de interesse, que nem sempre estão disponíveis. Ainda que a literatura seja escassa, há um conjunto de estudos que procuram avaliar o impacto do envolvimento paterno no cuidado do recém-nascido. Esses trabalhos oferecem, portanto, uma ideia preliminar do tipo de benefício esperado da extensão da licença-paternidade. Ainda que focada em uma variedade de aspectos, a literatura empírica sobre os benefícios da licença-paternidade pode ser dividida em dois grandes tópicos: desenvolvimento infantil; e igualdade de gênero.

Começamos tratando dos benefícios relacionados ao desenvolvimento infantil. A literatura cita alguns mecanismos pelos quais um maior tempo de convivência entre pai e filhos recém-nascidos poderia trazer benefícios nesse aspecto. Flacking et al. (2010), por exemplo, conjecturam que a licença facilitaria a divisão das responsabilidades entre o casal e, por conseguinte, o trabalho de amamentação por parte da mãe. Os autores investigam a relação entre o uso da licença-paternidade e a duração da amamentação no primeiro ano de vida das crianças. O estudo utiliza dados de quase 52 mil crianças e encontra evidências de que as crianças dos pais que não fizeram uso da licença-paternidade tinham uma maior probabilidade de não serem amamentadas no primeiro ano, *vis-à-vis* os filhos dos pais que utilizaram a licença. Os benefícios da amamentação são hoje conhecidos e bem documentados na literatura médica. No Brasil, Victora (2005) verifica o efeito da duração da amamentação no nível educacional dos indivíduos homens e encontra uma relação significativa entre o maior nível educacional e a duração da amamentação. Aqueles indivíduos que foram amamentados por nove meses ou mais estavam de 0,5 a 0,8 ano à frente daqueles que foram amamentados menos de um mês, o que corresponde a uma diferença de 10% a 15% na renda futura dos adultos. Já em estudo mais atual, Victora (2015) investiga os efeitos da amamentação no longo prazo, observando correlação positiva entre a duração do período de amamentação e o coeficiente de inteligência (QI), com a continuidade dos estudos e com a renda dos indivíduos. Isto é, as pessoas que foram amamentadas 12 meses ou mais possuíam maior QI (diferença de 3,76 pontos), mais anos de educação (0,91 ano) e maior renda (R\$ 341) do que aquelas que foram amamentadas por um mês ou menos.

Há também estudos com evidências dos benefícios mais diretos do envolvimento paterno no desenvolvimento infantil. Huerta et al. (2013), por exemplo, investigam a relação entre envolvimento paterno e desenvolvimento cognitivo e comportamental da criança, encontrando uma associação positiva entre envolvimento paterno e a *performance* das crianças em alguns testes cognitivos, mas apenas quando tal envolvimento diz respeito às atividades de leitura e brincadeira com a criança, sendo mais forte quando a interação paterna ocorre no segundo e no terceiro ano de vida da criança. Essa associação positiva, todavia, não é verificada quando a interação com o pai inclui apenas os cuidados mais comuns com a criança – troca de fraldas, alimentação e colocar a criança para dormir.

Há mesmo evidência de que esses efeitos da interação com os pais no desenvolvimento infantil podem ser modulados por uma série de aspectos. Em estudo com dados

censitários da Noruega, Cools et al. (2015) verificam que a *performance* escolar de filhos de pais que fazem uso da licença-paternidade é melhor, mas somente se a escolaridade do pai for maior do que a da mãe.

Assim, vários estudos mostram, sem ambiguidade, que a licença-paternidade, sobretudo quando atraente para os pais e quando não pode ser transferida para a esposa, promove o maior envolvimento dos pais no cuidado dos filhos de forma duradora. Dados indicando que o aumento do benefício e a redução das restrições de elegibilidade aumentaram sistematicamente a taxa de pais elegíveis que requerem o benefício podem ser encontrados em Marshall (2008), Philips (2004) e O'Brien (2009). Há evidência de que esse envolvimento paterno se estenderia para além dos cuidados dispensados durante o período de licença. Nepomnyaschy e Waldfogel (2007), por exemplo, trazem resultados em linha com essa conclusão. Utilizando dados de uma pesquisa com os pais de mais de 10.000 mil crianças nascidas nos Estados Unidos em 2001, os autores encontraram uma correlação positiva entre a duração do afastamento do trabalho após o nascimento ou adoção da criança e o envolvimento e interesse paterno no cuidado com a criança nove meses depois.

O segundo principal conjunto de benefícios potenciais decorrentes da licença-paternidade diz respeito à igualdade de gênero. De acordo com a teoria econômica, a concessão de benefícios trabalhistas que sejam fonte de custos aos empregadores tenderia, tudo mais constante, a reduzir o nível de emprego e o salário dos trabalhadores. Seria razoável esperar, portanto, que a possibilidade de afastamento remunerado do trabalho após o nascimento de um filho ou de uma filha tenha impacto negativo sobre a renda do trabalhador. O problema emerge da assimetria entre mulheres e homens quanto aos benefícios a que têm direito: a licença-maternidade permite o afastamento remunerado do trabalho por seis meses, ao passo que a licença-paternidade possibilita menos dias. O diferencial de gênero na extensão da licença tende a prejudicar mulheres no mercado de trabalho, ao diminuir sua empregabilidade e contribuir para a ampliação do diferencial de salário em relação aos homens.

O aumento da duração da licença-paternidade ajudaria, portanto, a reduzir a diferença entre homens e mulheres nesse particular, mesmo que marginalmente. Existe, de fato, algum suporte empírico para esse efeito na literatura científica. Rege e Solli (2013), por exemplo, concluem que os pais que fazem uso da licença-paternidade observam uma retração nos seus rendimentos que pode variar entre 1% e 3% ou entre 1,8% e 4,8%, a depender da especificação do modelo econométrico estimado. Esses resultados são persistentes, de modo que permanecem durante todo o período analisado (os cinco primeiros anos após o nascimento da criança). Entretanto, os autores não encontraram efeitos significativos sobre a oferta de trabalho das mulheres. Cools et al. (2015) também analisam o efeito da licença-paternidade sobre o mercado de trabalho e obtêm resultados semelhantes: um efeito negativo – porém não significativo – da licença-paternidade sobre o rendimento dos homens. Mais surpreendente, contudo, é o efeito negativo – e significativo – da licença-paternidade sobre o rendimento das mães.

Os efeitos da licença-paternidade métricas de igualdade de gênero – incluindo diferenças salariais entre homens e mulheres – são também o foco de Gislason (2007). Em 2000, a Islândia reformou sua legislação de licença-compartilhada, de modo a aumentar o uso da licença pelos pais. O autor enumera uma série de indícios que mostram que a mudança realizada aumentou o tempo de envolvimento do pai com os filhos recém-nascidos, promoveu uma divisão mais equilibrada de responsabilidades entre o casal, elevou a taxa de fecundidade e ajudou a mitigar o diferencial salarial entre homens e mulheres (sobretudo as casadas) causado pela percepção de que as demandas da maternidade cairiam mais pesadamente sobre as mulheres, tornando-as, portanto, menos disponíveis para os compromissos do trabalho. Thor Arnarson e Mitra (2010) encontraram resultados semelhantes. No caso do Brasil, em particular, em que a conciliação entre trabalho e vida familiar³ é ainda mais difícil para mulheres do que nos países nórdicos, a ampliação da licença-paternidade poderia ter efeitos importantes.

Há ainda outras formas pelas quais a licença-paternidade poderia, em tese, impactar a *performance* das mulheres no mercado de trabalho, sendo que uma delas envolve a frequência no trabalho. Ugreninov (2013), por exemplo, investiga se a extensão do benefício na Noruega teve impacto sobre a taxa de absenteísmo por doença das mulheres no trabalho. A hipótese subjacente é a de que ao menos parte desse absenteísmo estaria relacionada ao ônus, sobre as mulheres, de combinarem trabalho com as obrigações do início da maternidade. Os resultados do artigo, todavia, não corroboram essa hipótese – a extensão da licença para sete semanas, com cota de quatro para os pais, não afetou o absenteísmo das mulheres por doença.

Outra forma seria na dinâmica do casal na administração das tarefas familiares e domésticas. Argumenta-se, por exemplo, que uma maior presença do pai nos primeiros dias de vida da criança poderia mudar o comportamento das famílias quanto à divisão de tarefas domésticas. Alguns trabalhos empíricos trazem evidências que dão suporte a esse argumento. Kotsadam e Finseraas (2011), também observando o caso norueguês, encontram indícios de que a reforma diminuiu a desigualdade de gênero no ambiente familiar. Dentre os principais resultados do estudo, verifica-se que pais que tiveram filhos depois da reforma têm um nível 11% menor de conflitos por questões relacionadas à divisão do trabalho doméstico e uma probabilidade 50% maior de dividir as tarefas de lavar as roupas, em comparação com pais que tiveram filhos antes da reforma. Os autores não encontraram diferenças significativas entre os dois grupos, no entanto, nos efeitos de longo prazo sobre a atitude geral quanto à igualdade de gênero.

³ Sobre conciliação entre vida familiar e trabalho para mulheres no Brasil, ver OIT (2009) e Sorj, Fontes e Machado (2007).

Metodologia para o cálculo do custo direto

Esta seção descreve a estratégia de estimação utilizada para computar o custo direto da ampliação da licença-paternidade de 5 para 20 dias. Nossa estimativa de custo direto mede o valor total da produtividade perdida pela empresa durante o período em que o trabalhador goza da licença-paternidade. Supondo-se que o salário é uma boa aproximação da produtividade do trabalhador, tal perda será, portanto, aproximada pela massa salarial que seria percebida durante o período de licença. Essa é uma estimativa do ônus monetário que recairá sobre o governo federal, uma vez que as empresas com apuração de lucro real podem deduzir do imposto de renda devido exatamente o total da remuneração paga aos empregados usuários da licença.

A estimativa do custo anual referente à extensão da licença-paternidade envolve essencialmente quatro passos. Primeiro, determinar o número de indivíduos na população economicamente ativa do sexo masculino formalmente ocupados (*POF*). Segundo, determinar dentro desse grupo os indivíduos que serão pais com alguma probabilidade positiva (*PF*). Esse subgrupo populacional constituiria o conjunto de indivíduos elegíveis à licença-paternidade. Terceiro, determinar a probabilidade de os indivíduos requisitarem o benefício (τ). A partir dessas informações, é possível computar o número de benefícios a serem concedidos em um dado ano. Então, com informações sobre o salário desses indivíduos (*SM*), o quarto passo consiste em produzir estimativas confiáveis sobre o impacto, em termos de custos (*CD*), que a extensão por 15 dias do benefício (Δ) teria para empresas cidadãs (*EC*). A fórmula a seguir resume os elementos de cálculo descritos:

$$CD = \tau \times \sum_i (PF_i \times POF_i \times SM_i \times \Delta \times EC) \quad (1)$$

Em que: *i* representa os grupos etários considerados nas estimativas (na faixa de 15 a 65 anos).

Utilizam-se os dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílio (PNAD) do IBGE de 2008 a 2013,⁴ das Projeções Populacionais oficiais do IBGE de 2014 a 2030,⁵ revisão de 2013, da Síntese dos Indicadores Sociais (SIS) de 2008 a 2013 do IBGE,⁶ assim como dados gerais do Ministério do Trabalho e da Receita Federal do Brasil. A seguir, descrevem-se as etapas do cálculo e os ajustes necessários.

⁴ A PNAD é uma pesquisa sobre características demográficas e socioeconômicas da população. Por ser um levantamento amostral, todos os resultados foram expandidos pelo peso amostral disponibilizado pelo IBGE.

⁵ As projeções populacionais mostram o tamanho da população ao longo do tempo por idade e sexo, considerando as taxas de natalidade e mortalidade, imigrações e emigrações.

⁶ A SIS é uma publicação que reúne múltiplas informações sobre a ampla realidade social do país.

Probabilidade de ser pai

Nossa estratégia para estimar a probabilidade de ter um/a filho/filha em um dado ano, uma aproximação realizada com os dados disponíveis, segue, essencialmente, três etapas. Primeiro, utilizando os dados da PNAD, estimou-se a distribuição das idades em que os homens foram pais na população brasileira a partir da informação idade dos filhos⁷ que moram na mesma residência que a pessoa de referência do domicílio, ou seja, seus prováveis pais. Para encontrar a distribuição de idade dos pais no momento de nascimento dos filhos, consideraram-se apenas os filhos que residem com o pai, que é a pessoa de referência do domicílio. Não foram incluídos os pais de filhos que moram exclusivamente com as mães, pois neste caso não é possível identificar o pai. Há, no entanto, uma subestimação do percentual de pais entre 16 e 24 anos no momento do nascimento do filho e uma superestimação do percentual de pais entre 25 e 36 anos no momento do nascimento do filho, dadas por não se considerarem pais declarados como cônjuges do domicílio. Entretanto, em análises de sensibilidade, verifica-se que a distribuição etária muda muito pouco: -0,121 p.p., em média, para o primeiro grupo etário; e +0,076 p.p., em média, para o segundo grupo. Vale ressaltar que este possível viés impacta somente a distribuição de idade e não a estimativa da probabilidade de ser pai, que leva em conta todos os indivíduos que foram pais nos últimos 12 meses da pesquisa. Também existe uma subestimação por considerarem-se somente filhos sobreviventes, e não todos os nascidos vivos. Para reduzir essa subestimação, apresenta-se uma correção, também aproximada, descrita no artigo. Após estas considerações, foi construída uma base de dados combinando os filhos com seus respectivos pais e subtraiu-se a idade do pai da idade do filho de cada par pai-filho. Assim, obteve-se a distribuição de idades em que os homens (responsáveis pelos domicílios) foram pais.

O segundo passo envolveu verificar, dentro desse universo, os homens que têm filhos e fazem parte da População Economicamente Ativa (PEA)⁸ e que a idade do filho seja igual a 0 ano (menos de um ano de idade). Essa conjunção de dados significa que o homem selecionado foi pai nos 12 meses anteriores à realização da pesquisa. Além de ter tido filho nesse período, é necessário que o homem faça parte da PEA. Com isso, é possível montar a distribuição, por faixa etária, dos pais que tiveram filhos naquele período e que estão na força de trabalho, ainda que com algumas aproximações necessárias.

Por fim, esse valor foi corrigido usando dados de mortalidade infantil (de 0 a 1 ano) que constam nas projeções populacionais do IBGE, para que a estimativa resultante represente a probabilidade de ser pai de nascidos vivos, e não apenas a probabilidade de ser pai de uma criança sobrevivente. Ressalta-se que, ao número de crianças sobreviventes em cada ano, foi somado o número obtido a partir das estimativas de mortalidade infantil do IBGE

⁷ Deve-se ressaltar que filhos/filhas, conforme coletado nas PNADs, podem ser filhos biológicos, adotivos ou enteados (filhos somente do cônjuge).

⁸ A PEA é composta por pessoas classificadas como ocupadas ou desocupadas no período de referência.

(de 0 a 1 ano), ponderado pela frequência relativa de paternidade em cada faixa etária. A partir daí, obtém-se uma estimativa para o número de pais, em cada faixa etária da PEA, não apenas de nascidos sobreviventes, mas também dos nascidos vivos. Ressalta-se que este valor é aproximado, por usar um indicador aproximado da probabilidade de sobrevivência e também por ser uma média nacional, que não inclui as desigualdades regionais da mortalidade entre 0 e 1 ano de vida.

Optou-se pelo uso dos microdados da PNAD, pois essa pesquisa permite relacionar a idade do pai com o requerimento de licença remunerada, assim como comparar o requerimento de licenças remuneradas por outros indivíduos da amostra, que não foram pais no período de coleta dos dados. O Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc), da Secretaria de Vigilância da Saúde, Ministério da Saúde,⁹ e as Estatísticas do Registro Civil, do IBGE,¹⁰ disponibilizam dados detalhados sobre a mãe e o bebê nascido vivo, mas não trazem informações sobre o pai, exceto o local de nascimento e sua idade.

Como foram usados os dados das pessoas de referência no domicílio, um problema que surge é a maior sub-representação dos homens de 15 a 19 anos, que podem ter tido um filho, mas não são a pessoa de referência no domicílio, pois ainda moram com seus pais. Para minimizar este problema, utiliza-se o total de pais com filhos de 0 ano no ano da pesquisa, obtido na amostra da PNAD, e realiza-se uma nova distribuição com base na distribuição da idade em que os homens são pais no Brasil.

Esses exercícios foram realizados para as PNADs de 2008 a 2013. Para os cálculos finais, considerou-se a média de todos os anos (2008 a 2013) como uma estimativa da probabilidade final de os homens terem filho em todos os anos da projeção por faixa de idade. Para verificar a qualidade dos resultados obtidos, comparou-se quanto seria a população de um ano de idade em 2014 – com base na probabilidade de ter um filho estimada em 2013 – com o número de nascimentos registrados no Sinasc em 2014. Pela probabilidade de ter um filho estimada neste exercício, deveria haver 2.934.263 crianças nascidas vivas no Brasil em 2014. Pelo Sinasc, foram registradas 2.979.259 crianças nascidas vivas em 2014.¹¹ Portanto, a diferença existente entre a probabilidade estimada e a informação do Ministério da Saúde foi de 1,5%.

Projeção da população elegível

Para estimar a população ocupada no setor formal da economia em cada ano, é preciso obter informações sobre a taxa de desocupados e sobre o percentual de trabalhadores da PEA que estão inseridos no setor formal, assim como o total de pessoas do sexo masculino em cada faixa etária (*i*) e período (*t*). Logo, a fórmula utilizada para o cálculo foi:

⁹Veja as notas metodológicas da pesquisa em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/sinasc//Nascidos_Vivos_1994_2012.pdf>.

¹⁰Veja informações sobre a pesquisa em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/pesquisas/pesquisa_resultados.php?id_pesquisa=10>.

¹¹Tendo em vista que, mundialmente, os dados de pesquisas domiciliares apresentam sub-registro de crianças (CHACKIEL; ORELLANA, 1985), que os dados das projeções apresentam problemas de estimação e que o Sinasc tem problemas de sub-registro, o resultado encontrado com a metodologia aplicada parece ser bastante coincidente e plausível.

$$CPOF_i^t = (1 - TD) \times PSF \times PT_i^t \quad (2)$$

Em que:

POF: população ocupada masculina no setor formal;

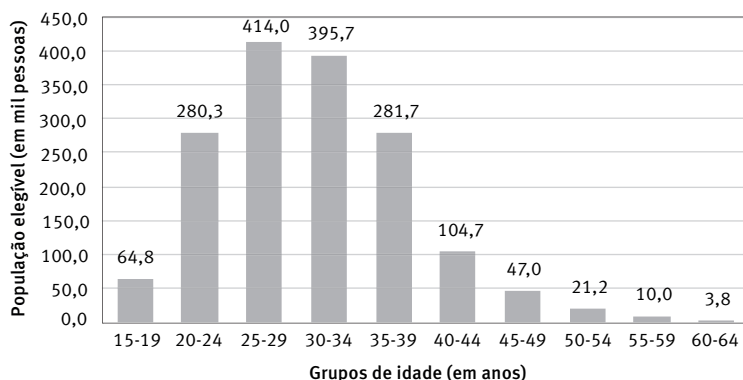
$(1 - TD)$: percentual de ocupados;

PSF: porcentagem de pessoas no setor formal da economia;

PT: população total masculina estimada pelo IBGE.

Ao substituir a população de 2013 na fórmula (2), tem-se a população ocupada masculina no setor formal para este ano. Com a probabilidade de ter um filho em determinado ano e a população ocupada no setor formal da economia, chegou-se ao conjunto de homens que poderão requerer o benefício da licença-paternidade, denominado “população elegível”. O Gráfico 1 apresenta a estimativa da população elegível a solicitar a licença-paternidade por grupos de idade para 2013.

GRÁFICO 1
Estimativa da população masculina apta a solicitar licença paternidade de 20 dias (população elegível), por grupos de idade
Brasil – 2013



Fonte: IBGE. PNAD 2013 e Estimativa de População 2013; Ministério da Saúde. Sinasc 2014.

Nota-se no Gráfico 1 que a maior parte da população elegível para solicitar a licença está entre 20 e 39 anos de idade, concentrando aproximadamente 85% dos pais. No total, para 2013, estima-se que 1,6 milhão de homens estariam aptos a solicitarem licença-paternidade.

Nas seções seguintes, a mesma equação (2) será utilizada para as estimativas da população elegível nos próximos anos. O emprego de projeções populacionais nesta equação leva às estimativas futuras da população elegível.

Probabilidade de requisição da licença-paternidade

Nas subseções anteriores chegou-se a um número de pessoas que poderão requerer o benefício da licença-paternidade. No entanto, ainda é necessário estimar qual é a probabilidade de o indivíduo (da população elegível) requerer a licença-paternidade. A PNAD

permite identificar os trabalhadores que solicitaram licença remunerada do trabalho na semana de referência da pesquisa, mas não é possível saber o motivo da licença. Assim, a estimação da proporção de pais que requereram a licença partiu da comparação da proporção de licenças remuneradas para dois grupos de trabalhadores: grupo 1 (tratamento, ou $T = 1$), composto por homens, na força de trabalho, formalizados, que tiveram filhos nos 12 meses anteriores à pesquisa; e o grupo 2 (controle, ou $T = 0$), formado por homens, na força de trabalho, formalizados, que não tiveram filhos nos 12 meses anteriores à data de referência da pesquisa.

Para cada grupo de indivíduos, por faixa de idade, comparou-se a probabilidade de tirar licença remunerada (procedimento conhecido por pareamento na variável idade do indivíduo). Considera-se que a diferença entre os dois grupos seja dada, exclusivamente, pelo fato de o indivíduo do grupo 1 ter filho, ou seja, representa os casos que solicitaram licença-paternidade. Excluindo-se o percentual de licenças do grupo 1, espera-se controlar pelos outros motivos (que não seja o filho recém-nascido) que levaram os indivíduos a tirar licença (tais como doenças, greves), conforme demonstra a seguinte fórmula:

$$\tau = P(\text{Licença}|T=1,X) - P(\text{Licença}|T=0,X) \quad (3)$$

Em que: X representa as características similares entre os dois grupos (trabalhadores do setor formal, com mesma idade).

Para chegar ao primeiro valor, utilizou-se a razão entre o total de homens pertencentes à PEA, que estão ocupados, no setor formal, tiveram filho no último mês da pesquisa (agosto de 2013)¹² e se afastaram do trabalho na semana de referência e o total de homens pertencentes à PEA, que estão ocupados, no setor formal e que tiveram filho no último mês da pesquisa. Neste caso, o resultado foi de 2,174%, representando o percentual de homens que tiveram filho em agosto e solicitaram a licença em alguma semana desse mês (grupo de tratamento). Para encontrar o segundo valor, utilizou-se o total de homens pertencentes à PEA, que estão ocupados, no setor formal, não tiveram filhos em 2013 e que se afastaram do trabalho na semana de referência dividido pelo total de homens pertencentes à PEA, que estão ocupados, no setor formal e não tiveram filhos em 2013. Com esse cálculo, chegou-se a um percentual de 0,27% de trabalhadores do sexo masculino do setor formal que não tiveram filhos no ano da pesquisa e solicitaram licença remunerada na semana de referência (grupo de controle). Como o dado só observa a semana de referência para os pais que tiveram filhos no mês, foi necessário multiplicar ambos os percentuais por 4 para se chegar à probabilidade de os pais requererem o benefício no mês. Logo, 1,08% para o grupo de controle e 8,7% para o de tratamento.

Ao final, subtraiu-se o primeiro valor do segundo valor, estimando que o percentual de homens que solicitaram a licença remunerada pelo motivo de terem filho no período foi de 7,6% ($\hat{\tau} = 8,7\% - 1,08\%$).

¹² Na PNAD só é possível identificar o período exato em que o indivíduo foi pai no último mês da pesquisa, ou seja, em agosto de 2013.

Esse percentual representa o impacto do filho na requisição da licença remunerada por parte do pai, ou a probabilidade de o pai requerer a licença remunerada por conta do nascimento do filho.

Salário médio

Uma vez estimada a população elegível que requererá a licença, é preciso encontrar o custo da licença a partir do salário dos indivíduos, que é considerado como a produtividade perdida pela empresa durante o período em que o trabalhador goza da licença-paternidade. Utilizou-se o salário médio, em termos de salários mínimos, da população de interesse por faixa etária (i) e período de análise (t). Realizou-se este cálculo a partir das PNADs de 2008 a 2013, sempre com base na população elegível. A Tabela 1 apresenta o cálculo para cada um dos anos da pesquisa, assim como as médias mensal e diária.

TABELA 1
Salário médio da população elegível, com base no valor do salário mínimo, segundo faixas etárias
Brasil – 2008-2013

Em salários mínimos

Faixas etárias (em anos)	2008	2009	2011	2012	2013	Média mensal	Média diária
15-19	1,66	1,77	1,76	1,81	1,80	1,76	0,06
20-24	1,95	1,88	2,03	2,18	1,98	2,01	0,07
25-29	2,69	3,45	2,62	2,61	2,45	2,77	0,09
30-34	3,66	3,61	3,74	3,66	3,62	3,66	0,12
35-39	4,26	3,42	4,35	3,67	4,41	4,02	0,13
40-44	3,62	4,04	5,03	3,42	4,82	4,18	0,14
45-49	4,71	3,94	4,09	6,12	3,09	4,39	0,15
50-54	4,92	4,23	3,75	2,24	5,98	4,22	0,14
55-59	3,19	6,80	3,10	4,20	3,68	4,19	0,14
60-64	3,08	5,47	3,95	5,26	7,09	4,97	0,17

Fonte: IBGE. PNADs 2008 a 2013.

Para o cálculo do salário diário em valores de reais de 2015, utiliza-se a média diária de cada faixa etária em salários mínimos e multiplica-se pelo salário mínimo de 2015 (R\$ 788,00).

Resultados

Estimação do custo direto

Conforme mostrado na seção anterior, o custo direto (CD), ou custo-salário, foi estimado de acordo com a seguinte fórmula:

$$\hat{CD} \times \hat{\tau} \left(\sum_{i=1}^{10} (PF_i \times POF_i \times SM_i \times \Delta \times EC) \right) \quad (4)$$

A partir da probabilidade de ter um filho em determinado ano, calcula-se a população elegível – número de trabalhadores formais que poderão requerer o benefício da licença-paternidade – para cada faixa etária.¹³ Para obter um valor monetário referente à perda de produtividade ocasionada por esses trabalhadores, adotou-se a premissa de que sua produtividade/dia (o valor que uma pessoa acrescenta à economia) é igual ao seu salário/dia. Como medida de salário, utilizou-se o rendimento diário de cada faixa etária das pessoas que tiveram filhos em 2013. Adicionalmente, esses valores foram ponderados por $EC = 63,56\%$, referente ao total de trabalhadores de empresas cujo regime tributário é de lucro real (de acordo com dados da Receita Federal do Brasil para 2013) e aos trabalhadores da administração pública. Como as empresas de lucro real podem deduzir o valor do benefício do montante devido de imposto de renda de pessoa jurídica, o incentivo fiscal é importante para a adesão dessas empresas ao Programa Empresa Cidadã e, portanto, para a futura solicitação do benefício pelos trabalhadores.

A estimativa obtida é, portanto, a medida de custo total, em termos de salário, caso todos os trabalhadores que tiverem filhos solicitem o benefício. Sobre esse valor, duas hipóteses foram relaxadas: consideraram-se diversos cenários de probabilidade de requerer a licença ($\hat{\tau}$); e consideraram-se diversos cenários de probabilidade de as empresas de lucro real aderirem ao Programa Empresa Cidadã (EC), o qual permite a dedução do benefício no imposto de renda das empresas de lucro real. Todos os valores calculados para os custos nos itens seguintes são em reais de 2015. Logo, não são levados em conta possíveis reajustes salariais e a taxa de inflação.

Custo direto total: cenários de solicitação da licença

A Tabela 2 apresenta os resultados para os diversos cenários de custo direto para a economia brasileira ao longo dos próximos 15 anos, segundo as probabilidades de solicitar a licença-paternidade, supondo-se que todas as empresas sob o regime de tributação de lucro real aderissem ao Programa Empresa Cidadã. Como é possível observar, se o aumento de 5 para 20 dias da licença-paternidade começasse a vigorar a partir de 2016, pela probabilidade de requisição calculada de 7,6%, o custo seria de R\$ 100,6 milhões. Se todos que pudessem requerer a licença-paternidade o fizessem, o custo total para a economia (num dado ano) seria de pouco mais de R\$ 1,32 bilhão. Em todos os cenários calculados, o custo seria crescente até 2024 e, a partir deste ano, devido à mudança demográfica do país, o custo começaria a decrescer até 2030.

¹³ Considerou-se que não houve mudança na participação masculina no setor formal até 2030. Adicionalmente, considerou-se a mesma probabilidade de os homens terem filhos no período da projeção, o que pode superestimar o custo para os períodos subsequentes, visto que a taxa de fecundidade feminina apresenta diminuição no período e, provavelmente, os homens também. Por outro lado, a mortalidade apresenta declínio.

TABELA 2
Custo direto de solicitação da licença-paternidade, segundo probabilidades de requisição da licença
Brasil – 2016-2030

Em R\$ milhões de 2015

Probabilidades de requerer a licença	2016	2018	2020	2022	2024	2026	2028	2030
5%	66,2	66,9	67,4	67,7	67,8	67,8	67,6	67,3
7,6%	100,6	101,8	102,5	102,9	103,0	103,0	102,8	102,3
10%	132,4	133,9	134,9	135,4	135,6	135,5	135,2	134,6
20%	264,8	267,8	269,8	270,9	271,1	271,0	270,4	269,2
30%	397,1	401,7	404,7	406,3	406,7	406,5	405,6	403,8
50%	661,9	669,4	674,4	677,2	677,8	677,5	676,1	673,0
70%	926,6	937,2	944,2	948,1	948,9	948,5	946,5	942,2
100%	1.323,8	1.338,9	1.348,9	1.354,4	1.355,6	1.355,0	1.352,1	1.346,0

Fonte: IBGE. PNADs 2008 a 2013 e Projeções Populacionais 2014 a 2030; Ministério da Saúde. Sinasc 2014; Receita Federal do Brasil. Receitadata 2008 a 2012.

Custo direto total: cenários de adesão ao Empresa Cidadã

Nesta seção, relaxou-se a hipótese feita anteriormente de que 100% das empresas de regime de lucro real adeririam ao Programa Empresa Cidadã. Para a probabilidade de requerer a licença, considerou-se o percentual de 7,6%.

TABELA 3
Custo direto de solicitação da licença-paternidade, segundo probabilidades de adesões ao Programa
Empresa Cidadã
Brasil – 2016-2030

Em R\$ milhões de 2015

Probabilidade de aderir ao Empresa Cidadã	2016	2018	2020	2022	2024	2026	2028	2030
5%	5,0	5,1	5,1	5,1	5,2	5,1	5,1	5,1
10%	10,1	10,2	10,3	10,3	10,3	10,3	10,3	10,2
20%	20,1	20,4	20,5	20,6	20,6	20,6	20,6	20,5
30%	30,2	30,5	30,8	30,9	30,9	30,9	30,8	30,7
40%	40,2	40,7	41,0	41,2	41,2	41,2	41,1	40,9
50%	50,3	50,9	51,3	51,5	51,5	51,5	51,4	51,1
60%	60,4	61,1	61,5	61,8	61,8	61,8	61,7	61,4
70%	70,4	71,2	71,8	72,1	72,1	72,1	71,9	71,6
80%	80,5	81,4	82,0	82,3	82,4	82,4	82,2	81,8
90%	90,5	91,6	92,3	92,6	92,7	92,7	92,5	92,1
100%	100,6	101,8	102,5	102,9	103,0	103,0	102,8	102,3

Fonte: IBGE. PNADs 2008 a 2013 e Projeções Populacionais 2014 a 2030; Ministério da Saúde. Sinasc 2014; Receita Federal do Brasil. Receitadata 2008 a 2012.

Note-se que, para todos os cenários, os valores se mantêm relativamente estáveis ao longo do tempo, de modo que a variabilidade advém predominantemente da diferença entre as taxas de adesão. Desse modo, observa-se que um crescimento de 10% na taxa de

adesão ao programa resultaria em um aumento no custo direto total de aproximadamente R\$ 10 milhões.

Custo versus arrecadação

O cenário mais provável de custo, em termos de salário, é aquele em que se considera a requisição da licença-paternidade de 7,6% dos trabalhadores formais que terão filhos num determinado ano. Ainda assim, de acordo com a hipótese bastante conservadora de que 100% das empresas aderissem ao Programa Empresa Cidadã, verifica-se que o custo anual estaria em torno de R\$ 100 milhões. Comparando-se esse valor com a arrecadação federal total, levando em conta que o governo federal renunciaria a parte do imposto de renda a ser recolhido pelas Empresas Cidadãs, tem-se que tal custo representa cerca de 0,01% do total arrecadado pelo governo federal em 2014. Em contrapartida, ao se assumir que as empresas absorveriam tal benefício, o custo estimado representaria 0,0002% do valor adicionado, a preços básicos, gerado pela economia brasileira em 2014.

Considerações finais

Desde a Constituição Federal de 1988, e até recentemente, os homens tinham o direito a cinco dias de licença-paternidade no Brasil. A Lei n. 13.257/2016, conhecida por “Marco Legal da Primeira Infância”, faculta aos pais a prorrogação por 15 dias adicionais da licença-paternidade.

Pouco se sabe sobre o impacto dessas medidas – seus custos e benefícios – ao longo do tempo. Os poucos estudos existentes sobre os potenciais benefícios da licença-paternidade na vida da família e, especificamente, do recém-nascido encontram, todavia, evidência de impactos importantes. Três efeitos foram identificados na literatura: aumento do período de amamentação dos bebês (cujos retornos no longo prazo já são bem conhecidos e documentados na literatura médica); maior envolvimento futuro dos pais no cuidado com as crianças, o que pode ter importantes consequências no desenvolvimento sociocognitivo dos filhos e filhas; e provável auxílio na promoção da igualdade de gêneros dentro das atividades familiares (a partir da maior inclusão dos pais nas tarefas domésticas e cuidado com os filhos, ainda fortemente dependente das mulheres).

Em que pesem os supostos benefícios, além de estar na agenda de direitos reconhecida internacionalmente, conjectura-se teoricamente que a concessão desse tipo de benefício ao trabalhador pode ter custos significativos, podendo – a depender da extensão do benefício – provocar uma redução no rendimento e nível de emprego. A investigação da literatura empírica sugere, entretanto, que esses custos seriam pequenos no caso da ampliação da licença-paternidade em consideração no Brasil: esse tipo de efeito foi observado apenas em países onde a licença é relativamente extensa (pelo menos 30 dias), como no caso da Noruega (O'BRIEN, 2009; REGE; SOLLI, 2013). O fato é que pouco ou quase nada se sabe ainda sobre os custos da extensão da licença-paternidade para o Brasil.

Esse estudo trouxe elementos para preencher essa lacuna no que se refere a custos econômicos. Assim, o custo, em termos de salário, da ampliação de 15 dias na licença-paternidade é estimado. Ressalta-se que, neste artigo, não foram apresentadas estimativas dos benefícios que potencialmente podem ser trazidos pela medida, apenas uma estimativa dos custos econômicos diretos.

As estimativas consideram, seguindo os termos da lei, que o benefício seria facultado apenas para os trabalhadores das empresas que aderirem ao Programa Empresa Cidadã. Em uma série de cenários que utilizam os parâmetros do mercado de trabalho atual e as projeções da população para os próximos anos, estimou-se que o custo direto da política pode variar de R\$ 5 milhões a pouco mais de R\$ 100 milhões, dependendo do cenário considerado.

Esse estudo fornece, portanto, indicações de que a extensão da licença-paternidade nos termos considerados constitui uma política social de baixo custo, embora não seja possível verificar o custo-efetividade da política neste momento. O período de licença-paternidade ainda é pouco extenso na maior parte do mundo para que seus benefícios sejam adequadamente mensurados. Inexistem no Brasil, até onde se sabe, estudos sobre os benefícios da duração da licença-paternidade em voga. Assim, as poucas evidências são provenientes de países onde essas licenças são mais extensas e estão em funcionamento há mais tempo. Como os custos estimados para a ampliação da licença proposta são relativamente muito baixos, é provável que os benefícios – que devem ser similares, ao menos qualitativamente, aos informados pela evidência internacional existente – sejam suficientes para mais do que compensar seus custos econômicos diretos. Essa é, no entanto, uma pergunta empírica ainda a ser investigada, assim como devem ser analisados em conjunto os custos e benefícios da licença-maternidade – tanto os econômicos diretos quanto os indiretos –, desde que a agenda de igualdade de direitos se aplica aos homens e às mulheres participantes do mercado de trabalho, abrindo uma agenda de pesquisa importante no Brasil.

Referências

ADDATI, L.; CASSIRER, N.; GILCHRIST, K. **Maternity and paternity at work: law and practice across the world.** [S.l.]: International Labour Office, 2014.

BAKER, M.; MILLIGAN, K. How does job-protected maternity leave affect mothers' employment? **Journal of Labor Economics**, v. 26, n. 4, p. 655-691, 2008.

BAUM, C. L. The effects of maternity leave legislation on mothers' labor supply after childbirth. **Southern Economic Journal**, v. 69, n. 4, p. 772-799, 2003.

BERGER, L. M.; HILL, J.; WALDFOGEL, J. Maternity leave, early maternal employment and child health and development in the US. **The Economic Journal**, v. 115, n. 501, p. F29-F47, 2005.

CARVALHO, S. S. D. **Os efeitos da licença maternidade sobre salário e emprego da mulher no Brasil.** Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2005.

CHACKIEL, J.; ORELLANA, H. Adult female mortality trends from retrospective questions about maternal orphanhood included in censuses and surveys. In: INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE, Florence, 1985. **Anais...** Liège, Belgium: International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP), v. 4, 1985.

COOLS, S.; FIVA, J. H.; KIRKEBØEN, L. J. Causal effects of paternity leave on children and parents. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 117, n. 3, p. 801-828, 2015.

ESCOT, L.; FERNÁNDEZ-CORNEJO, J. A.; POZA, C. Fathers' use of childbirth leave in Spain. The effects of the 13-day paternity leave. **Population Research Review**, v. 33, n. 3, p. 419-453, 2015.

FLACKING, R.; DYKES, F.; EWALD, U. The influence of fathers' socioeconomic status and paternity leave on breastfeeding duration: a population based cohort study. **Scandinavian Journal of Public Health**, n. 38, p. 337-343, 2010.

FREJKA, T.; JONES, G. W.; SARDON, J. East Asian childbearing patterns and policy developments. **Population and Development Review**, v. 35, n. 3, p. 579-606, 2010.

GISLASON, I. V. **Parental leave in Iceland**. Bringing the fathers in. Akureyri: Center for Gender Equality, Ministry of Social Affairs of Iceland, 2007.

GRUBER, J. The incidence of mandated maternity benefits. **The American Economic Review**, v. 84, n. 3, p. 622-641, 1994.

HAATAJA, A. **Fathers' use of paternity and parental leave in the Nordic countries**. Helsinki: The Social Insurance Institution of Finland (Kela), Research Department, 2009 (Online working papers, 2/2009).

HAN, W.-J.; RUHM, C.; WALDFOGEL, J. Parental leave policies and parents' employment and leave-taking. **Journal of Policy Analysis and Management**, v. 28, n. 1, p. 29-54, 2009.

HUERTA, M. D. C. et al. **Fathers' leave, fathers' involvement and child development**. Paris: OECD, 2013 (OECD Social, Employment and Migration Working Paper, n. 140).

KAROLY, L. A.; KILBURN, M. R.; CANNON, J. S. **Early childhood interventions: proven results, future promise**. Santa Monica, CA: RAND Corporation, 2005.

KOTSADAM, A.; FINSERAAS, H. The state intervenes in the battle of the sexes: causal effects of paternity leave. **Social Science Research**, v. 40, n. 6, p. 1611-1622, 2011.

LEQUIEN, L. The impact of parental leave duration on later wages. **Annals of Economics and Statistics**, n. 107, p. 267-285, 2012.

NEPOMNYASCHY, L.; WALDFOGEL, J. Paternity leave and fathers' involvement with their young children: evidence from the American Ecls-B. **Community, Work and Family**, v. 10, n. 4, p. 427-453, 2007.

O'BRIEN, M. Fathers, parental leave policies, and infant quality of life: international perspectives and policy impact. **The Annals of the American Academy of Political and Social Science**, v. 624, n. 1, p. 190-213, 2009.

OIT – Organização Internacional do Trabalho. **Trabalho e família: rumo a novas formas de conciliação com corresponsabilidade social**. Brasília: OIT, 2009.

REGE, M.; SOLLI, I. F. The impact of paternity leave on fathers' future earnings. **Demography**, v. 50, n. 6, p. 2255-2277, 2013.

RUHM, C. J. **The economic consequences of parental leave mandates: lessons from Europe**. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, 1996.

SORJ, B.; FONTES, A.; MACHADO, D. Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 573-594, 2007.

STAEHELIN, K.; BERTEA, P. C.; STUTZ, E. Z. Length of maternity leave and health of mother and child – a review. **International Journal of Public Health**, v. 52, n. 4, p. 202-209, 2007.

THOR ARNARSON, B.; MITRA, A. The paternity leave act in Iceland: implications for gender equality in the labour market. **Applied Economics Letters**, v. 17, n. 7, p. 677-680, 2010.

UGRENINOV, E. Can family policy reduce mothers' sick leave absence? A causal analysis of the Norwegian paternity leave reform. **Journal of Family and Economic Issues**, v. 34, n. 4, p. 435-446, 2013.

VICTORA, C. G. et al. Breastfeeding and school achievement in Brazilian adolescents. **Acta Paediatrica**, v. 94, n. 11, p. 1656-1660, 2005.

_____. Association between breastfeeding and intelligence, educational attainment, and income at 30 years of age: a prospective birth cohort study from Brazil. **The Lancet Global Health**, v. 3, n. 4, p. 199-205, 2015.

ZIGLER, E. F. E. A. **A vision for universal preschool education**. Cambridge, MA: Cambridge University Press, 2006.

Sobre os autores

Sergio Almeida é doutor em Economia pela Universidade de Nottingham na Inglaterra. É professor do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP).

Paula Pereda é economista, doutora em Ciências Econômicas e mestre em Teoria Econômica pela Universidade de São Paulo. É professora do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP).

Rafael Xavier é doutor e mestre pela Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV). É professor e pesquisador na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP).

Endereço para correspondência:

Sergio Almeida

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo
Avenida Professor Luciano Gualberto, 908
FEA 2 – sala 235, Butantã
05508-010 – São Paulo-SP, Brasil

Paula Pereda

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo
Avenida Professor Luciano Gualberto, 908
FEA 2 – sala 218, Butantã
05508-010 – São Paulo-SP, Brasil

Rafael Ferreira

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo
Avenida Professor Luciano Gualberto, 908
FEA 2, Butantã
05508-010 – São Paulo-SP, Brasil

Abstract

Costs of the extension of the paternity leave in Brazil

There is a growing empirical literature documenting that quality in early education and parental care are associated with better emotional and cognitive development later in life. With this in mind, governments in several countries have changed labor laws in order to give more employment security for parents of the newborns aiming to give financial and legal support (employment protection). A law recently passed in Brazil has increased paternity leave from 5 to 20 working days of paid leave (Marco da Primeira Infância, Law 13.257/2016). Little is known, however, about the economic impacts of such a law. This paper aims at quantifying the costs of such increase in paternity leave. By utilizing the annual household survey microdata (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios), some labor market indicators and a population projections series it is calculated fathers' probability of claiming paternity benefits. Several long-range forecasts about the costs implementation produced. The results indicates that the increase in paid paternity leave, due to this change in the law, has relatively low cost – around 100 million Brazilian reais per year in the most likely scenario, an amount that is 0.01% of federal revenues in 2014. While the benefits of increasing paid paternity leave are still unknown in Brazil, the results suggest that this kind of intervention is likely to be cost-effective.

Keywords: Paternity leave. Early childhood. Costs.

Resumen

Los costos de la ampliación del permiso de paternidad en Brasil

Existe una creciente documentación en la literatura empírica sobre la asociación entre la educación de calidad y el cuidado de los padres con un mejor desarrollo emocional y cognitivo de los niños. Por lo tanto, los gobiernos de varios países promueven cambios en sus leyes laborales destinadas al apoyo financiero y legal (protección del empleo) para madres y padres con hijos recién nacidos. Brasil aprobó recientemente el Marco da Primeira Infância (Ley 13.257/2016) que amplió el permiso parental de cinco a veinte días. Sin embargo, poco se sabe sobre el impacto económico de este tipo de política pública. Este artículo pretende cuantificar los costos de la extensión temporal del permiso de paternidad. A partir de datos de la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, de indicadores del mercado de trabajo y de las proyecciones de población, se estimó el costo de la extensión del permiso. Los resultados indican que el costo de esta ampliación de la licencia es bajo —cerca de R\$ 100 millones por año en el escenario más probable, lo que representa 0,01% de los ingresos federales en 2014—. Aunque la magnitud de los beneficios de este tipo de intervención sea desconocida en Brasil, los resultados muestran que es probable que sea costo-efectiva.

Palabras clave: Permiso de paternidad. Primera infancia. Costos.

Recebido para publicação em 02/02/2016

Recomendado para publicação em 04/08/2016

Aceito para publicação em 13/11/2016

Bolsa Família e assimetrias de gênero: reforço ou mitigação?*

Luana Passos**
Fábio Waltenberg***

Este artigo tem por objetivo investigar se o programa Bolsa Família contribui para o processo de individualização das mulheres pobres. Para tanto, foi utilizada a técnica de pareamento por escore de propensão, a fim de identificar mulheres e homens não atendidos pelo programa comparáveis a mulheres e homens atendidos. Com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio de 2006, estimaram-se a jornada de trabalho doméstico, a participação no mercado de trabalho e as horas de trabalho remunerado de homens e mulheres. Os resultados não foram conclusivos para participação no mercado de trabalho. Para a jornada de trabalho remunerado, há indícios de que o Programa Bolsa Família reduza as horas trabalhadas de homens e mulheres. Para a jornada de trabalho doméstico, há indicativos de aumento de tempo de cuidado doméstico para mulheres e redução para homens. Os resultados da pesquisa sugerem que o programa reforçaria papéis tradicionais de gênero, não contribuindo para a individualização das mulheres pobres.

Palavras-chave: Bolsa Família. Gênero. Trabalho doméstico. Trabalho remunerado. Propensity Score Matching.

* Os autores agradecem aos ricos comentários de Lena Lavinias e Letícia Bartholo e as eximimos de qualquer responsabilidade pelos resultados do trabalho. Este artigo foi desenvolvido a partir da dissertação de Luana Passos, defendida no Programa de Pós-Graduação de Economia da UFF, com apoio de bolsas de estudo das agências de fomento Capes e Faperj.

** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Brasília-DF e Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF), Niterói-RJ, Brasil (luanapassos_s@hotmail.com).

*** Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF), Niterói-RJ, Brasil (waltenberg@economia.uff.br).

Introdução

Em que pesem todas as conquistas galgadas nas últimas décadas, a realidade das mulheres ainda é marcada por assimetrias e vulnerabilidades: raramente são empregadas em trabalhos com *status*, poder e autoridade comparáveis aos dos homens; são altas as proporções de mulheres que sofreram violência física pelo menos uma vez na vida, variando, segundo os dados disponíveis, entre 12% (Hong Kong) e 59% (Zâmbia); e apenas 18 mulheres ocupavam cargo de chefe de governo ou Estado, em 2010, em 192 países pesquisados (ONU, 2010).

As mulheres tiveram sua participação no mercado de trabalho e sua atuação fora da família constrangidas, devido às atribuições sociais que lhes conferiram a função de cuidadoras do lar na contrapartida da provisão financeira dos maridos. Embora o modelo de homem provedor e mulher cuidadora não seja mais a marca das sociedades ocidentais, a cultura patriarcal de opressão e submissão das mulheres permanece, fazendo com que esse grupo seja marcado por uma trajetória de vulnerabilidades econômicas e sociais. No entanto, as mulheres não compõem um grupo homogêneo, havendo assimetrias de classe e cor que configuram empregos e responsabilidades familiares diferentes para mulheres pobres e ricas, brancas e negras.

A vulnerabilidade que marca a vida das mulheres revela a necessidade da inclusão da questão de gênero nas políticas públicas, a fim de mitigar as assimetrias entre homens e mulheres, e também entre mulheres, e transformar o processo de produção e reprodução das desigualdades de gênero.

Este artigo tem por objetivo investigar o processo de “individualização” das mulheres pobres mediante eventuais efeitos diferenciados sobre o uso do tempo de homens e mulheres do Programa Bolsa Família (PBF), o qual poderia se apresentar como instrumento de “empoderamento feminino”, em decorrência do seu próprio desenho, que concede prioritariamente a mulheres a titularidade do benefício. No entanto, tal propósito não está explicitamente circunscrito nas finalidades do programa, o que fica claro na exposição de motivos da Medida Provisória que instituiu o Bolsa Família, que não menciona empoderamento, nem outro termo correlato. Pode-se dizer, portanto, que este trabalho procura investigar efeitos indiretos do PBF nas relações de gênero.

Além desta introdução, o artigo está organizado em cinco seções. A seguir são abordadas as teorias feministas sobre os cuidados e as assimetrias de gênero e discute-se brevemente a literatura que relaciona Bolsa Família, mercado de trabalho e a questão de gênero. Posteriormente é apresentada a metodologia e analisam-se os resultados. Por fim, são tecidas as considerações finais.

Marco teórico: cuidados e os papéis de gênero

As relações assimétricas que foram construídas entre os sexos restringiram por muito tempo as mulheres ao âmbito privado e limitaram as poucas que alcançaram espaços

públicos a posições de baixa valorização econômica e *status* social. Diante desse contexto, a chamada “individualização” das mulheres é relevante como mecanismo de redução das desigualdades entre homens e mulheres no que diz respeito à família. A “individualização” é entendida como processo que possibilita às mulheres se desprenderem dos papéis tradicionais socialmente instituídos, garantindo-lhes a efetivação de direitos sociais. Para Beck (1992), a “individualização” representaria a dissolução da antiga moral familiar, da submissão de gênero, dos tabus relativos ao casamento, à paternidade e à sexualidade em favor da efetivação de direitos sociais individuais.

Fincado na ideia de reciprocidade parental, foi imposto por muito tempo como função dos indivíduos da família proporcionar cuidados uns aos outros, em distintas fases de suas vidas. Como retribuição aos cuidados oferecidos aos filhos na infância, os idosos deveriam receber da família a atenção demandada por seu estado de dependência na velhice (FLAQUER, 2000). Tendo como referência para as atividades de cuidado esse contrato implícito entre gerações, o Estado por muito tempo absteve-se de provisão pública de serviços de cuidado.

Esse contrato de reciprocidade tem seu aspecto negativo porque, de fato, as relações não são recíprocas entre os sexos, sendo assumido pelas mulheres o papel de oferecer os cuidados dentro do lar. Como apontado por Geissler e Pfau-Effinger (2005), frequentemente nota-se que o contrato intergeracional e da família como relação natural de afeto e provisão de cuidados reforça a ideia do trabalho doméstico como uma atividade pouco valorizada, socialmente não reconhecida – e, via de regra, feminina. O cuidado remete à questão de gênero, uma vez que o cuidar da casa, das crianças, do marido, dos pais envolve atividades exercidas por pessoas do sexo feminino, que, no léxico brasileiro, estão associadas à submissão, seja dos escravos, anteriormente, seja das mulheres, brancas ou negras, atualmente (GUIMARÃES; HIRATA; SUGITA, 2012).

Mesmo em contexto de queda de fecundidade nas últimas décadas, o cuidado mantém-se como uma questão de necessidade pública em razão da ampliação da inserção das mulheres no mercado de trabalho e, mais recentemente, do envelhecimento da população.¹ Diante da crise de cuidados que marca as sociedades modernas, é fortalecida a reivindicação do movimento feminista quanto à necessidade de socialização dos cuidados por meios institucionais públicos.

A prestação de serviços públicos de cuidado domiciliar formal para os idosos e de creches, pré-escolas e escolas em tempo integral para as crianças, ao mesmo tempo que constitui solução para a crise de cuidados da modernidade, presta uma contribuição essencial à conciliação entre trabalho e família para as mulheres, dando-lhes maior possibilidade de inserção em empregos bem remunerados e de permanência de forma integral no mercado de trabalho. Portanto, a socialização dos cuidados por meio do Estado reduz a

¹ Para mais informações, ver Passos e Guedes (2016).

dependência do bem-estar do indivíduo dos cuidados prestados pela mulher, colaborando para o seu processo de “individualização”.

Sabendo que a redução do *trade-off* entre trabalho e família contribui para alavancar o potencial produtivo e a autonomia das mulheres de modo geral, o poder público, além de realizar transferências de renda monetária às famílias carentes, também deveria estabelecer como meta preponderante a retomada do investimento na escola de tempo integral, com ensino de qualidade, e a expansão da oferta de creches e pré-escolas (LAVINAS; NICOLL, 2006).

No Brasil, mesmo o aumento da participação feminina no mercado de trabalho – movimento intenso nos últimos tempos – não levou a muitos questionamentos dos papéis de gênero, nem a mudanças no modelo de provisão de cuidados pela mulher. As conquistas das mulheres no campo profissional não vêm sendo acompanhadas do processo de “desnaturalização” dos tradicionais papéis femininos, nem mesmo da desconcentração do trabalho reprodutivo na figura da mãe (GUEDES; ARAÚJO, 2011). Além disso, a maior participação feminina no mercado de trabalho é marcada por uma assimetria de gênero, classe e cor, configurando empregos e responsabilidades familiares distintas para mulheres pobres e ricas, brancas e negras.

As desiguais formas de inserção das mulheres no mundo do trabalho provavelmente têm ligação com as distintas formas de acesso à provisão de cuidados. Por isso, os regimes de cuidados no Brasil precisam ser analisados levando em conta as relações de poder que se constituem mutuamente e que envolvem uma tripla dimensão, de gênero, classe e cor (SORJ; FONTES, 2012).

Embora, inadvertidamente, seja possível acreditar que o aumento da participação feminina no mercado de trabalho colocou as mulheres em patamar similar ao dos homens no mercado laboral, o que, de fato, se presencia no Brasil é a convivência entre uma maior inserção no mundo do trabalho e a manutenção das assimetrias de gênero. A diferença significativa de rendimento entre homens e mulheres no Brasil ocorre mesmo quando são comparadas pessoas que têm igual nível de qualificação, estão em cargos semelhantes e moram na mesma região (CAVALIERI; FERNANDES, 1998; BARROS; RAMOS; SANTOS, 1992). Constata-se elevado grau de segregação ocupacional das mulheres, para o Brasil como um todo, que pouco tem sido alterado ao longo do tempo (HERMETO, 1998; BARROS et al., 2001).

De acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), o rendimento médio do trabalho feminino, em 2014, foi de R\$ 1.281 contra R\$ 1.811 dos homens. A segregação ocupacional horizontal e vertical das mulheres faz com que existam diferenças salariais, seja pela pior remuneração nas tarefas e serviços realizados pelas mulheres, seja na limitação de acesso feminino a cargos de gerência e chefia (SOARES, 2011). Homens e mulheres se inserem de forma distinta no mercado de trabalho, cabendo às mulheres empregos mais precários e subalternos, bem como remunerações inferiores em tarefas similares. As mulheres parecem ser prejudicadas tanto por segregação do mercado de trabalho quanto por um hiato salarial em relação aos homens, o que, ao menos parcialmente, poderia ser determinado por discriminação.

Além das desigualdades de rendimentos, outro problema que penaliza as famílias brasileiras – em particular as mulheres – é o número insuficiente de creches públicas, escola em tempo integral e ausência de cuidados formais para os idosos dentro do lar, fazendo com que as mulheres tenham que, com diversas dificuldades, encontrar maneiras de conciliar a vida familiar e o trabalho. As mulheres bem-sucedidas no mercado de trabalho fazem essa conciliação contratando outras mulheres para substituí-las nos afazeres domésticos e cuidados do lar (MELO; DI SABBATO, 2011). As que não podem delegar essas tarefas, ou deixam o mercado de trabalho, ou procuram alternativas como flexibilização na jornada de trabalho, ocupações temporárias ou em tempo parcial – todas elas danosas profissionalmente, já que dificultam a inserção e a permanência da mulher em empregos melhores e mais bem remunerados.

Apesar de o acesso à educação infantil ter crescido significativamente nas últimas décadas no Brasil, a frequência de crianças de 0 a 3 anos em creches ainda é baixa, por volta de 24%, em 2014, assim como a frequência de crianças de 4 e 5 anos em pré-escola, em torno de 83% no mesmo ano. Esse acesso é influenciado pelas condições financeiras da família (SORJ; FONTES, 2012). Em 2014, a frequência à creche, para as crianças cuja família se encontrava no 1º decil de renda, não chegou a 13%, enquanto no 10º decil foi de 43%. Na pré-escola, no 1º decil de renda, a frequência foi de 76%, contra 93% no 10º decil, conforme dados da PNAD. Do mesmo modo, a escola em tempo integral é ainda incipiente no Brasil, atingindo apenas uma parcela de aproximadamente 17% dos alunos matriculados no ensino regular, de acordo com o censo escolar de 2015, estando longe de se configurar como política robusta e disseminada.

As políticas de cuidados formais e institucionais aos idosos são muito mais irrisórias do que as que o Brasil oferece às crianças. O que se tem no país são Instituições de Longa Permanência para os Idosos (ILPI), abrigando em torno de 1% da população-alvo, e, em menor escala ainda, os “centros-dia”, os centros de convivência e os espaços de convívio social para idosos em algumas universidades do país (GUEDES, 2014). Portanto, o cuidado no Brasil permanece, em grande medida, uma questão privada e das mulheres, o que perpetua as desigualdades de gênero e a posição social subalterna na qual as mulheres ao longo da história da humanidade foram colocadas.

Diante dos diversos impactos que as políticas públicas podem produzir na vida das mulheres, analisar o Bolsa Família com um olhar sobre as questões de gênero mostra-se relevante para compreender o papel que o programa desempenha nas assimetrias entre homens e mulheres.

Bolsa Família, mercado de trabalho e gênero

Durante seus mais de dez anos de existência, o Programa Bolsa Família tem sido foco de debate controverso no âmbito da política social brasileira. Defesas e críticas baseiam-se em amplo leque de pontos de vista que abrangem concepção, desenho operacional e impactos do programa.

Uma questão sempre em relevo são os possíveis incentivos adversos do PBF quanto à oferta de trabalho (participação no mercado de trabalho e horas trabalhadas). O primeiro estudo a discutir a questão da transferência de renda e os desincentivos ao mercado de trabalho foi o de Ferro e Nicolletta (2007) com dados da PNAD 2003. No que se refere à participação no mercado de trabalho, os autores não encontraram resultados significativos; para o número de horas trabalhadas, concluíram que quem recebe benefício de transferência de renda em áreas rurais tende a ofertar menos horas de trabalho, enquanto na área urbana as mulheres tendem a ofertar mais horas de trabalho.

Teixeira (2008), com dados da PNAD 2006, analisou se o comportamento da oferta de trabalho é homogêneo entre os beneficiários do PBF, tendo por base o valor do benefício relativo à renda domiciliar. A autora chegou à conclusão de que, apesar de o efeito médio ser negativo, ou seja, o PBF provocar redução da oferta de trabalho, esse resultado não é uniforme entre os grupos de indivíduos considerados. Além disso, os efeitos médios no trabalho remunerado, exclusive afazeres domésticos, têm uma variação entre zero e três horas e meia. Como o programa beneficia mais as mulheres, e são elas que assumem de forma preponderante os afazeres domésticos, o choque orçamentário sobre a oferta de trabalho atingiu com maior intensidade esse grupo, com efeito do PBF na produção doméstica positivo para mulheres e negativo para homens.

Tavares (2010) investigou a existência de um possível incentivo adverso à oferta de trabalho das mães beneficiadas pelo PBF, com base na PNAD 2004. Os resultados apontam para a existência de um efeito-renda associado ao valor do benefício, já que, quanto maior a transferência recebida, menor era a probabilidade de engajamento da mãe no mercado de trabalho. Porém, como o efeito líquido de ser beneficiário do programa é positivo, há indícios da existência de um efeito-substituição, provavelmente decorrente da diminuição da oferta de trabalho dos filhos, do aumento de tempo disponível por parte das mães para trabalhar, ou mesmo do estigma em participar do programa.

Com base na PNAD 2006, Wan Der Maas e Caetano (2010) analisaram as diferenças de participação no mercado de trabalho e de inserção ocupacional de pessoas da faixa etária de 25 a 64 anos residentes em domicílios de áreas urbanas – incluindo beneficiários e não beneficiários do PBF. O resultado contraria a tese de que receber o benefício geraria incentivo à desocupação, uma vez que as chances de a população elegível beneficiária pertencer à População Economicamente Ativa (PEA) e estar ocupada são maiores do que para a população elegível não beneficiária. No entanto, no que se refere à ocupação, os beneficiários do PBF tendem a se inserir no mercado de trabalho em situação mais precária do que os elegíveis não beneficiários, em especial as mulheres beneficiárias. No que diz respeito à condição na família, as mulheres cônjuges, mais do que as mulheres chefes de família, estavam em pior situação de inserção ocupacional.

Foguel e Barros (2010) estimaram os impactos de programas de transferência condicionada de renda sobre a oferta de trabalho de homens e mulheres, com dados da PNAD do período 2001-2005. Concluíram que o efeito do recebimento de transferências de renda

no Brasil sobre o mercado de trabalho, quando significativo, é de baixa magnitude, com exceção para a oferta de horas trabalhadas das mulheres com renda abaixo da mediana.

As pesquisas acessadas na literatura empírica não apontam fortes incentivos adversos do Bolsa Família sobre a participação no mercado de trabalho, uma vez que o impacto do programa não é significativo, ou é positivo, em função do método de investigação; para a jornada de trabalho, dependendo também da metodologia utilizada, alguns trabalhos indicam redução e outros apontam aumento das horas trabalhadas, não havendo, portanto, consenso.

Ao passo que a literatura tem se focado em investigar os possíveis impactos adversos do Bolsa Família sobre o mercado de trabalho, existe uma lacuna no que se refere a estudos empíricos que estimem eventuais efeitos diferenciados para homens e mulheres no que concerne à alocação de tempo de trabalho pago e não pago.

Os trabalhos inspirados em um arcabouço teórico feminista são praticamente unânimes na consideração de que o PBF reforça papéis tradicionais de gênero. Para Carloto e Mariano (2010), ao ser incluída no PBF, a mulher é percebida tão somente por meio de seus “papéis femininos” que atrelam o ser mulher ao ser mãe, e a uma identidade centrada na figura de cuidadora. De acordo com as autoras, tanto a maternidade (papel social da mãe) quanto a maternagem (cuidado prestado às crianças por outras mulheres que não suas mães) são ações marcantes no Bolsa Família. Ademais, as atividades reprodutivas das mulheres pobres são utilizadas como recurso adicional dos programas de combate à pobreza, como forma de potencializar os impactos produzidos pela transferência condicionada de renda.

Na mesma linha Gomes (2011) destaca que as condicionalidades presentes no PBF tendem a naturalizar o papel reprodutivo das mulheres na sociedade brasileira, o que contribui para limitação do espaço de agenciamento e emancipação desse grupo. Segundo a autora, apesar de os discursos governamentais alegarem o empoderamento feminino devido ao aumento da renda para as mulheres, na prática, o PBF está fundado sobre concepções de papéis sociais das mulheres que não consideram necessidades e riscos peculiares desse grupo. Além disso, o programa não contribui para a redefinição das relações de poder nos casais, o que possibilita a perpetuação das assimetrias de gênero.

Ferreira e Mariano (2014) apontam, por meio de pesquisa qualitativa, que o PBF não foi pensado para enfrentar as diversas questões presentes nas relações de gênero, de modo que não contribui para alterar papéis tradicionais de homens e mulheres, além de estar neles alicerçado.

Por meio de pesquisas qualitativas,² Peixoto (2010) e Pires (2012) ponderam que, se a titularidade preferencialmente feminina no benefício, por um lado, fortalece a autonomia da mulher no espaço doméstico e lhe concede meios de se afirmar enquanto consumidora, por outro, ratifica a lógica presente na tradicional divisão sexual do trabalho e a associação naturalizada entre mulheres e a esfera reprodutiva.

² Mais informações em Bartholo (2016).

Um olhar positivo dos efeitos do PBF sobre a dimensão gênero é trazido por Moreira et al. (2012) e Rego e Panzani (2014). Enquanto os primeiros indicam que o programa favorece o processo de empoderamento individual e relacional feminino, devido à melhoria nas condições de vida, a inclusão social e a educação proporcionada pelo programa, os segundos sinalizam que o PBF amplia as expectativas e a percepção de escolhas das mulheres e, muitas vezes, induz a participação comunitária das titulares.

De forma empírica, destaca-se o trabalho de Lavinias, Cobo e Veiga (2012), que analisou, com base em um *survey* aplicado na cidade do Recife, os efeitos do PBF sobre a autonomia das mulheres pobres. Os resultados encontrados indicam que não existe “efeito Bolsa Família” contributivo na percepção da relevância da valorização do trabalho remunerado feminino e que o “efeito Bolsa Família” está associado a uma visão mais tradicional, que reforça pertencimento e identidades pelo vínculo à esfera da reprodução.

Metodologia

O objetivo central do trabalho é mensurar, com base nos dados da PNAD 2006,³ os efeitos de ser beneficiário do PBF sobre a “individualização” das mulheres, tomando como *proxies* a jornada feminina no mercado de trabalho e a jornada de trabalho doméstico. Todos os procedimentos realizados para o grupo de mulheres foram igualmente realizados para o grupo de homens, para fins de comparação.

Se as beneficiárias do PBF, em comparação às não beneficiárias em condições semelhantes, apresentarem concomitantemente uma maior jornada de trabalho remunerado e uma menor jornada de trabalho doméstico é porque, em algum grau, o programa contribuiu para a “individualização” dessas mulheres. Isso significaria redução do cuidado individual e pessoal das mulheres mais pobres com crianças, com idosos e com a provisão de bem-estar para a família, aliviando as atribuições sociais que transformam a identidade da mulher em mãe, esposa e cuidadora.

O ideal para essa pesquisa seria comparar as jornadas de trabalho remunerado e doméstico de uma mesma pessoa na situação de receber ou não o benefício, ou seja, o melhor grupo de comparação para os indivíduos tratados (beneficiários do Bolsa Família) seria formado pelos próprios indivíduos em situação em que eles não fossem tratados (não beneficiários do Bolsa Família). No entanto, essas condições são mutuamente exclusivas. Como não existe contrafactual perfeito, o desafio é encontrar um grupo de indivíduos que represente de forma adequada a situação de não tratamento.

Há muitas maneiras de realizar um exercício de pareamento. O modo escolhido foi o do pareamento baseado no *propensity score matching*, ou seja, na probabilidade de fazer parte do grupo de tratamento.

³ Devido à ausência de suplementos mais recentes da PNAD sobre as questões de transferência de renda, foram utilizados nessa pesquisa dados referentes a 2006. A POF e o Censo apresentam informações sobre PBF e têm dados mais recentes, no entanto, não foram utilizadas no âmbito dessa pesquisa porque não possuem algumas variáveis que são importantes para esse estudo.

Fonte de dados

A abordagem em corte transversal baseia-se em dados provenientes da PNAD de 2006, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A fonte de dados utilizada foi o suplemento da PNAD sobre transferência de renda e educação, que permite identificar os domicílios que possuem rendimentos advindos de programas sociais, como o Bolsa Família, além de conter informações detalhadas sobre a educação das crianças e características gerais do domicílio e das pessoas que o compõem.

A Tabela 1 contém informações acerca das características das mulheres e homens beneficiários e não beneficiários do programa. As mulheres e homens beneficiários têm jornadas de trabalho remunerado mais curtas do que os não beneficiários. As beneficiárias gastam mais tempo com trabalho doméstico em relação a não beneficiários, mas a diferença é pequena; o contrário se verifica entre homens. O grupo de homens não beneficiários tem a maior representatividade na população economicamente ativa, um pouco superior à dos não beneficiários. As diferenças com relação às mulheres em ambos os casos situa-se em torno dos 20 pontos percentuais. As beneficiárias têm mais filhos do que as não beneficiárias. A maioria dos beneficiários é composta por negros (69%), casados (78%), residentes no Nordeste (53%), em área urbana (65%).

TABELA 1
Beneficiários e não beneficiários do Bolsa Família, por sexo, segundo características selecionadas Brasil – 2006

Variáveis/indicadores	Mulheres		Homens	
	Beneficiárias	Não beneficiárias	Beneficiários	Não beneficiários
Jornada de trabalho remunerado (horas semanais)	29,35	35,86	39,91	43,32
Jornada de trabalho doméstico (horas semanais)	25,28	24,72	9,44	10,12
Economicamente ativos (%)	48,49	53,59	70,13	73,6
Idade média (em anos)	23,8	33,55	22,85	31,63
Anos de estudo completo (em anos)	4,87	7,51	4,33	7,14
Negros (%)	68,16	43,43	70,38	45,67
Chefes de família (%)	14,6	20,5	33,34	47,47
Casados (%)	73,56	69,96	82,45	77,87
Quantidade de filhos (número)	2,34	1,42	-	-
Região metropolitana (%)	15,49	35,8	14,41	34,12
Região Sul (%)	7,94	16,19	7,83	16,14
Região Sudestes (%)	24,49	47,48	23,43	46,7
Região Nordeste (%)	53,33	21,02	53,85	21,1
Região Norte (%)	9,86	7,4	10,49	7,9
Região Centro-Oeste (%)	4,37	7,91	4,41	8,15
Local de residência urbana (%)	66,58	87,01	63,53	84,83

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2006.

Nota: A base de dados identifica os filhos apenas para as mulheres.

As descrições mostram que os grupos de beneficiários e não beneficiários pobres são diferentes em algumas características observáveis, o que confirma a necessidade de adotar um procedimento econométrico que torne os grupos mais semelhantes.

Estratégia empírica

O *propensity score matching*, conforme Rosenbaum e Rubin (1983) e Wooldridge (2010), permite a comparação entre um grupo de controle (não beneficiários do Bolsa Família) e um grupo de tratamento (beneficiários do Bolsa Família). Nesse procedimento, considera-se que a seleção ao programa é definida por um grupo de variáveis observáveis, de maneira que, ao se comparar o grupo tratado com um grupo de controle, exista bastante semelhança quanto às variáveis observáveis, idealmente restando, como único fator a diferenciar determinados resultados dos indivíduos, a participação ou não no PBF.

Por meio da estimação de uma regressão logística, resume-se um conjunto de características em um escore (pontuação), que mostra a probabilidade de o indivíduo receber o PBF. Em seguida, compara-se um indivíduo que recebe o PBF com outro que não recebe, mas que tem um escore próximo. Nesse caso, o grupo de controle é composto por mulheres e homens que não se submeteram ao tratamento, mas que têm muitas semelhanças em características observáveis comparadas àquelas que passaram pelo tratamento, de maneira que sirvam como um contrafactual, representando as mulheres e homens tratados na situação de não tratados.

Existem na literatura diversas metodologias de pesos para a estimação do efeito médio do tratamento nos tratados utilizando *propensity score matching*. Esta pesquisa empregará o vizinho mais próximo, o *radius* e o *kernel*.

Para definir a probabilidade de inclusão no PBF, estimou-se o seguinte modelo *logit*:

$$BF = \alpha + \sum \beta_i X_i + \sum \beta_j Z_j + \varepsilon \quad (1)$$

Em que:

BF: variável *dummy* que indica a participação no PBF;

X_i : vetor de características pessoais (idade; idade ao quadrado; anos de estudos; número de filhos de 0-15 anos; *dummy* para cor negra; pessoa casada; *dummy* para pessoa de referência; *dummies* para tipos de família);

Z_j : vetor de características do domicílio (*dummies* para macrorregiões; *dummies* para região urbana; *dummy* para região metropolitana; *dummy* para casa própria; *dummy* de acesso à água encanada; *dummy* de rede coletora de lixo; *dummy* de rede de esgoto; *dummy* de energia elétrica; renda domiciliar).

Tais componentes do vetor de características pessoais dos beneficiários e do domicílio que foram selecionados para compor o modelo logístico estão presentes nos estudos empíricos de impacto da área.

Depois de feito o pareamento, foram estimados, para cada uma das amostras pareadas, os impactos do PBF nas jornadas feminina e masculina de trabalho remunerado e de trabalho doméstico e na participação no mercado de trabalho.

Para medir o impacto do PBF sobre as jornadas de trabalho doméstico feminina e masculina,⁴ estimou-se, por meio do modelo de mínimos quadrados ordinários, a seguinte equação:

$$y_1 = \alpha + \beta_1 BF + \sum \beta_i W_i + \sum \beta_j H_j + \varepsilon \quad (2)$$

Em que:

y_1 : variável que indica a jornada de trabalho doméstico semanal;

BF : variável *dummy* que indica a participação no PBF;

W_i : vetor de características pessoais (idade; idade ao quadrado; anos de estudo; *dummy* de ter filhos; *dummy* de presença da mãe no domicílio; *dummy* de frequenta escola ou creche; *dummy* de ocupação; *dummy* para cor negra; pessoa casada; *dummy* para pessoa de referência; horas na escola/creche dos filhos; *dummies* de tipo de família); H_j : vetor de características do domicílio (*dummies* para macrorregiões; *dummy* para região urbana; *dummy* para região metropolitana; *dummy* de acesso à água encanada; *dummy* de rede coletora de lixo; *dummy* de rede de esgoto; *dummy* de energia elétrica, e *dummy* de máquina de lavar roupa).

Para o caso da jornada de trabalho remunerado, existe um problema de censura dos dados, uma vez que a jornada só é observada para mulheres e homens que decidiram e conseguiram se inserir no mercado de trabalho. Logo, o universo de mulheres e homens que apresentam jornada de trabalho remunerado positiva é uma amostra selecionada, que depende da participação no mercado de trabalho.

De acordo com a metodologia proposta por Heckman (1979), uma amostra formada exclusivamente por indivíduos que estão no mercado de trabalho pode não ser representativa de toda a população, o que conduz a um viés de seleção. Ignorar a regra implícita na decisão de participar ou não do mercado de trabalho faz com que sejam comparados indivíduos para os quais uma regra vale com outros para os quais tal regra é violada. Como forma de contornar o problema, Heckman (1979) propôs primeiramente a estimação dos coeficientes de um modelo *probit*, em que a variável dependente é 1, se o indivíduo é ocupado, e zero, se não é ocupado. Essa estimação resulta nas equações de seleção, cujos coeficientes medem a propensão marginal ao indivíduo estar ocupado. A variável *lambda* (inverso da razão de Mills) é calculada com base nos parâmetros estimados no modelo *probit* e utilizada para corrigir o problema de inconsistência da amostra. Com isso, parâmetros consistentes podem ser estimados por mínimos quadrados, obtendo-se as equações de jornada de trabalho.

Para mensurar o impacto do PBF sobre a participação no mercado de trabalho de homens e mulheres, foram estimados modelos *probit* da seguinte forma:

$$y_2 = \alpha + \beta_1 BF + \sum \beta_i L_i + \sum \beta_j M_j + \varepsilon \quad (3)$$

⁴ No caso do modelo dos homens não foi incluída nenhuma variável que faça menção aos filhos, uma vez que estes são identificados na base de dados apenas para as mulheres.

Em que:

y_2 : *dummy* que indica a participação no mercado de trabalho;

BF: variável *dummy* que indica a participação no PBF;

L_i : vetor de características pessoais (idade; idade ao quadrado; anos de estudos; horas dos filhos na escola/creche;⁵ *dummies* para tipo de família; *dummy* para cor negra; pessoa casada; *dummy* para pessoa de referência);

M_j : vetor de características do domicílio (*dummy* para região urbana; *dummy* para região metropolitana; *dummies* de macrorregiões; *dummy* de acesso à água encanada; *dummy* de rede coletora de lixo; *dummy* de rede de esgoto; *dummy* de energia elétrica).

Para medir o impacto do PBF sobre a jornada de trabalho remunerado de homens e mulheres, foram feitas estimações por meio do modelo de mínimos quadrados ordinários:

$$y_3 = \alpha + \beta_1 BF + \sum \beta_i S_i + \sum \beta_j K_j + \beta_2 \lambda + \varepsilon \quad (4)$$

Em que:

y_3 : variável que indica a jornada de trabalho remunerado semanal;

BF: variável *dummy* que indica a participação no BF;

S_i : vetor de características pessoais (idade; idade ao quadrado; anos de estudos; horas de afazeres domésticos; horas dos filhos na escola/creche; *dummies* para tipo de família; *dummy* para cor negra; pessoa casada; *dummy* para pessoa de referência);

K_j : vetor de características do domicílio (*dummies* de macrorregiões; *dummy* de acesso à água encanada; *dummy* de rede coletora de lixo; *dummy* de rede de esgoto; *dummy* de energia elétrica; e *dummy* de máquina de lavar roupa).

λ : inverso da razão de Mills (proveniente da estimação da equação 3).

As variáveis utilizadas nas estimações são apresentadas no Quadro 1. Convém sublinhar que, como o pareamento desconsidera variáveis não observáveis que podem estar associadas tanto à participação no programa quanto aos indicadores investigados nesta pesquisa, pode haver inconsistência nos resultados, que é uma limitação do método adotado. Como esta pesquisa valeu-se de dados transversais, com informações somente de um ano da PNAD, não seria possível aplicar métodos que considerassem aspectos não observáveis, como modelos de efeitos fixos aplicados a painéis de dados, por exemplo.

⁵ Variável apenas para o modelo de mulheres.

QUADRO 1
Descrição das variáveis utilizadas nas estimações

	Variáveis	Descrição
Dependentes	Jornada de trabalho doméstico	Horas semanais gastas em atividades domésticas
	<i>Dummy</i> de participação no mercado de trabalho	Informa se o indivíduo é economicamente ativo
	Jornada de trabalho remunerado	Horas semanais gastas em trabalho remunerado
Covariáveis	<i>Dummy</i> de participação no PBF	Informa se o domicílio participa do Programa Bolsa Família
	Idade	Idade do indivíduo em anos
	Idade ao quadrado	Idade do indivíduo elevada ao quadrado
	Anos de estudo	Indica os anos de escolaridade do indivíduo
	<i>Dummy</i> de presença da mãe no domicílio	Informa se a mãe do indivíduo mora no domicílio
	<i>Dummy</i> de frequente escola ou creche	Informa se o filho do indivíduo frequenta escola ou creche
	<i>Dummy</i> de ocupação	Informa se o indivíduo está ocupado
	<i>Dummy</i> para cor negra	Informa se o indivíduo é negro (preto ou pardo)
	Pessoa casada	Corresponde ao indivíduo que tem companheiro/cônjuge
	<i>Dummy</i> para pessoa de referência	Corresponde ao indivíduo que está na posição de referência na família
	Horas de afazeres domésticos	Horas semanais gastas em atividades domésticas
	Horas na escola/creche dos filhos	Informa o tempo que os filhos permanecem na escola/creche
	<i>Dummies</i> de tipo de família	Informa se o indivíduo pertence ao tipo de família de casal sem filhos ou com filhos menores de 14 anos, ou de 14 anos ou mais, ou com filhos sem declaração de idade; mãe com os filhos menores de 14 anos, ou de 14 anos ou mais, ou com filhos menores e maiores de 14 anos de idade; outros tipos de família
	<i>Dummies</i> para macrorregiões	Macrorregiões do Brasil
	<i>Dummy</i> para região urbana	Informa se o indivíduo mora na área urbana
	<i>Dummy</i> para região metropolitana	Moradia em regiões metropolitanas
	<i>Dummy</i> de acesso a água encanada	Informa se o domicílio tem água encanada
	<i>Dummy</i> rede coletora de lixo	Informa se o domicílio tem rede coletora de lixo
<i>Dummy</i> rede de esgoto	Informa se o domicílio tem rede de esgoto	
<i>Dummy</i> de energia elétrica	Informa se o domicílio tem rede elétrica	
<i>Dummy</i> de máquina de lavar roupa	Informa se o domicílio tem máquina de lavar roupa	

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2006.

Outra limitação do método está no fato de serem utilizados dados de uma amostra probabilística complexa (não censo) e o ajuste não prevê nem a inclusão do peso amostral,

muito menos o desenho da amostra complexa. Apenas muito recentemente, a literatura internacional passou a se debruçar sobre formas de usar o método de *propensity score matching* com amostragens complexas, ainda sem resultados concretos sobre a forma e vantagem de uso. O trabalho mais recente e de maior robustez é o de Austin, Jeembere e Chiu (2016), em que se realizou uma extensa série de simulações de Monte Carlo para analisar duas questões a serem consideradas quando se utiliza *propensity score matching* com dados provenientes de amostragens complexas, a saber: a formulação do modelo de *propensity score*; e se o sujeito pareado deve herdar o peso do tratado com quem foi combinado, ou se deve manter seu peso original. No primeiro caso, os autores acharam resultados ambivalentes a respeito de qual especificação do *propensity score* geraria estimativas com menor viés. Para o segundo caso, os autores encontraram um melhor balanceamento das covariáveis usando o peso original de cada indivíduo do que utilizando o peso do sujeito tratado ao qual foi pareado. De forma similar, verificou-se que o emprego de pesos originais tende a produzir estimativas com menor polarização e menor viés. Dugoff, Schuler e Stuart (2014) sinalizaram que, para alcançar estimativas generalizáveis para a população, seria preciso considerar o desenho amostral complexo ao se utilizar o pareamento por escore de propensão. Eles argumentam, a exemplo do que foi feito anteriormente por Zanutto (2006), que o *propensity score* não necessita ser ponderado quando não se têm pretensões de generalizar o resultado para determinada população. Apesar de estar cientes do viés que isso pode trazer à análise, optou-se por apresentar estimativas que desconsideram o peso amostral e desenho em conglomerado e estratos da PNAD, seguindo a prática corrente da literatura, mas ressaltando que novos desenvolvimentos são necessários nessa área.

Resultados

O pareamento do grupo de tratamento com o de controle foi realizado de três formas: vizinho mais próximo, *kernel* e *radius*. O vizinho mais próximo e o *kernel* foram bem-sucedidos no *matching*, como mostra o teste de qualidade de pareamento apresentado na Tabela 2. Já o *radius*⁶ não pareou de forma satisfatória e não é apresentado nesse trabalho.

A qualidade do pareamento pode ser avaliada por medidas como Pseudo-R², Rubin's B e Rubin's R, fornecidas como ferramentas de pós-estimação no *software* Stata 14, utilizado nas estimações deste artigo.⁷ Conforme Theodoro e Scorzafe (2011), espera-se que depois do pareamento não exista diferença nas variáveis observáveis entre os indivíduos pareados e, nesse sentido, os baixos valores do Pseudo R² sinalizam que o pareamento foi bem-sucedido. No caso das outras duas medidas, Rubin (2001) recomenda que Rubin's B seja inferior a 25

⁶ Apesar de o pareamento não ter sido satisfatório, os resultados das regressões pelo método *radius* foram qualitativamente parecidos com os dos outros métodos.

⁷ A qualidade do *matching* foi avaliada por meio do "pstest", que é um programa escrito por Edwin Leuven e Barbara Sianesi que compõe o pacote do "psmatch2" no *software* Stata. O teste calcula várias medidas da extensão de equilíbrio das variáveis entre dois grupos, podendo ser utilizado para comparar a extensão de equilíbrio entre as duas amostras antes e depois de ter realizado a correspondência. Os resultados completos dos testes podem ser solicitados aos autores.

e Rubin's R esteja entre 0,5 e 2 para que se possa considerar que as amostras foram bem equilibradas, o que de fato se verifica neste estudo, com algumas exceções.

TABELA 2
Indicadores de qualidade do modelo com e sem pareamento do impacto do Bolsa Família sobre a participação no mercado de trabalho, por sexo, segundo diferentes medidas de qualidade do ajuste Brasil – 2006

Indicadores	Método vizinho mais próximo				Método <i>kernel</i>			
	Sem pareamento		Com pareamento		Sem pareamento		Com pareamento	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
Pseudo-R ²	0,243	0,244	0,007	0,025	0,244	0,244	0,001	0,001
Rubin's B	108,5	106,5	19,7	37,7	106,5	106,5	6,3	7,9
Rubin's R	0,18	0,17	1,43	0,91	0,17	0,17	0,81	0,70

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2006.

As Tabelas 3, 4 e 5 mostram os impactos do Bolsa Família, respectivamente, sobre a participação no mercado de trabalho, a jornada de trabalho remunerado e a jornada de trabalho doméstico pelas duas formas de pareamento.⁸

Quando se considera a *dummy* de beneficiário como variável explicativa do modelo de participação no mercado de trabalho, os coeficientes mostrados na Tabela 3 são significativos e positivos para homens e mulheres quando as unidades são pareadas pelo método do vizinho mais próximo, e não significativos pelo método *kernel*, não sendo conclusivo o impacto do programa sobre a participação no mercado de trabalho. Registre-se que, por nenhum dos dois métodos, se encontra um resultado de que ser beneficiário do PBF desincentivaria a participação no mercado de trabalho.

TABELA 3
Coeficientes do modelo de impactos do Bolsa Família sobre a participação no mercado de trabalho, por método de pareamento, segundo sexo Brasil – 2006

Sexo	Pareamento vizinho mais próximo		Pareamento <i>kernel</i>	
	Coefficiente	Desvio padrão	Coefficiente	Desvio padrão
Mulheres	0,0826***	(0,0122)	-0,00231	(0,0105)
Homens	0,0843***	(0,0177)	0,0137	(0,0148)

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2006.

Nota: Nível de significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Os coeficientes para a jornada de trabalho remunerado mostrados na Tabela 4 são significativos e negativos para homens e mulheres, quando se faz o pareamento tanto pelo vizinho mais próximo quanto pelo *kernel*, indicando que o Bolsa Família reduz as horas trabalhadas.

Contraopondo homens e mulheres beneficiários, não se pode atribuir ao Bolsa Família um efeito gênero inibidor da dedicação ao trabalho pago, uma vez que o sinal é negativo para ambos os sexos. Existem diferenças importantes em termos de magnitude dos coeficientes,

⁸ Os modelos completos podem ser acessados em Passos (2015).

decorrentes da técnica de pareamento, situação frequente e natural, como apontado por Dugoff, Schuler e Stuar (2014), visto que se trata de grupos de tratamento diferentes. O mais importante aspecto a destacar são os sinais associados aos coeficientes: quando se comparam mulheres participantes e não participantes do programa, o sinal negativo do coeficiente indica que as primeiras dedicariam menos tempo ao trabalho remunerado. Duas interpretações podem ser feitas do menor tempo dedicado ao trabalho pago pelas beneficiárias: a redução do tempo de trabalho pago está piorando a vida das mulheres no âmbito das relações de gênero, uma vez que o processo de “individualização” e ascensão social das mulheres se faz via mercado de trabalho; ou que, para o universo de mulheres vulneráveis que compõem os participantes do programa, a redução das horas trabalhadas pode significar menos tempo de trabalho precário.

TABELA 4
Coeficientes do modelo de impactos do Bolsa Família sobre a jornada de trabalho remunerado, por método de pareamento, segundo sexo
Brasil – 2006

Sexo	Pareamento vizinho mais próximo		Pareamento <i>kernel</i>	
	Coefficiente	Desvio padrão	Coefficiente	Desvio padrão
Mulheres	-0,938***	(0,232)	-2,853***	(0,166)
Homens	-1,054***	(0,210)	-1,851***	(0,172)

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2006.

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

As interfaces entre redução do trabalho remunerado e melhoria na vida das mulheres são apresentadas, por exemplo, em Ahlert (2013), que argumenta que o PBF favorece a mitigação da necessidade das mulheres de exercerem atividades remuneradas sem contar com descanso semanal, e em Rego e Pinzani (2014), que enxergam na titularidade feminina um aporte que possibilita às mulheres recusarem atividades precárias e sub-remuneradas.

Quando se considera a *dummy* de beneficiário do Bolsa Família como variável explicativa no modelo de jornada de trabalho doméstico, o coeficiente mostrado na Tabela 5 é significativo e positivo para as mulheres pelas duas formas de pareamento, e significativo e negativo para os homens nas duas formas de pareamento. Este é o resultado mais eloquente do presente estudo: comparando homens e mulheres beneficiários e as mulheres beneficiárias com não beneficiárias, há indícios de que o programa reforça papéis tradicionais.

TABELA 5
Coeficientes do modelo de impactos do Bolsa Família sobre a jornada de trabalho doméstico, por método de pareamento, segundo sexo
Brasil – 2006

Sexo	Pareamento vizinho mais próximo		Pareamento <i>kernel</i>	
	Coefficiente	Desvio padrão	Coefficiente	Desvio padrão
Mulheres	0,796***	(0,170)	0,767***	(0,145)
Homens	-0,243**	(0,113)	-0,233**	(0,0953)

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2006.

Nota: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

O primeiro indício de que o Bolsa Família reforça papéis tradicionais de gênero está no fato de que o grupo de beneficiárias se dedica mais ao cuidado familiar do que as não beneficiárias; o segundo é que a mulher pertencente a domicílio que recebe o Bolsa Família exerce mais horas de afazeres domésticos, enquanto o homem na mesma situação dedica menos tempo aos cuidados do lar.

Trabalho doméstico e trabalho pago, na sua articulação, representam para as mulheres dois extremos constitutivos de uma identidade social: o cuidado doméstico pode ser visto como o lado opressor e limitador e o trabalho remunerado pode ser interpretado como a face autonomizadora que liberaria capacidades femininas e permitiria superar submissões ligadas ao ser mulher.

O efeito gênero do Bolsa Família pode ser dividido em duas partes: uma expressa pelo coeficiente positivo relacionado ao tempo gasto com afazeres domésticos; e a outra indicada pelo coeficiente negativo em relação ao trabalho remunerado para beneficiárias. Por tudo o que o feminismo vem vocalizando, aumentar a ocupação em casa e reduzir no mercado de trabalho sinaliza reforço aos papéis tradicionais de gênero, que associam a mulher à provisão e à manutenção de bem-estar na família. Portanto, há indícios de que o Bolsa Família não é capaz de propiciar mitigação das assimetrias de gênero no que concerne aos papéis sociais de homens e mulheres.

O PBF não pode, portanto, se furtar à crítica de reforço de papéis tradicionais e a instrumentalização para o combate à pobreza do papel que a mulher exerce na família. No entanto, seria muito simplista com base apenas nesses elementos concluir que o programa não melhora a vida das mulheres. A complexidade abarcada nas desigualdades de gênero não permite uma interpretação unívoca sobre os efeitos do PBF para as mulheres. Em função do que se entende por autonomia e liberdades e dependendo da metodologia de pesquisa usada (qualitativa ou quantitativa), as interpretações podem conduzir a percepções distintas das consequências do PBF na vida das mulheres.

Convém frisar que o foco do PBF é o combate à pobreza e, nessa direção, os impactos sobre desigualdades de gênero podem estar além do escopo do programa. Porém, quando se elabora uma política pública, seus formuladores devem estar atentos aos diversos efeitos que ela terá, logo, há responsabilidade pública nos impactos indiretos. No caso do PBF, como o efeito indireto do programa reforça papéis tradicionais, surge a necessidade de se pensar em políticas complementares ao programa, as quais propiciariam maior possibilidade de “individualização” de mulheres pobres – em especial creches, pré-escola, escola em tempo integral e cuidados domiciliares e institucionais aos idosos –, tentativa iniciada no país por meio do Plano Brasil sem Miséria.

Considerações finais

A construção social assimétrica de funções e valorização de um sexo, de uma classe, de uma cor, em contrapartida da subalternidade de outros, colocou as mulheres, os negros,

os pobres em patamares sociais inferiores, tanto no espaço doméstico como no espaço público. Ser mulher, mãe, casada, pobre, negra passou a ser altamente correlacionado a trajetórias de vulnerabilidades.

Sabendo que a sociedade brasileira é marcada por uma cultura patriarcal, de opressão e submissão das mulheres, este artigo se propôs a investigar como um importante programa assistencial reflete nas questões de gênero. Para tanto, utilizou-se uma técnica de pareamento para identificar grupo de beneficiários e não beneficiários semelhantes, de modo que os impactos encontrados fossem referentes de fato aos efeitos do programa.

A proposta era investigar se o PBF contribui para o processo de “individualização” das mulheres, o que pressupõe a “destraditionalização” dos papéis socialmente instituídos. Como *proxies* para a “individualização”, foi utilizado o tempo gasto com afazeres domésticos e com o trabalho remunerado. Investigar o tempo dedicado aos cuidados é relevante porque este é um dos fatores que mais contribuem para inibir a autonomia feminina, seja devido às relações de subordinação que lhe são inerentes, seja por causa das restrições que impõe às mulheres na inserção e permanência no mercado de trabalho, o que é visto em uma perspectiva feminista como o caminho sem atalhos para a autonomia feminina.

Os modelos da pesquisa sugerem que o PBF não contribui para a “individualização” das mulheres pobres, mas, ao contrário, reforça papéis tradicionais que associam as mulheres ao cuidado no lar e às responsabilidades familiares, uma vez que o grupo de beneficiárias, em comparação ao de não beneficiárias em situação semelhante, apresenta uma maior dedicação ao trabalho não pago (cuidados domésticos) e menor tempo no trabalho pago, enquanto os homens no domicílio beneficiado dedicam menos tempo aos cuidados.

O aumento do tempo de cuidados do lar por parte das mulheres do PBF dificilmente pode ser interpretado como positivo no âmbito das relações de gênero, que já são assimétricas dentro dos lares. No caso da redução do trabalho remunerado feminino, há brechas para interpretações de efeitos positivos na vida das mulheres se esse trabalho pago era precário e fonte de exploração.

Conclui-se que há uma premente necessidade de o Estado se corresponsabilizar pela reprodução social, que está ainda predominantemente sob responsabilidade das mulheres, e tem efeitos inibidores sobre o processo de “individualização” e empoderamento feminino. Ademais, ressalta-se a relevância de se considerarem na elaboração e implementação das políticas públicas as peculiaridades e desigualdades que marcam a vida das mulheres, em especial das mais pobres, de forma a mitigar na trajetória feminina o andar contínuo na corda bamba tentando equilibrar o cuidado privado não pago e o trabalho remunerado.

Por fim, cabe lembrar que o método utilizado na pesquisa possui limitações, uma vez que o grupo de controle pode não ser construído de forma a representar o tratado na situação de não tratado devido às características não observáveis. Outra limitação do trabalho provém do fato de os dados se apresentarem como uma *cross-section*, o que interdita o uso de técnicas econométricas mais sofisticadas, bem como a averiguação dos impactos do programa ao longo do tempo. Também, os dados são provenientes de uma

amostra complexa, em que cada indivíduo tem probabilidade distinta de seleção de ser incluído, e o ajuste do modelo ainda não incorpora este aspecto.

Além da limitação metodológica, os dados utilizados na pesquisa têm uma defasagem no tempo: são de 2006, devido à ausência de suplementos da PNAD mais recentes que tratem de transferências de renda, e ainda não identificam o tempo que cada indivíduo estava inserido no programa (que naquele momento tinha apenas três anos de implementação). Diante disso, se reforça a importância da produção de dados atualizados e com informações longitudinais (prospectivas ou retrospectivas) que possibilitem pesquisas futuras sobre os diversos impactos do Programa Bolsa Família, em especial o seu efeito na vida das mulheres.

Referências

- AHLERT, M. A 'precisão' e o 'luxo': usos do benefício do Programa Bolsa Família entre as quebradeiras de coco de Codó (MA). *Revista de Ciências Sociais*, n. 38, p. 69-86, 2013.
- AUSTIN, P.; JEMBERE, N.; CHIU, M. Propensity score matching and complex surveys. *Statistical Methods in Medical Research*. July 26, 2016.
- BECK, U. *Risk society*. Towards a new modernity. London: Sage Publication, 1992.
- BARROS, R. P.; RAMOS, L.; SANTOS, E. C. Gender differences in Brazilian labor markets. In: XX ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. *Anais...Campos do Jordão*: Sociedade Brasileira de Economia Política, dez. 1992.
- BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D.; FIRPO, S. P. *Inserção no mercado de trabalho*: diferenças por sexo e consequências sobre o bem-estar. Rio de Janeiro: Ipea, jun. 2001 (Texto para discussão, n. 796).
- BARTHOLO, L. *Bolsa Família e autonomia feminina*: o que nos dizem os estudos qualitativos? International Policy Center, 2016 (Policy Research Briefs, n. 57).
- CARLOTO, C. M.; MARIANO, S. A. As mulheres nos programas de transferência de renda: manutenção e mudanças nos papéis e desigualdades de gênero. In: 13^o CONGRESSO BIEN. *Anais... São Paulo*: Basic Income Earth Network – Bien, 2010.
- CAVALIERI, C. H.; FERNANDES, R. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. *Revista de Economia Política*, v. 18, n. 1 (69), p. 158-175, jan./mar. 1998.
- DUGOFF, E. H.; SCHULER, M.; STUART, E. A. Generalizing observational study results: applying propensity score methods to complex surveys. *HSR: Health Services Research*, v. 49, n. 1, 2014.
- MARIANO, S. A. Gênero e Programa Bolsa Família: que papel cabe às mulheres. In: MARIANO, S. A.; GALVÃO, E.; CARLOTO, C. M. (Orgs.). *Gestão de políticas públicas com perspectivas de gênero*: uma experiência de formação de gestores/as locais. Londrina: Universidade Estadual de Londrina, 2014.
- FERRO, A.; NICOLLELA, A. *The impact of conditional cash transfer programs on household work decisions in Brazil*. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2007. Mimeografado.
- FLAQUER, L. *Family policy and Welfare State in Southern Europe*. Barcelona: Institut de Ciències Polítiques i Socials, 2000 (Working paper, 185).

FOGUEL, M. N.; BARROS, R. P. The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 2, p. 259-293, abr./jun. 2010.

GEISSLER, B.; PFAU-EFFINGER, B. Change in European care arrangements. In: GEISSLER, B.; PFAU-EFFINGER, B. (Eds.). **Care and social integration in European societies**. Bristol: Policy Press, 2005. p. 3-19.

GOMES, S. S. Notas preliminares de uma crítica feminista aos programas de transferência direta de renda – o caso do Bolsa Família no Brasil. **Textos & Contextos**, Porto Alegre, v. 10, n. 1, p. 69-81, jan./jul. 2011.

GUEDES, G. P. **Benefícios econômicos e sociais dos serviços de cuidado aos idosos para o Brasil**. 2014. 112 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal Fluminense, Niterói, 2014.

GUEDES, M. C.; ARAÚJO, C. Desigualdades de gênero, família e trabalho: mudanças e permanências no cenário brasileiro. **Revista Gênero**, n. 12, p. 61-79, 2011.

GUIMARÃES, N. A.; HIRATA, H.; SUGITA, K. Cuidado e cuidadoras: o trabalho do *care* no Brasil, França e Japão. In: HIRATA, H.; GUIMARÃES, N. A. **Cuidado e cuidadoras: as várias faces do trabalho do care**. São Paulo: Atlas, 2012. p. 79-102.

HECKMAN, J. Sample selection Bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HERMETO, A. M. Segregação ocupacional por sexo no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, jun. 1998 (Série Seminários, 13).

LAVINAS, L.; NICOLL, M. Atividade e vulnerabilidade: quais os arranjos familiares em risco? **Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, v. 49, n. 1, p. 67-97, 2006.

LAVINAS, L.; COBO, B.; VEIGA, A. Bolsa Família: impacto das transferências de renda sobre a autonomia das mulheres pobres e as relações de gênero. **Revista Latinoamericana de Población**, año 6, n. 10, p. 31-56. Enero/Junio 2012.

MELO, H. P.; DI SABBATO, A. Divisão sexual do trabalho e pobreza. **Autonomia e empoderamento da mulher**. Brasília: Fundação Alexandre Gusmão, 2011. p. 53-76.

MOREIRA, N. C.; MATTA, I. B.; LEROY, R. S. D.; ALMEIDA, A. L. T. Empoderamento das mulheres beneficiárias do Programa Bolsa Família na percepção dos agentes dos Centros de Referência de Assistência Social. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 2, abr. 2012.

ONU. **The world's women 2010: trends and Statistics**. ONU, 2010.

PASSOS, L. **Bolsa Família: socializando cuidados e mudando as relações de gênero?** 101 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal Fluminense, 2015. Disponível em: <https://sucupira.capes.gov.br/sucupira/public/consultas/coleta/trabalhoConclusao/viewTrabalhoConclusao.jsf?popup=true&id_trabalho=2994819#>. Acesso em: 20 nov. 2016.

PASSOS, L.; GUEDES, D. Participação feminina no mundo do trabalho e a crise de cuidados da modernidade: conexões diversas. In: VII CONGRESO DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN E XX ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS. **Anais...** Foz do Iguaçu: Alap/Abep, 2016.

PEIXOTO, S. L. **Os significados do Programa Bolsa Família na vida das mulheres: um estudo na comunidade Morro de Vitória**. Dissertação (Mestrado em Políticas Públicas) – Programa de Mestrado Acadêmico em Políticas Públicas e Sociedade, Universidade Estadual do Ceará, Fortaleza, 2010.

PIRES, A. Orçamento familiar e gênero: percepções do Programa Bolsa Família. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, v. 42, n. 145, p. 130-161, 2012.

REGO, W. L.; PINZANI, A. **Vozes do Bolsa Família: autonomia, dinheiro e cidadania**. 2. ed. São Paulo: Unesp, 2014.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**. v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

RUBIN, D. B. Using propensity scores to help design observational studies: application to the tobacco litigation. **Health Services & Outcomes Research Methodology**, v. 2, n. 3, p. 169-188, 2001.

SARTI, C. A. O feminismo brasileiro desde os anos 1970: revisitando uma trajetória. **Estudos Feministas**, Florianópolis, v. 12, n. 2, p. 35-50, maio-agosto/2004.

SEN, A. **Development as freedom**. New York: Anchor Books, 1999.

SOARES, V. Mulher, autonomia e trabalho. **Autonomia e empoderamento da mulher**. Brasília: Fundação Alexandre Gusmão, 2011. p. 281-301.

SORJ, B.; FONTES, A. O “Care” como um regime estratificado: implicações de gênero e classe social no Brasil. In: HIRATA, H.; Guimarães, N. A. **Cuidado e cuidadoras: as várias faces do trabalho do Care**. São Paulo: Atlas, 2012. p. 103-116.

TAVARES, P. A. Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 3, p. 613-635, dez. 2010.

TEIXEIRA, C. G. Análise do impacto do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho dos homens e mulheres. PNUD/IPC, 2008. Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/mds.do?action=search&option=Author&optionValue=teixeira&search=Buscar>>. Acesso em: 10 out. 2014.

THEODORO, M. I. A.; SCORZAFAVE, L. G. Impacto da redução dos encargos trabalhistas sobre a formalização das empregas domésticas. **RBE**, v. 65 n. 1, p. 93-109, 2011.

ZANUTTO, E. L. A comparison of propensity score and linear regression analysis of complex survey data. **Journal of Data Science**, v. 4, p. 67-91, 2006.

WAN DER MAAS, L.; CAETANO, A. J. Participação no mercado de trabalho e qualidade da inserção ocupacional entre elegíveis ao Programa Bolsa Família da Bahia, Minas Gerais, São Paulo e Rio Grande do Sul em 2006. In: XIV SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA. **Anais...** Diamantina: Cedeplar/UFMG, 2010.

WOOLDRIGE, J. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

Sobre os autores

Luana Passos de Souza é doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF), mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da UFF e graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS). Pesquisadora do Subprograma de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) no Ipea. Consultora da Organização Internacional do Trabalho (OIT) no projeto de Combate ao Trabalho Forçado.

Fábio Waltenberg é doutor em economia pela Université Catholique de Louvain, Bélgica, mestre e bacharel em Economia pela Universidade de São Paulo. Professor adjunto da Universidade Federal Fluminense e pesquisador do Centro de Estudos sobre Desigualdade e Desenvolvimento. É membro permanente e coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFF.

Endereço para correspondência

Luana Passos de Souza
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
Setor Bancário Sul Q. 1 Ed. BNDES, sala 1412, Asa Sul
70076-900 – Brasília-DF, Brasil

Fábio Waltenberg
Universidade Federal Fluminense – Faculdade de Economia,
Bloco F, sala 518, *campus* do Gragoatá
24210-201 – Niterói-RJ, Brasil

Abstract

Bolsa Família and gender asymmetries: reinforcement or mitigation?

This paper aims to investigate whether the Bolsa Família program contributes to the process of individualization of poor women. Propensity score matching techniques have been used to select comparable individuals, women and men, who are beneficiaries of the program and those who are not. Based on the 2006 Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) data, the following estimations were estimated: hours of housework, participation in the labor market, and hours of paid work for men and women. Results were inconclusive for participation in the labor market; no evidence has been found that the Bolsa Família Program reduces hours of work of either men or women. Our results indicate that housework hours increase for women and diminish for men. The survey results suggest that the program reinforces gender stereotypes, not contributing to the individualization of poor women.

Keywords: Bolsa Família. Gender. Housework. Paid work. Propensity Score Matching.

Resumen

Bolsa Família y las asimetrías de género: refuerzo o mitigación?

Este artículo tiene como objetivo investigar si el programa Bolsa Familia contribuye al proceso de individualización de las mujeres pobres. Para ello se utilizó la técnica de correspondencia del puntaje de propensión para encontrar hombres y mujeres no beneficiarios del programa que pudieran ser comparados con mujeres y hombres que sí lo fueran. Con base en los datos de la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 2006, se estimaron las horas de trabajo doméstico, la participación en el mercado de trabajo y las horas de trabajo remunerado de hombres y mujeres. Los resultados no fueron conclusivos para la participación en el mercado laboral. No hay evidencias de que el programa Bolsa Familia reduzca las horas de trabajo de hombres y mujeres, pero sí hay indicios de que aumenta el tiempo dedicado a las tareas del

hogar de las mujeres y disminuye para los hombres. Los resultados sugieren que el programa reforzaría estereotipos de género, lo que no contribuye a la individualización de las mujeres pobres.

Palabras clave: Bolsa Familia. Género. Tareas del hogar. Trabajo remunerado. Propensity Score Matching.

Recebido para publicação em 21/05/2016

Recomendado para publicação em 14/09/2016

Aceito para publicação em 28/11/2016

Transformações e tendências do mercado de trabalho no Brasil entre 2001 e 2015: paradoxo do baixo desemprego?

Pedro Henrique de Castro Simões*
José Eustáquio Diniz Alves**
Pedro Luis do Nascimento Silva***

A economia brasileira, favorecida pelos superciclo das commodities, teve uma década de crescimento e relativa estabilidade macroeconômica, em que o mercado de trabalho apresentou um desempenho bastante favorável. Contudo, houve uma desaceleração do Produto Interno Bruto (PIB), seguida de forte recessão em 2015 e 2016. Houve uma defasagem grande entre o início da desaceleração da economia e seus primeiros efeitos sobre o mercado de trabalho, o chamado paradoxo do baixo desemprego. O objetivo deste artigo é analisar tal fenômeno, utilizando as duas principais pesquisas que abordam o tema emprego no âmbito do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios e a Pesquisa Mensal de Emprego. Recorrendo à metodologia de decomposições da variação da taxa de desocupação, constatou-se que a parcela mais expressiva tanto da redução anterior da taxa de desocupação, quanto do seu aumento atual, ocorreu nas metrópoles, e que grande parte de seu comportamento pode ser explicado pela redução da participação dos mais jovens, das pessoas menos instruídas e pela redução no ritmo de inserção das mulheres no mercado de trabalho. O perfil etário da desocupação no país tornou-se mais jovem, o que traz preocupações quanto à emergência de uma “geração perdida”.

Palavras-Chave: Mercado de trabalho. Desemprego. Juventude. Paradoxo do desemprego. Decomposição da taxa de desocupação.

* Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro-RJ, Brasil (pedro.simoies@slq.com.br).

** Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro-RJ, Brasil (jed_alves@yahoo.com.br).

*** Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro-RJ, Brasil (pedro.silva@ibge.gov.br).

Introdução

O trabalho é um direito fundamental e está intimamente ligado ao conceito de cidadania. O pleno emprego e o trabalho decente são bandeiras fundamentais da Organização Internacional do Trabalho (OIT) e a promoção do emprego é um dos principais objetivos da administração pública em todo o mundo.

A economia clássica considera o trabalho a principal fonte geradora de riqueza e um dos fatores indispensáveis na produção de bens e serviços. A relação entre o nível de atividade e o mercado de trabalho é fortemente estabelecida na teoria econômica, sendo a relação entre o emprego – representado pela taxa de desemprego – e o produto da economia descrita, na maior parte dos estudos, por meio de alguma variação da lei de Okun.¹ Trata-se de uma equação que pode ser estimada econometricamente e estabelece uma relação matemática entre o crescimento do produto e a variação da taxa de desemprego (BLANCHARD, 2007). Numa economia operando normalmente, espera-se que haja uma relação negativa entre essas duas variáveis. Isto é, um aumento (redução) na taxa de crescimento do PIB deve levar a uma redução (aumento) na taxa de desemprego, com alguma defasagem que depende de características particulares de cada economia.

No Brasil, após uma década de relativa estabilidade macroeconômica, que propiciou crescimento do emprego e da renda, além de notáveis avanços sociais, houve perda de dinamismo da economia a partir de 2013 e uma profunda recessão em 2015 e 2016. Porém, houve uma defasagem significativamente grande entre o início do desaquecimento da economia e seus primeiros efeitos sobre o mercado de trabalho, o chamado paradoxo do baixo desemprego. Esta “demora” para que a fraqueza da economia fosse evidenciada nos indicadores de emprego foi alvo de intenso debate nos meios acadêmicos e na imprensa (GOLDFAJN, 2014; CORSEIUL, 2015).

De fato, o aquecimento do mercado de trabalho neste último ciclo de expansão da economia brasileira caracterizou-se pelo recuo do grau de informalidade e pela redução da taxa de desemprego aberto (ou taxa de desocupação, termo que doravante será utilizado). Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), no Brasil, a taxa de desocupação entre as pessoas com dez anos ou mais de idade diminuiu de 9,7%, em 2003, para 6,2%, em 2012. Ainda que, a partir de 2013, tenha havido aumento nessa taxa (para 6,5% em 2013 e 6,9% em 2014), deve-se destacar que a tendência geral de queda se manteve no período de desaquecimento da economia que precedeu a atual recessão, especialmente em 2011 e 2012. Dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), que reflete, em dados mensais, as condições de emprego em seis importantes regiões metropolitanas brasileiras,² apresentam um quadro semelhante, com tendência de queda ainda mais

¹ A lei de Okun recebe este nome em homenagem a Arthur Okun, economista da equipe econômica do ex-presidente norte-americano John F. Kennedy, que, em 1962, estabeleceu as bases teóricas da relação inversa entre a variação do desemprego e do Produto Interno Bruto (PIB).

² A PME cobre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo.

acentuada. De 12,3% em 2003, a taxa de desocupação calculada para o total das áreas reduziu-se para 4,8% em 2014, menor valor do período analisado. Em 2015, o indicador registrou aumento significativo, chegando a 6,8%. Em fevereiro de 2016 (último mês da pesquisa) a taxa alcançou 8,2%.

Nesse contexto, o objetivo do presente artigo é analisar as transformações do mercado de trabalho brasileiro entre 2001 e 2015 e descrever o paradoxo do baixo desemprego, à luz das transformações sociais, econômicas e demográficas a que esteve sujeita a força de trabalho no período de estudo. Para tal propósito, apresentam-se, em primeiro lugar, a estimação da lei de Okun e, posteriormente, a comparação das trajetórias das taxas de desocupação e atividade na PNAD e na PME. Em seguida, são expostos os resultados da decomposição da variação da taxa de desocupação no período, segundo duas metodologias distintas. Discute-se, ainda, como a crise do mercado de trabalho, em especial a baixa taxa de ocupação de jovens, prejudica o aproveitamento do bônus demográfico. Por fim, são apresentadas as conclusões.

Paradoxo do baixo desemprego

O fenômeno mais interessante do período analisado neste artigo ocorreu nos anos seguintes à crise financeira de 2008/2009, que atingiu proporções globais após o anúncio da quebra do banco norte-americano Lehman Brothers, em setembro de 2008, causando uma retração econômica no Brasil em 2009, que levou o PIB daquele ano a uma queda de 0,33%. No entanto, a economia se recuperou rapidamente e, em 2010 – último ano do governo Lula –, registrou crescimento de 7,5%. Desde o início do governo Dilma Rousseff, as taxas de crescimento do PIB caíram fortemente. Entretanto, as taxas de desocupação não subiram, pelo menos até 2012, no caso da PNAD, e até 2014, segundo a PME, passando a refletir o desaquecimento da economia em curso somente em 2015. Tal fenômeno – a manutenção de baixas taxas de desocupação num cenário de baixo crescimento econômico – foi denominado, por muitos estudiosos e jornalistas especializados, de “paradoxo do baixo desemprego” ou “paradoxo do mercado de trabalho” e suscitou um grande debate que, sob diversos aspectos, ainda está em aberto.

A tendência declinante da taxa de desocupação durante a maior parte do período coberto por este trabalho foi pouco afetada pelas variações no crescimento da economia. Entretanto, quando se passa a analisar a variação dessa taxa, um comportamento contra cíclico pode ser observado. Por mais que a comparação entre um indicador de abrangência nacional (o PIB) e outro que envolve somente as mais importantes metrópoles do país (a taxa de desocupação pela PME) seja problemática, esta é a melhor maneira – senão a única, até o começo da divulgação da PNAD contínua – de realizar um acompanhamento conjuntural das estatísticas de trabalho no Brasil, e é amplamente utilizada.

A fim de evidenciar o comportamento particular da taxa de desocupação entre 2012 e 2014, estimou-se uma lei de Okun para verificar como se comporta o ajuste dos pontos

associados ao período do paradoxo em relação à reta estimada. Para a regressão, foram utilizadas as séries de índice de volume trimestral do PIB a preços de mercado e a taxa de desocupação da PME. Empregando o critério de melhor ajuste segundo indicado pelo coeficiente de determinação, escolheu-se a especificação em que os efeitos do nível de atividade se dão com um trimestre de defasagem. Dessa maneira, a equação de regressão linear estimada foi:

$$\Delta Desoc_t = -0,27 \Delta PIB_{t-1} + 0,46 \tag{1}$$

Em que:

t denota o trimestre;

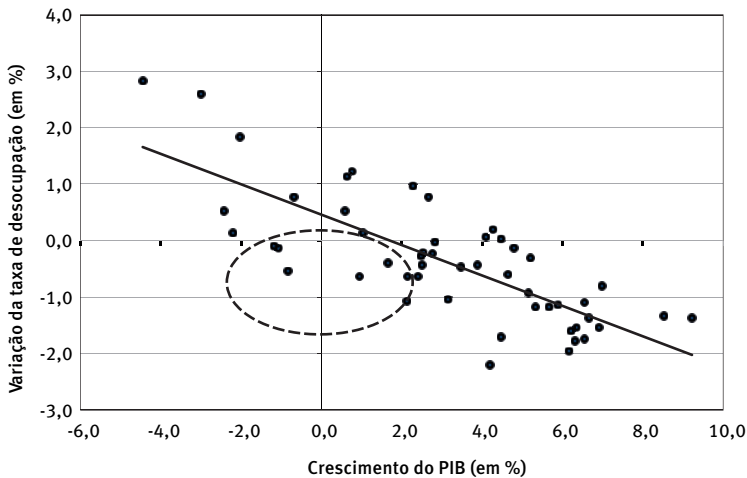
$\Delta Desoc$ é a variação da taxa de desocupação;

ΔPIB é a variação percentual do PIB contra o mesmo trimestre do ano anterior.

O Gráfico 1 exibe os resultados deste exercício. Há, claramente, uma relação forte e negativa entre as duas séries. Isto é, de acordo com o que se poderia esperar pela teoria, trimestres de expansão da economia são, geralmente, marcados por redução da taxa de desocupação, enquanto trimestres de baixo crescimento ou retração econômica são acompanhados de aumento do mesmo indicador (DORNBUSCH; FISCHER, 2006). Pontos à esquerda ou abaixo da reta estimada indicam trimestres em que, dado um valor para o crescimento do PIB, a variação na taxa de desocupação foi menor do que se esperaria pela relação econométrica estimada.

GRÁFICO 1

Diagrama de dispersão entre a taxa de crescimento anual do PIB trimestral (Brasil) e a variação anual da taxa de desocupação (Regiões metropolitanas da PME) – 1º trimestre 2003 ao 4º trimestre de 2015



Fonte: IBGE. Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e Sistema de Contas Nacionais Trimestrais.

(1) Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo.

Os pontos na área demarcada com um círculo no Gráfico 1 representam trimestres em que, apesar do crescimento relativamente baixo (menor que 2,5%), a taxa de desocupação caiu mais do que se esperava. Dentre estes pontos estão todos os quatro trimestres de

2012 e três trimestres de 2014. Os demais são trimestres de 2009, ano em que a crise financeira internacional atingiu o Brasil. Há, portanto, um comportamento pouco usual na relação entre a taxa de desocupação da PME e o crescimento do PIB entre 2012 e 2014.

Com o objetivo de melhor estudar tal fenômeno, analisaram-se as taxas de desocupação e de atividade para grupos de interesse, com base em características sociais, demográficas e econômicas da força de trabalho nas duas principais pesquisas que abordam o mercado de trabalho no Brasil, a PME e a PNAD, comparando-as adequadamente entre 2001 e 2015.

Evolução das taxas de atividade e desocupação

É importante estabelecer previamente alguns conceitos e critérios para a comparação das taxas de atividade e desocupação nos dois levantamentos, PNAD e PME. A utilização das duas pesquisas se justifica pelo fato de a primeira refletir os dados nacionais, mas com informações até 2014, enquanto a PME, apesar de representar as regiões metropolitanas, disponibiliza dados mais recentes, quando o mercado de trabalho mostra uma inflexão importante.³

A taxa de atividade (ou taxa de participação) é calculada como a razão entre a população economicamente ativa (PEA) e a população em idade ativa (PIA).⁴ Aqui, opta-se por considerar a população em idade ativa aquela com dez anos ou mais, visto que o interesse é analisar a população que está ocupada ou procurando emprego.⁵ A PEA é um subgrupo da PIA, composto pelas pessoas classificadas como ocupadas e desocupadas. A taxa de atividade pode ser entendida como uma medida do tamanho relativo da força de trabalho, sendo assim uma aproximação do volume da oferta de trabalho disponível para ser empregada nas atividades econômicas.

Já a taxa de desocupação é calculada como a razão entre o número de pessoas desocupadas na semana de referência e a PEA no mesmo período. Ela pode ser entendida como uma medida das condições de aquecimento do mercado de trabalho, já que mensura, ainda que com diversas limitações,⁶ a proporção de pessoas economicamente ativas que não conseguem encontrar ocupação.

Para que seja estabelecida uma comparação mais apropriada entre ambas as pesquisas, duas questões principais devem ser consideradas. A primeira é a diferença na abrangência geográfica. É possível construir, com os dados da PNAD, um recorte geográfico que a restringe exatamente às mesmas regiões metropolitanas cobertas pela PME. Dessa maneira, foram calculados também os resultados para as RMs da PME segundo dados da

³ Vale registrar que as duas pesquisas, no formato usado até então, foram encerradas: a PNAD em 2015 e a PME em fevereiro de 2016. A PNAD Continua substitui ambas com nova metodologia.

⁴ Recentemente, o IBGE passou a utilizar o termo “população em idade de trabalhar” em suas publicações, mas, neste artigo, optou-se por manter a nomenclatura tradicional.

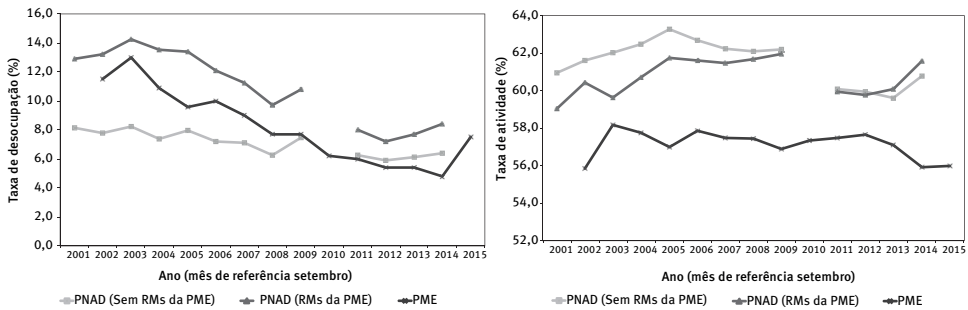
⁵ A Organização Mundial do Trabalho (OIT) recomenda considerar como PIA a população de 15 anos ou mais, no entanto, o grupo de 10 a 14 anos praticamente não altera a taxa.

⁶ Ver, por exemplo, Neri (2002) e Banco Central do Brasil (2012).

PNAD e para o restante do Brasil sem essas regiões, pela mesma pesquisa. Outra questão a ser considerada é a diferença na periodicidade dos dois levantamentos. O cálculo de um padrão médio de sazonalidade para os dois indicadores com dados da PME entre 2003 e 2015 revela que a utilização do mês de setembro para representar o ano na comparação da PME com a PNAD é adequada, pois, no que diz respeito às taxas de desocupação, o mês de referência da PNAD (setembro) é exatamente aquele que melhor representa o ano na PME, enquanto para a taxa de atividade os desvios médios em relação à média anual para todos os meses – incluindo setembro – são muito pequenos, isto é, há pouca influência da sazonalidade.

O Gráfico 2 compara as trajetórias das taxas de desocupação agregadas nas duas pesquisas segundo os critérios anteriormente descritos. Observa-se que a queda da taxa de desocupação é mais intensa na PME, levando a uma mudança marcante na relação das taxas de desocupação das duas pesquisas. Até 2008, a taxa da PME apresentava-se sistematicamente maior do que a da PNAD, situação que se inverteu a partir de 2009. Também é possível verificar nos dados um fenômeno conhecido na literatura sobre a taxa de desocupação: ela tende a ser maior nas metrópoles, mesmo que seja fato muito difundido que estas são regiões economicamente mais dinâmicas. Quando a amostra restrita às regiões metropolitanas da PME é separada do restante do país nos dados da PNAD, constata-se, para todo o período abordado, que a taxa de desocupação é sempre maior nas RMs do que no restante do país.⁷ A explicação para isso pode estar nas pressões de oferta a que estão sujeitas as pessoas economicamente ativas nas metrópoles, resultado de fluxos migratórios e concentração populacional (CORSEUIL; RAMOS, 2014) ou, então, de uma maior exigência de qualificação por parte dos empregadores nas regiões metropolitanas.

GRÁFICO 2
Taxas de desocupação e de atividade, por recorte geográfico e pesquisa
Brasil e regiões metropolitanas da PME – 2001-2015



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios e Pesquisa Mensal de Emprego.

De fato, os dados também revelam que a PNAD restrita à mesma abrangência geográfica da PME não é uma boa aproximação da própria PME, outro resultado já sugerido

⁷ Fato que já havia sido registrado em estudo anterior (RAMOS, 2007) e que se manteve, ainda que os diferenciais tenham diminuído.

na literatura.⁸ Não apenas este recorte apresenta taxas sempre superiores às da própria PME, como a sua dinâmica guarda mais similaridades com a PNAD agregada do que com a PME, visto que essa diferença se ampliou a partir de 2013, quando a taxa de desocupação passou a crescer tanto na PNAD quanto na PNAD restrita às RMs da PME, mas continuou a cair no levantamento mensal.

Apesar das diferenças supracitadas, em um ponto a PME e a PNAD restrita às suas regiões metropolitanas contam histórias parecidas: a maior parte da redução da taxa de desocupação no mais recente ciclo de expansão da economia brasileira aconteceu nas metrópoles. Pelos dados da PNAD, entre 2003, ano em que a taxa de desocupação atingiu o ponto mais alto no período analisado (9,7%), e 2012, quando alcançou o menor patamar (6,2%), a taxa medida nas regiões metropolitanas da PME caiu quase pela metade, de 14,2% para 7,2%, uma expressiva redução de 7,0 pontos percentuais. Enquanto isso, no restante do país, a queda da taxa de desocupação foi muito mais modesta, de 8,2% para 5,9%, entre 2003 e 2012, um total de 2,4 pontos percentuais. Considerando que o peso da população em idade ativa das regiões metropolitanas da PME na PIA do Brasil permaneceu praticamente inalterado no período (ao redor de 25%), é possível afirmar que, apesar de representarem apenas $\frac{1}{4}$ da PIA do país, as regiões metropolitanas da PME foram responsáveis por exatamente metade da queda de 3,5 pontos percentuais observada na taxa agregada de desocupação entre 2003 e 2012.⁹

Dito de outro modo, a taxa de desocupação caiu mais onde ela era maior, mas também é nessas mesmas áreas que este indicador está subindo mais com os impactos da atual crise – tanto no recorte PME da PNAD, até 2014, quanto na PME, em que a taxa saltou para 7,6% em 2015, nível mais alto desde 2009. Uma possível explicação para este comportamento das taxas de desocupação desagregadas entre metrópoles e demais regiões pode estar ligada ao fato de que, nas cidades menores, o grande peso das transferências governamentais, os aumentos reais do salário mínimo e a importância dos gastos em programas sociais – que apresentaram crescimento robusto no período analisado neste trabalho –, fazem com que a economia nessas localidades seja menos sensível às flutuações macroeconômicas quando comparada à economia nas metrópoles (RIBEIRO, 2016). É interessante destacar que esta hipótese, aqui levantada, não está em desacordo com a ideia de que as metrópoles tiveram uma redução maior em suas taxas de desocupação por terem economias mais dinâmicas. Contrariamente, ela reafirma esta proposição ao considerar a existência de uma simetria: a maior sensibilidade às condições gerais da economia nas metrópoles vigoraria tanto nos momentos de expansão quanto nos de retração da economia, fazendo com que as flutuações na taxa de desocupação sejam maiores nessas áreas do que no restante do país.

⁸ Ver, por exemplo, Barbosa Filho e Pessoa (2011). Uma comparação entre as taxas de desocupação da PNAD limitada às regiões metropolitanas cobertas pela PME, utilizando a mesma definição de ocupação, o mesmo recorte geográfico e a mesma composição da PEA por sexo, idade e educação, mostra que as diferenças nos níveis da taxa de desocupação entre as duas pesquisas permanecem mesmo com todos estes controles (CORSEUIL; RAMOS, 2014).

⁹ As contas: $0,75 \times 2,35 + 0,25 \times 7,03 = 1,76 + 1,76 = 3,52$.

A taxa de atividade no período de interesse deste trabalho apresenta tendências marcantes (Gráfico 2). Seguindo movimento que vinha pelo menos desde 1996 (BARBOSA, 2014a), do ano de 2001 até 2005 este indicador apresentou tendência ascendente segundo os dados da PNAD. De 2006 a 2009 a tendência é de queda. O que salta aos olhos ocorreu entre 2009 e 2011: uma queda abrupta¹⁰ de mais de 2,0 p.p., que continuou, ainda que de maneira mais suave, em 2012 e 2013, quando a taxa de atividade atingiu 59,7%. Em 2014 este indicador cresceu mais de um ponto percentual, chegando a 61%. Um aumento simultâneo e generalizado das taxas de desocupação e de atividade, portanto, marcou o ano de 2014. Isso indica que os efeitos da crise começaram a se fazer sentir mais fortemente apenas três anos após o começo da desaceleração da economia, ainda que a taxa de desocupação pela PNAD tenha subido já na passagem de 2012 para 2013. Com os primeiros efeitos da crise, a renda familiar deixou de crescer ou mesmo se reduziu, e mais pessoas sentiram necessidade de se inserir no mercado de trabalho. Entretanto, a economia menos aquecida tende a gerar menos empregos e, com isso, há maior dificuldade para encontrar ocupação, pressionando a taxa de desocupação.

Os dados da PME relativos à taxa de atividade apresentam marcante estabilidade na maior parte do período analisado, com uma tendência de queda mais clara apenas entre 2012 e 2014 e estabilidade em 2015, quando a taxa chegou aos 56%. Seus níveis são muito mais baixos do que em qualquer recorte da PNAD. Para os anos iniciais do período, o recorte das RMs da PME na PNAD apresentava uma taxa de atividade mais baixa do que a das demais áreas, aproximando-a da PME, como se esperaria. No entanto, essa diferença diminuiu ao longo do período analisado, é praticamente nula entre 2009 e 2012 e se inverte a partir de 2013: desde então, o recorte PME na PNAD indica uma taxa de atividade maior do que para o restante das áreas, o que está em total desacordo com o que aconteceu na própria PME. Novamente, o recorte geográfico das RMs da PME na PNAD não parece ser uma boa aproximação da própria PME.

É importante mencionar que a diferença no comportamento dos indicadores entre as duas pesquisas, mesmo quando restritas às mesmas regiões, não é apenas em nível. Recentemente, a diferença tem sido também de indicações qualitativas. É necessária uma investigação mais profunda sobre possíveis fontes adicionais de divergências entre as duas pesquisas, focando nas diferenças metodológicas e em seus elementos de trabalho de campo, tais como as orientações dadas aos entrevistadores, o fluxo do questionário e a ordem em que são feitas as perguntas. O esquema amostral da PME, por exemplo, é bastante diferente do da PNAD (CORSEUIL; REIS, 2015). Há, ainda, alguns estudos que indicam que a PME pode subestimar o número de desocupados (PAIM, 2016). Se, de fato, a PME estiver subestimando o número de desocupados classificando-os como inativos,

¹⁰ Barbosa (2014a) pondera que essa queda abrupta na taxa de atividade da PNAD na passagem de 2009 para 2011 possa ser atribuída aos diferentes planos amostrais adotados. A PNAD 2009 usa como base os municípios amostrados com o Censo Demográfico de 2000, enquanto a de 2011 baseou-se na amostra obtida no Censo Demográfico de 2010. Entretanto, a questão ainda requer análise mais detalhada.

esta poderia ser uma explicação para a queda abrupta da taxa de atividade nesta pesquisa, especialmente na passagem de 2013 para 2014, enquanto a PNAD, mesmo quando restrita à mesma abrangência da PME, vai em direção oposta.

A esta queda abrupta da taxa de atividade da PME associa-se grande parte do chamado paradoxo do baixo desemprego, que marcou a economia brasileira entre 2012 e 2014. Como a PME era uma pesquisa muito observada conjunturalmente – por ter frequência mensal –, o paradoxo do mercado de trabalho ganhou muito destaque. Os agentes não estão errados em fazê-lo, afinal, a PME representa a melhor aproximação do estado do mercado de trabalho para o Brasil disponível mensalmente e em curto prazo para análise. Os dados da PNAD costumam ser divulgados apenas em meados do segundo semestre do ano seguinte, dificultando seu uso em análises conjunturais e, na verdade, a taxa de desocupação aumentou na PNAD no período do paradoxo. Foi a taxa de desocupação medida pela PME que permaneceu em queda; tanto é assim que praticamente todos os estudos e reportagens que abordam o tema usam, como referência, a pesquisa mensal.

As explicações para a redução da taxa de atividade com baixa taxa de desocupação são diversas, e nenhuma aparenta ser definitiva. As mais comumente apontadas são as que associam a dinâmica atual do mercado de trabalho às transformações socioeconômicas da última década, ao padrão recente de crescimento da economia brasileira, muito ligado ao setor de serviços, e, finalmente, às mudanças demográficas pelas quais tem passado a população brasileira. Da primeira explicação, pode-se dizer que o significativo crescimento da renda das famílias verificado nos últimos anos, as políticas sociais ativas e um maior acesso à formação educacional e profissional teriam tornado o ingresso no mercado de trabalho, principalmente para os jovens, mais opção e menos necessidade. Com o rendimento mais elástico, membros da unidade familiar que, por qualquer razão, tenham tendência a não ofertar trabalho, se sentem mais à vontade para não fazê-lo. Dados do Ministério da Educação revelam que o número de estudantes universitários no Brasil saltou de quase 4,0 milhões, em 2003, para mais de 7,3 milhões, em 2013, um expressivo crescimento de 83% em dez anos.

Além disso, nos últimos anos, acumulam-se evidências do aumento da parcela de jovens brasileiros que não estudam e nem trabalham, os chamados “nem-nem”, o que também atuaria no sentido da retração da PEA, um fenômeno que vem preocupando formuladores de políticas públicas em todo o mundo, podendo ter consequências sociais e econômicas sérias (IBGE, 2012).

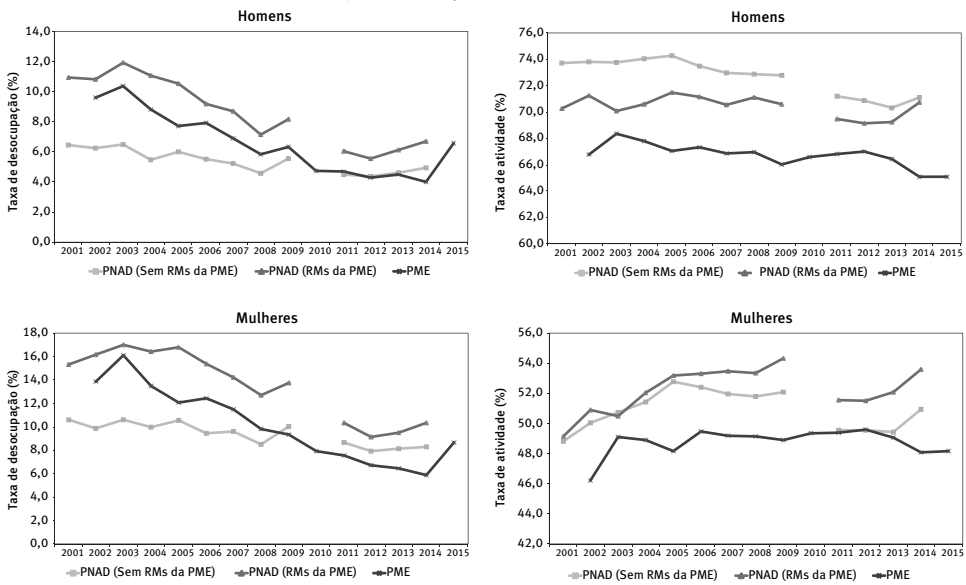
Autores que se dedicaram a estudar a influência da ampliação da cobertura de programas de transferência de renda sobre a taxa de atividade concluem que não se pode afirmar que o aumento de pessoas beneficiadas a tenha alterado significativamente (TEIXEIRA, 2009; BRITTO; MEDEIROS; SOARES, 2008).

Bicalho (2013), ao se debruçar sobre o paradoxo do baixo desemprego com atividade fraca, indica, enquanto razões fundamentais por trás do fenômeno, fatores demográficos, como o crescimento menor da oferta de trabalhadores, e uma demanda forte de mão de obra por parte do setor de serviços. A redução no ritmo de crescimento populacional já estaria se

fazendo sentir na economia brasileira. Além do próprio fator cíclico (a economia fraca que poderia desestimular muitas pessoas a procurarem um emprego, deixando de ingressar ou mantendo-se fora da PEA), o autor chama atenção para o fato de que o crescimento econômico no Brasil recentemente foi maior no setor de serviços, que, por ser intenso em mão de obra, foi responsável por cerca de 80% a 90% da criação de empregos nos últimos anos.

A desagregação das taxas de desocupação e de atividade segundo algumas características sociodemográficas da força de trabalho revela alguns fatos importantes. A desagregação por sexo (Gráfico 3) mostra que a taxa de desocupação apresenta desigualdades marcantes no nível, sendo bastante superior para as mulheres. Sua queda foi grande para ambos os sexos, mas não idêntica, pois ocorreu mais tardiamente para as mulheres, além de ter sido menos intensa para elas. Tal diferença de comportamento foi maior nas regiões metropolitanas da PME.

GRÁFICO 3
Taxas de desocupação e de atividade, por sexo, segundo recorte geográfico e pesquisa
Brasil e regiões metropolitanas da PME – 2001-2015



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios e Pesquisa Mensal de Emprego.

A taxa de atividade dos homens é maior do que a das mulheres para todos os anos, recortes geográficos e pesquisas analisados, sendo que esta diferença tende a ser menor nas regiões metropolitanas. A taxa de atividade das mulheres apresentou clara tendência de aumento até 2005-2006, seguindo um movimento de longo prazo (BARBOSA, 2014b). Entretanto, houve uma inflexão nessa tendência, e a taxa passou a cair até 2013, só voltando a crescer com o advento da crise econômica. Também seguindo uma tendência histórica, a taxa masculina mostrou tendência geral de queda, principalmente a partir de 2005, igualmente revertida apenas com os primeiros efeitos da crise econômica.

A desagregação das taxas de desocupação e atividade por idade (Gráfico 4) mostra que a queda da taxa de desocupação foi generalizada entre os grupos etários, mas muito mais intensa para os mais jovens, as pessoas de 10 a 24 anos. Em 2014, a desocupação cresceu em todas as faixas de idade, exceto para os mais velhos. Estes já apresentam uma taxa geralmente baixa, mas ela atingiu, neste ano, o menor patamar da série. Isso poderia ser explicado pelo fato de que as pessoas com mais idade só se dispõem a ofertar trabalho quando já existe certeza do emprego, ainda mais quando as condições do mercado não são favoráveis.

A taxa de atividade tendeu a cair mais para as pessoas mais novas e mais velhas (Gráfico 4) e a aumentar ou se manter estável nas idades intermediárias. Há um comportamento anticíclico na participação dos jovens em relação ao crescimento da economia, algo que não é observado no grupo etário em que se encontram as pessoas no auge do período ativo (entre 25 e 49 anos).

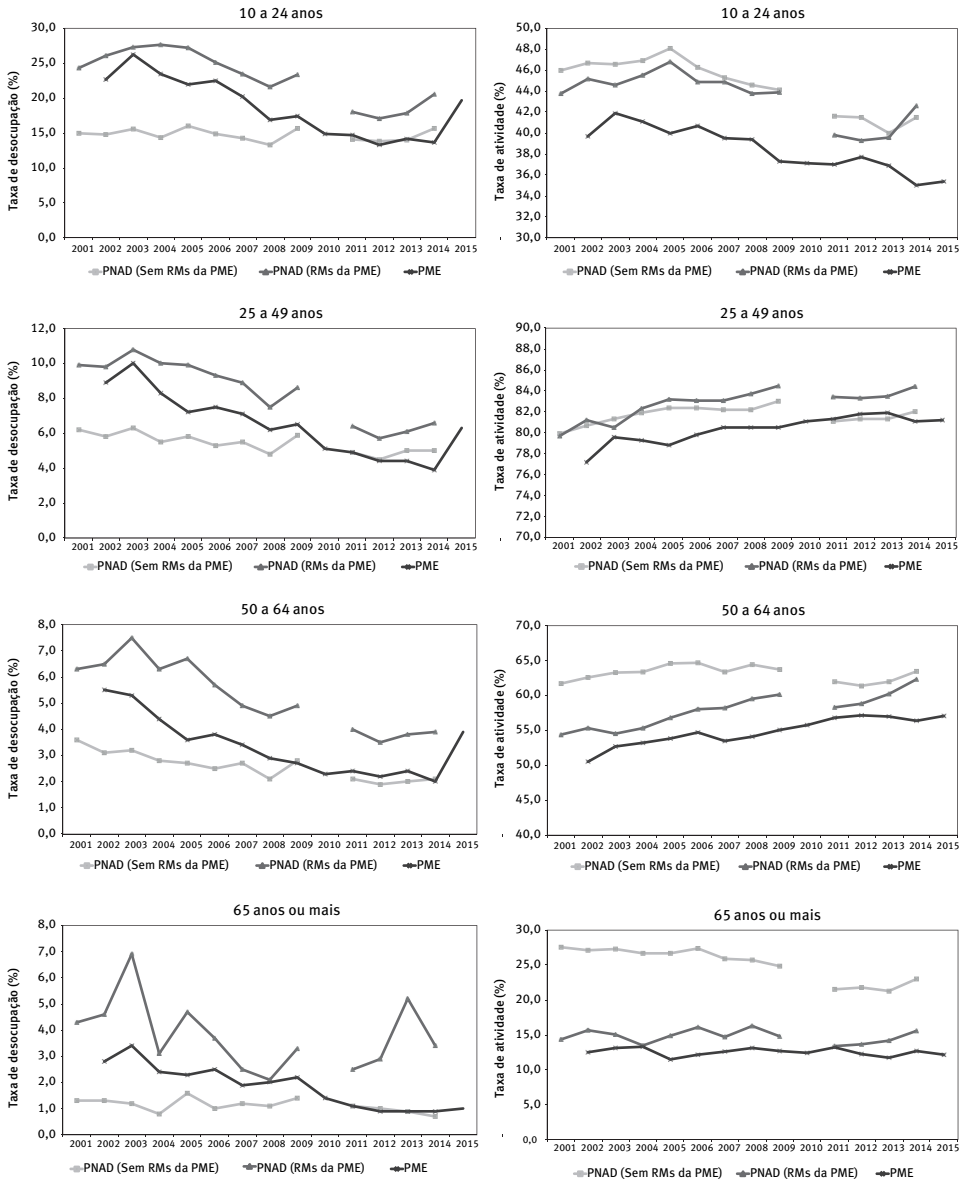
A desagregação por anos de estudo¹¹ mostra que a taxa de desocupação tende a ser menor nos extremos do nível de instrução, isto é, entre as pessoas com pouquíssima ou elevada escolaridade, e mais alta entre aquelas de escolaridade intermediária. A taxa diminuiu mais entre aqueles para quem ela já era mais alta, isto é, para os níveis de instrução intermediários, especialmente para as pessoas com 1 a 7 anos de estudo, que configuram aquelas sem ensino fundamental completo. Para as pessoas mais instruídas, com 15 anos ou mais de estudo, isto é, com ensino superior completo, a taxa de desocupação, além de baixa, praticamente não flutuou, indicando pouca sensibilidade em relação às condições macroeconômicas.

Entretanto, na passagem de 2013 para 2014, houve aumento da taxa de desocupação para todos os níveis de instrução, com exceção das pessoas na extremidade inferior da escolaridade. De fato, em 2014, pela primeira vez, as pessoas com baixíssima ou nenhuma instrução apresentaram uma taxa de desocupação inferior à daquelas mais instruídas, considerando o total do Brasil. Isso pode estar associado a dois fenômenos. Primeiro, a análise da composição etária da PIA permite ver que este grupo, juntamente com o das pessoas com 1 a 3 anos de educação, teve sua participação fortemente reduzida ao longo do período de análise. Isto é, diminuiu a oferta de trabalhadores menos qualificados no país e aumentou a daqueles mais qualificados. A participação das pessoas em idade ativa com pelo menos o ensino médio completo (11 ou mais anos de estudo) correspondia a pouco mais de 20% da PIA brasileira em 2001, ampliando-se para quase 40% 13 anos depois. Esta é uma força que faz com que a taxa de desocupação para as pessoas mais instruídas tenda, ao longo do tempo, estar mais pressionada do que para aquelas com nenhuma ou baixíssima instrução. O segundo fenômeno refere-se ao fato de que a taxa específica de atividade das pessoas menos instruídas foi a que mais caiu. Dessa maneira, duas forças se complementam para reduzir a oferta de trabalho menos qualificado no país no período

¹¹ Os valores das taxas de desocupação e ocupação por níveis de instrução não são exibidos neste trabalho, mas encontram-se disponíveis em Simões (2016).

analisado: uma demográfica, relacionada à diminuição do peso dessa população na composição da PIA; e outra econômica, associada à redução da própria participação dessas pessoas no mercado de trabalho.

GRÁFICO 4
Taxas de desocupação e de atividade, por grupos etários, segundo recorte geográfico e pesquisa Brasil e regiões metropolitanas da PME – 2001-2015



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios e Pesquisa Mensal de Emprego.

A taxa de atividade, quando desagregada pelo nível de instrução, exhibe um padrão claro: de maneira geral, quanto mais instrução, maior é o nível da taxa de atividade. Este resultado não surpreende, já que existem grandes retornos positivos do trabalho à educação, ainda que tenham diminuído no Brasil. Ao longo do período analisado, há uma tendência de queda para todos os níveis de instrução, inclusive entre as pessoas mais instruídas. Isso revela que, se não fosse o aumento da escolaridade média da população, a taxa de atividade no país teria apresentado uma tendência de queda muito mais forte depois de 2005. No entanto, destaca-se que a redução entre as pessoas menos instruídas, especialmente aquelas com menos de oito anos de estudo (ensino fundamental incompleto ou menos), é muito mais intensa. Os custos de oportunidade envolvidos na decisão de ofertar trabalho no mercado ou trabalhar em casa explicariam tal resultado: num período marcado pelo aumento da renda, sobretudo entre as famílias mais pobres e menos instruídas, é possível que o custo de oportunidade de deixar de realizar trabalhos reprodutivos e domésticos (como cuidar de crianças e idosos ou dedicar-se à conservação da casa) seja muito alto em relação à renda adicional que estas pessoas seriam capazes de obter com o trabalho, dado seu baixo nível de instrução. Nesses casos, deixar de ofertar trabalho é uma decisão que está plenamente de acordo com a racionalidade econômica. Visando aprofundar estas análises, a variação das taxas de desocupação foi decomposta segundo duas metodologias distintas para as duas pesquisas.

Decomposição da variação da taxa de desocupação

A primeira metodologia de decomposição utilizada é macroeconômica e tem como enfoque a dinâmica dos grandes agregados e indicadores relacionados à taxa de desocupação – a população ocupada (PO), a população em idade ativa (PIA) e a taxa de atividade (TA) –, sendo baseada em trabalho apresentado em um relatório de inflação do Banco Central do Brasil (2014). A metodologia do cálculo está descrita no Quadro 1 do Anexo e os resultados desta decomposição podem ser vistos na Tabela 1.

O efeito do crescimento da população em idade ativa sobre a taxa de desocupação, medido pelo efeito PIA, é semelhante em ambas as pesquisas. Seu efeito sobre a taxa de desocupação é positivo, indicando que o crescimento populacional impõe pressão sobre o mercado de trabalho, aumentando a taxa de desocupação. No entanto, este efeito apresenta tendência de declínio ao longo dos anos, o que reflete taxas de crescimento demográfico decrescentes.

O efeito do crescimento da ocupação (o efeito PO) é geralmente mais forte na PME, especialmente a partir de 2007. Nesta pesquisa, tal efeito é bastante significativo, sendo a grande força a trazer para baixo a taxa de desocupação no período analisado. Entretanto, em 2014 e 2015, a redução da população ocupada faz com que o efeito PO seja positivo, pressionado pelo aumento da taxa de desocupação nesses anos, indicando que a deterioração do mercado de trabalho na atual crise começou mais cedo nas metrópoles do que no

restante do país, resultado que reforça a hipótese de que o maior dinamismo econômico das metrópoles faz com que a taxa de desocupação flutue mais nessas áreas do que no restante do país. Em 2015, o efeito PO foi positivo, e chegou a 1,5 p.p., sendo a principal força por trás do aumento de 2,0 p.p. na taxa de desocupação da PME no ano passado, que alcançou os 6,8%. Na PNAD, o efeito PO diminui a taxa de desocupação em todos os anos da amostra, mas a intensidade parece estar se reduzindo ao longo dos anos.

TABELA 1
Decomposição da variação da taxa de desocupação por efeitos na população ocupada (PO), na população em idade ativa (PIA), na taxa de atividade (TA) e no total, na PME e PNAD
Brasil – 2002-2015

Anos	Em porcentagem							
	Efeito PO		Efeito PIA		Efeito TA		Efeito total	
	PME	PNAD	PME	PNAD	PME	PNAD	PME	PNAD
2002		-3,3		1,8		1,3		-0,2
2003		-1,2		1,7		0,1		0,6
2004	-2,6	-5,0	1,6	3,2	0,1	0,9	-0,9	-0,9
2005	-2,4	-2,6	1,7	1,7	-0,9	1,3	-1,6	0,4
2006	-1,8	-2,0	1,5	1,8	0,4	-0,7	0,1	-0,9
2007	-2,4	-1,2	1,7	1,6	0,1	-0,6	-0,7	-0,3
2008	-3,2	-2,6	1,6	1,6	0,2	-0,1	-1,4	-1,0
2009	-0,8	-0,4	1,5	1,4	-0,5	0,2	0,2	1,2
2010	-3,3		1,3		0,6		-1,4	
2011	-2,0	-1,0	1,2	2,5	0,0	-3,1	-0,8	-1,5
2012	-2,1	-1,3	1,2	1,0	0,5	-0,2	-0,5	-0,5
2013	-0,7	-0,5	1,0	1,1	-0,4	-0,3	-0,1	0,3
2014	0,1	-2,7	1,2	1,1	-1,8	1,9	-0,5	0,4
2015	1,5		1,0		-0,5		2,0	

Fonte: IBGE. Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Para a PNAD, os efeitos das variações da taxa de atividade sobre a taxa de desocupação (o efeito TA) são muito importantes. No início do período, refletindo aumentos graduais da taxa de atividade agregada, o efeito TA é positivo, mas o forte crescimento da ocupação compensa esse efeito e provoca redução da taxa de desocupação. O efeito TA é particularmente importante em 2011 e 2014. Na passagem de 2009 para 2011 (lembrando, mais uma vez, que a PNAD não é realizada em anos de censo demográfico), foi o forte efeito da taxa de atividade, de -3,1 p.p., que derrubou a taxa de desocupação. Se não fosse isso, o efeito PO de -1,0 p.p. não teria sido suficiente para contrapor um efeito PIA de 2,5 p.p. e a taxa de desocupação teria subido 1,6 p.p. na passagem de 2009 para 2011, chegando praticamente aos 10%, contra uma taxa verificada de apenas 6,7%. Isso é particularmente interessante quando se considera que este período inclui o ano de 2010, em que a economia cresceu fortemente. Era de se esperar um efeito PO mais forte.

Os efeitos no ano mais recente do período analisado, 2014, sugerem que vem aumentando novamente a entrada no mercado de trabalho, pois se verifica um efeito TA bastante elevado – o mais alto da série produzida – de 1,9 p.p. Entretanto, apesar de um efeito PO

negativo e grande, sugerindo que um grande contingente transitou para a ocupação, este não foi suficiente para reverter os efeitos TA e PIA positivos, levando a um aumento na taxa de desocupação em 2014. É importante, entretanto, estar atento quanto à qualidade desse crescimento da ocupação da PNAD em 2014.

Para a PME, o efeito TA não é, na maior parte dos anos, muito forte. No entanto, ele é determinante a partir de 2013. A redução da taxa de atividade nestes anos segurou a taxa de desocupação, especialmente em 2014, fazendo com que a taxa de desocupação só passasse a subir em 2015, apesar de a população ocupada estar diminuindo em números absolutos desde o ano anterior. Se a taxa de atividade não tivesse variado de 2013 para 2014, a taxa de desocupação da PME teria subido 1,3 p.p., chegando aos 6,7% já em 2014, contra o nível verificado de 4,8%, que foi o mais baixo da série histórica.

A segunda metodologia de decomposição da taxa de desocupação, baseada em Barbosa Filho e Pessoa (2011), descrita Quadro 2 do Anexo, destaca como as mudanças no perfil sociodemográfico da força de trabalho influenciam a variação da taxa de desocupação. Essa metodologia permite dividir a variação total da taxa de desocupação entre dois momentos em duas componentes distintas: uma associada à variação dos níveis da taxa de desocupação, doravante denominada efeito nível; e outra relacionada à variação dos pesos de cada grupo dentro da força de trabalho, o efeito composição. Para realizar esta decomposição, foram selecionadas três características sociodemográficas consideradas mais relevantes: sexo, idade e nível de instrução. Apenas a decomposição para a PNAD é apresentada, pois a ausência da faixa de nível de escolaridade mais alto na PME (15 anos ou mais de estudo) limita a eficácia da metodologia nesta pesquisa. A decomposição é realizada para dois intervalos distintos dentro do período analisado: de 2001 até 2012, ano que marca o início do chamado “paradoxo do desemprego baixo”; e de 2012 a 2014, período em que a taxa de desocupação tem tendência de aumento nesta pesquisa, para capturar os efeitos da desaceleração da economia. Os resultados são apresentados na Tabela 2.

A taxa de desocupação no Brasil registrou queda de 3,2 pontos percentuais, entre 2001 e 2012, e aumento de 0,7 p.p, entre 2012 e 2014. No total, a redução foi de 2,5 p.p. Os resultados mostram que o efeito composição por sexo foi pouco relevante no período analisado para descrever sua variação. O sinal positivo indica que o efeito atuou no sentido de aumentar a taxa de desocupação. Isso ocorreu porque cresceu a participação das mulheres, que têm uma taxa de desocupação superior à dos homens. Os efeitos composição estimados são semelhantes nas regiões metropolitanas da PME e no restante do país.

A decomposição por faixas etárias exibe fortes efeitos composição, indicando que a mudança da estrutura etária da PEA é bastante importante para descrever as variações recentes da taxa de desocupação. Para o Brasil, o efeito composição por idade representou cerca de 40% da queda observada na taxa de desocupação da PNAD entre 2001 e 2014. O efeito composição por idade é um pouco mais forte nas regiões metropolitanas da PME do que no restante do país, o que está associado a um perfil mais maduro nas metrópoles,

mas, como a queda total da taxa de desocupação foi mais intensa nestas regiões, o efeito descreve menos da variação nelas, ao redor de 25%.

TABELA 2
Decomposição da variação da taxa de desocupação por sexo, grupo etário e nível de instrução, por tipo de efeito, segundo amostras
Brasil – 2001-2014

Em porcentagem

Amostras	Efeito nível	Efeito composição	Efeito total
Sexo			
Brasil (2001-2012)	-3,2	0,1	-3,2
Brasil (2012-2014)	0,7	0,0	0,7
Brasil (2001-2014)	-2,5	0,1	-2,5
RMs da PME (2001-2012)	-5,8	0,1	-5,7
RMs da PME (2012-2014)	1,2	0,0	1,2
RMs da PME (2001-2014)	-4,6	0,1	-4,5
Brasil sem RMs da PME (2001-2012)	-2,3	0,1	-2,3
Brasil sem RMs da PME (2012-2014)	0,5	0,0	0,5
Brasil sem RMs da PME (2001-2014)	-1,8	0,1	-1,8
Grupo etário			
Brasil (2001-2012)	-2,3	-0,8	-3,2
Brasil (2012-2014)	0,8	-0,2	0,7
Brasil (2001-2014)	-1,5	-1,0	-2,5
RMs da PME (2001-2012)	-4,6	-1,1	-5,7
RMs da PME (2012-2014)	1,2	0,0	1,2
RMs da PME (2001-2014)	-3,3	-1,2	-4,5
Brasil sem RMs da PME (2001-2012)	-1,5	-0,8	-2,3
Brasil sem RMs da PME (2012-2014)	0,7	-0,2	0,5
Brasil sem RMs da PME (2001-2014)	-0,8	-0,9	-1,8
Nível de instrução			
Brasil (2001-2012)	-3,4	0,2	-3,2
Brasil (2012-2014)	0,7	0,0	0,7
Brasil (2001-2014)	-2,7	0,2	-2,5
RMs da PME (2001-2012)	-5,1	-0,7	-5,7
RMs da PME (2012-2014)	1,3	-0,1	1,2
RMs da PME (2001-2014)	-3,8	-0,7	-4,5
Brasil sem RMs da PME (2001-2012)	-2,7	0,4	-2,3
Brasil sem RMs da PME (2012-2014)	0,5	0,0	0,5
Brasil sem RMs da PME (2001-2014)	-2,2	0,4	-1,8

Fonte: IBGE. Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Para as demais regiões do país, onde os níveis de desocupação caíram menos, o efeito da mudança de estrutura etária descreve mais de 50% da queda total da taxa de desocupação. Por trás da magnitude desses efeitos está, principalmente, a redução do peso dos jovens na PEA: entre 2001 e 2014, a participação das pessoas com idade entre 10 e 24 anos diminuiu de 27,3% para 19,2%, no Brasil, de 24,8% para 17,6%, nas RMs da PME, e de 28,1% para 19,8%, no restante do país. É relevante destacar que o efeito composição

é significativo até mesmo no curto período de 2012 a 2014 (-0,2%), ajudando a atenuar a subida da taxa de desocupação no atual contexto de crise econômica.

Os resultados da decomposição por nível de instrução (Tabela 2) podem surpreender à primeira vista, pois são de baixa intensidade e apontam em direções opostas nas regiões metropolitanas da PME e no restante do país: diminui a taxa de desocupação nas metrópoles e aumenta nas demais regiões do país (predominando este efeito para o Brasil como um todo). Como isso pode ocorrer dado o avanço da educação nos últimos anos? A resposta está na relação não linear entre a educação medida por anos de estudo e a taxa de desocupação. A taxa de desocupação apresenta uma forma de parábola voltada para baixo em relação ao nível educacional, ou seja, é baixa para os níveis extremos da escolaridade e mais alta para os intermediários. A análise das mudanças da composição da PEA por nível de instrução no país mostra que diminuiu sensivelmente a participação de pessoas com menos anos de educação e aumentou a das mais educadas. Em 2001, apenas 29% da população economicamente ativa tinha 11 anos ou mais de estudo, isto é, pelo menos o ensino médio completo. Em 2014, entretanto, esta participação havia subido para 50%. O avanço da participação das pessoas com pelo menos 15 anos de estudo – ensino superior completo – foi grande: de 6,7%, em 2001, para 13,0% da PEA, em 2014, o que ainda é pouco. Ou seja, a educação avançou na força de trabalho brasileira, mas ainda se encontra predominantemente em níveis intermediários, para os quais as taxas de desocupação específicas são muito altas, particularmente mais elevadas do que para os níveis mais baixos que tiveram sua participação reduzida. Tal fato explica o efeito composição positivo estimado.

Nas regiões metropolitanas da PME, não apenas o avanço da participação das pessoas com 15 anos ou mais de educação é maior do que no restante do país, como também a taxa específica de desocupação das pessoas na categoria de 11 a 14 anos de estudo não é tão alta, explicando o efeito composição negativo estimado para estas regiões. Espera-se que avanços adicionais para níveis mais altos de educação, para os quais as taxas específicas de desocupação são menores, tendam a diminuir a taxa de desocupação do Brasil no futuro, como já ocorre nas metrópoles da PME. Para tanto, é necessário ampliar o acesso à educação superior no país.

O avanço da educação superior e da qualificação da mão de obra é um dos fatores considerados essenciais não apenas para que as taxas de desocupação caiam, mas também para que se aumente a produtividade do trabalho e seja impulsionado o crescimento no país, especialmente num contexto demográfico que não será tão favorável ao crescimento por muito mais tempo.

Perspectivas para o aproveitamento do bônus demográfico no Brasil

Sabe-se que a possibilidade de o Brasil desfrutar os últimos benefícios do bônus demográfico depende de uma dinâmica favorável do mercado de trabalho. Também

chamado de dividendo demográfico (ou janela de oportunidade demográfica), trata-se de um fenômeno que só ocorre uma vez ao longo da história de uma sociedade, em que a estrutura etária da população favorece o aumento da renda *per capita* e o crescimento econômico (MARTINE; CARVALHO; ARIAS, 1994; CARVALHO; WONG, 1995). Entretanto, essa janela de oportunidade só pode contribuir para a solução dos problemas sociais do país se a economia for capaz de empregar a mão de obra disponível de modo eficiente e produtivo (TURRA; QUEIROZ, 2005; RIOS-NETO, 2005; ALVES; BRUNO, 2006). Isto é, entender a dinâmica recente do mercado de trabalho é também fundamental para uma análise mais completa do aproveitamento do bônus demográfico e da potencialidade de crescimento da economia brasileira nos próximos anos.

Na conjuntura atual, o Brasil está deixando de colher os últimos frutos oferecidos por uma situação demográfica ainda favorável, já que as falhas de política econômica estão contribuindo para o fim precoce do bônus demográfico. Ao contrário do que poderia se intuir pelo péssimo momento da economia, o Brasil está passando pelo melhor momento do seu bônus, com baixa razão de dependência. Porém, esta vai começar a subir inevitavelmente, o que pressionará ainda mais uma já combalida economia.

As mudanças recentes no mercado de trabalho expostas ao longo deste trabalho têm influência direta sobre as perspectivas para o aproveitamento do bônus demográfico. Um exemplo importante disso está na dinâmica da taxa de atividade das mulheres. Após décadas de aumentos, ela parou de crescer. Isso é preocupante, pois grande parte do bônus demográfico brasileiro foi um bônus de participação feminina (ALVES; CAVENAGHI, 2016). A população economicamente ativa como proporção da população total cresceu de pouco mais de 30%, no início da década de 1970, para quase 50%, em 2010, segundo dados dos censos demográficos, e os números revelam que as mulheres foram responsáveis por nada menos que 85% deste aumento.

Os dados da PNAD também mostram uma diferença marcante entre homens e mulheres no que diz respeito à relação entre o nível de instrução e a taxa de atividade. Como visto anteriormente, para ambos os sexos, a taxa de atividade é positivamente relacionada com o nível de instrução, mas esta relação é ainda mais forte entre as mulheres. Na passagem da categoria de 11 até 14 anos de estudo (ensino médio completo ou superior incompleto) para a mais alta, de 15 anos ou mais de estudo (ensino superior completo), a taxa de atividade tem um crescimento substancial para as mulheres, de menos de 70% para cerca de 80%, mas quase não aumenta para os homens, permanecendo ao redor dos 85%. Se assumirmos como desejável elevar a taxa de atividade da economia para que o país possa desfrutar os últimos benefícios do bônus demográfico, promover a conclusão do ensino superior entre as mulheres, dessa maneira, garante um retorno ainda maior.

No livro *Até onde caminhou a revolução de gênero no Brasil?*, organizado pelo Grupo de Trabalho População e Gênero da Associação Brasileira de Estudos Populacionais

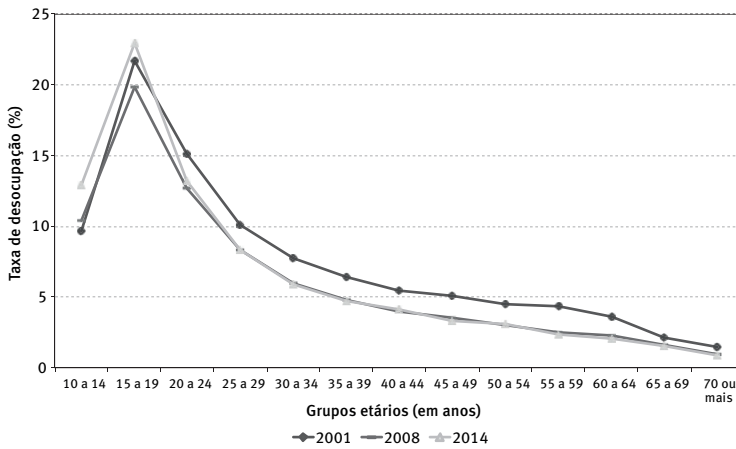
(ITABORAI; RICOLDI, 2016), há um debate importante sobre o fim do bônus demográfico feminino. Numa perspectiva pessimista, Alves (2016) considera que a perda de dinamismo do mercado de trabalho, a partir de 2013, e a recessão econômica interromperam seis décadas de aumento da taxa de ocupação das mulheres, reduzindo, inclusive, o percentual daquelas com curso superior nas atividades produtivas. A crise atual está revertendo o processo de inserção feminina no mercado de trabalho e estreitando a janela de oportunidade para se atingir uma maior paridade de gênero na taxa de ocupação, antes que o envelhecimento populacional reduza, em termos absolutos e relativos, a população em idade ativa. Numa perspectiva mais otimista, Wajnman (2016) considera que a crise econômica tem, de fato, um efeito desastroso no curto prazo, mas, no longo prazo, os efeitos de composição provocados pela maior escolaridade feminina devem elevar a participação das mulheres na força de trabalho.

Além dessa problemática, outra questão importante nesse contexto é o fenômeno “nem-nem”, dos jovens que não estudam e nem trabalham. A queda da participação dos jovens, que tem um caráter positivo se estes estiverem saindo do mercado de trabalho para aumentar sua escolaridade, pode ser extremamente negativa se não estiverem aumentando seu capital humano. Os dados revelam que, de fato, aumentou o número de jovens inativos que estudam. No entanto, cresceu também o número de jovens inativos que não trabalham. Segundo dados da PNAD, em 2005, 13,9% dos jovens entre 18 e 24 anos se encontravam na condição “nem-nem”. Em 2014, este grupo representava 15,7%. Na PME, o aumento é ainda mais notável: de 13,4%, em 2006, os jovens “nem-nem” passaram a ser 17,3%, em 2015.

Os jovens também vêm sendo afetados de maneira mais severa na atual crise, o que piora ainda mais as perspectivas de aproveitamento da janela de oportunidade demográfica. Isso é extremamente preocupante, porque se espera que coortes menores tenham mais oportunidades de acesso à educação e ao trabalho (EASTERLIN, 1975), o que reforçaria a dinâmica favorável que caracteriza o período do bônus demográfico e promoveria a inclusão de adolescentes e jovens. Entretanto, não é o que temos verificado no Brasil. Este grupo tem sido proporcionalmente mais afetado do que as pessoas mais velhas dentro da PIA. A taxa de desocupação agregada caiu de 9,4% em 2001 para 7,1% em 2008 e, mesmo após dois anos seguidos de aumento, chegou a 6,9% em 2014. Há, portanto, uma tendência geral de queda no período analisado.

Porém, o Gráfico 5, que apresenta as taxas específicas de desocupação por idade, mostra que esta queda foi muito heterogênea entre os grupos etários. Em 2014, as taxas específicas de desocupação para pessoas de 20 anos ou mais são menores do que em 2001 e estão muito próximas às de 2008. Entretanto, os grupos de 10 a 14 e de 15 a 19 anos registram, em 2014, as taxas específicas mais altas de todo o período analisado. Isto é, a taxa agregada mais baixa para o último ano esconde uma composição etária muito mais desfavorável aos jovens.

GRÁFICO 5
Taxas específicas de desocupação, por grupos etários quinquenais
Brasil – 2001-2014



Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios.

Considerações finais

Este artigo procurou analisar, à luz das recentes transformações sociais, econômicas e demográficas da população, o mercado de trabalho no Brasil, principalmente no período em que vigorou o chamado “paradoxo do baixo desemprego”.

Observou-se que, apesar de representarem apenas um quarto da população em idade ativa do país, as regiões metropolitanas da PME foram responsáveis por metade da queda na taxa de desocupação nacional verificada nos dados da PNAD entre 2003 e 2012. Em compensação, é nas metrópoles que a taxa de desocupação tem crescido com mais intensidade no atual contexto de crise. Levanta-se a hipótese de que este comportamento pode ser atribuído ao fato de as transferências governamentais, os aumentos reais do salário mínimo e os programas sociais tornarem as economias das cidades pequenas menos sensíveis às flutuações macroeconômicas. Este é um tema que pode ser abordado de maneira mais pormenorizada em estudos futuros, por meio de técnicas estatísticas adequadas.

Verificou-se que os movimentos da taxa de atividade e a redução do crescimento populacional foram fundamentais na determinação das taxas de desocupação no período recente no Brasil. A taxa de atividade caiu principalmente entre os homens, as pessoas menos instruídas e os mais jovens. Os dados mostram que diminuiu consideravelmente a taxa de atividade entre os jovens que estudam, mas esta vem se reduzindo também para os que não estudam.

O chamado paradoxo do mercado do trabalho no Brasil, em evidência principalmente entre 2012 e 2014, foi muito mais marcante nos dados da PME do que nos da PNAD. Na verdade, a taxa de desocupação pela PNAD não apresenta um comportamento tão disfuncional em sua relação com o crescimento econômico. Credita-se ao fato de a PME ser

uma pesquisa de acompanhamento conjuntural o grande destaque que o paradoxo do desemprego recebeu na imprensa e nos meios acadêmicos.

A composição etária da população explica grande parte da queda do desemprego no período analisado que precede a atual crise. Não fosse este efeito, o aumento da taxa de desocupação teria sido ainda maior no atual ciclo de alta desta taxa. A mudança na composição etária da população economicamente ativa descreve cerca de 40% da sua variação no período estudado para o país como um todo. As mudanças da escolaridade e da composição por sexo da força de trabalho descrevem pouco da variação da taxa de desocupação, apresentando efeitos composição baixos para o Brasil como um todo. Entretanto, é importante destacar que os efeitos da escolaridade são bastante distintos entre as regiões metropolitanas da PME e o restante do país.

A interrupção da tendência do aumento da taxa de atividade feminina desperta preocupações, uma vez que grande parte do bônus demográfico brasileiro tem sido um bônus feminino. E, tendo em vista que impulsos maiores na taxa de atividade graças ao avanço da educação superior se dão mais fortemente entre as mulheres do que entre os homens, estas preocupações ganham ainda mais corpo.

Os jovens têm sido proporcionalmente mais prejudicados no contexto da atual crise, e a desocupação tem hoje um perfil etário ainda mais desfavorável aos mais jovens do que no passado. Isso levanta preocupações do ponto de vista social e econômico, pois estes jovens excluídos do mercado de trabalho adquirem menos habilidades que podem impulsionar sua produtividade no futuro. Justificam-se, dessa maneira, os temores de que esta possa ser uma “geração perdida”, mais educada do que qualquer outra na história do país, mas que corre sérios riscos de não alcançar o máximo de suas possibilidades, tanto em termos de contribuição para o crescimento econômico quanto de realizações pessoais e projetos de vida.

Indicadores como o nível de ocupação da economia desabaram por conta da crise, justamente em um momento em que a estrutura etária favoreceria a inserção produtiva da população, principalmente da que sempre esteve marginalmente ligada à estrutura produtiva, como os jovens e as mulheres. São grandes as possibilidades de que haja uma segunda década perdida, com aumento do desemprego e estagnação da renda *per capita*. Em resumo, para uma economia que gera poucas oportunidades, não há bônus demográfico que ajude. Ou paradoxo que dure para sempre.

Referências

ALVES, J. E. D. Crise no mercado de trabalho, bônus demográfico e desempoderamento feminino. In: ITABORAI, N. R.; RICOLDI, A. M. (Org.). *Até onde caminhou a revolução de gênero no Brasil?* Belo Horizonte: Abep, 2016. p. 21-44.

ALVES, J. E. D.; BRUNO, M. A. P. População e crescimento de longo prazo no Brasil: como aproveitar a janela de oportunidade demográfica? In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15. *Anais...* Caxambu: Abep, 2006.

ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. A estagnação da taxa de ocupação e o fim precoce do bônus demográfico. In: VII CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO-AMERICANA DE POPULAÇÃO, XX ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS. **Anais...** Foz do Iguaçu: Alap/Abep, 2016.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Indicadores não tradicionais do mercado de trabalho. **Relatório de Inflação**, v. 14, n. 2, p. 102-107, junho 2012.

_____. Decomposição da evolução da taxa de desemprego. **Relatório de Inflação**, v. 16, n. 3, p. 16-18, setembro 2014.

BARBOSA FILHO, F. D. H.; PESSÔA, S. Uma análise da redução da taxa de desemprego. In: XXXIX ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2011.

BARBOSA, A. L. N. de H. Um retrato de duas décadas do mercado de trabalho brasileiro. In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Novo regime demográfico: uma nova relação entre população e desenvolvimento?** Rio de Janeiro: Ipea, 2014a. p. 271-313.

_____. Participação feminina na força de trabalho brasileira: evolução e determinantes. In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Novo regime demográfico: uma nova relação entre população e desenvolvimento?** Rio de Janeiro: Ipea, 2014b. p. 407-442.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 4. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007.

BRITTO, T.; MEDEIROS, M.; SOARES, F. **Targeted cash transfer programmes in Brazil: BPC and the Bolsa Família**. Brasília: International Poverty Centre, n. 46, p. 22, 2008.

CARVALHO, J. A. M.; WONG, L. R. **A window of opportunity: some demographic and socioeconomic implications of the rapid fertility decline in Brazil**. Belo Horizonte: Cedeplar, UFMG, 1995 (Working paper).

CORSEUIL, C. Decifrando alguns paradoxos do mercado de trabalho brasileiro. **Revista Desafios do Desenvolvimento**, ano 12, edição 83, 2015.

CORSEUIL, C. H. L.; RAMOS, L. **Sobre a comparação da taxa de desocupação na PNAD Contínua e na PME**. Brasília: Ipea, abril 2014.

CORSEUIL, C. H. L.; REIS, M. Há viés de painel rotativo na taxa de desocupação da PME? **Mercado de Trabalho**, n. 58, ano 21, p. 27-34, abr. 2015.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2006.

EASTERLIN, R. An economic framework for fertility analysis. **Studies in Family Planning**, v. 6, p. 54-63, 1975.

GOLDFAJN, I. Para onde vai o desemprego? **O Globo**, 04 mar. 2014. Disponível em: <<http://oglobo.globo.com/opiniao/para-onde-vai-desemprego-11752598>>. Acesso em: 22 out. 2016.

ITABORAI, N. R.; RICOLDI, A. M. (Org.). **Até onde caminhou a revolução de gênero no Brasil?** Belo Horizonte: Abep, 2016.

MARTINE, G.; CARVALHO, J. A. M.; ARIAS, A. R. **Mudanças recentes no padrão demográfico brasileiro e implicações para a agenda social**. Brasília: Ipea, 1994 (Texto para discussão, 345).

NERI, M. O desemprego no censo: a febre e o termômetro. **Revista Conjuntura Econômica**, v. 56, n. 3, p. 54-63, 2002.

PAIM, A. B. Testes cognitivos. In: 7º ENCONTRO COMEQ - IBGE. Rio de Janeiro, 2016.

RAMOS, L. **O desempenho recente do mercado de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007 (Texto para discussão, 1255).

RIBEIRO, M. G. Estrutura social e desigualdade de renda: uma comparação entre os municípios metropolitanos e os não metropolitanos do Brasil entre 2000 e 2010. **Revista Brasileira de**

Estudos de População, v. 33, n. 2, p. 237-256, maio/ago. 2016. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.20947/S0102-30982016a0010>>. Acesso em: 20 out. 2016.

RIOS-NETO, E. L. G. Questões emergentes na análise demográfica: o caso brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 22, n. 2, p. 371-408, jul./dez. 2005.

SIMÕES, P. H. C. **Transformações e tendências do mercado de trabalho no Brasil de 2001 a 2015 e o paradoxo do baixo desemprego com desaquecimento da atividade econômica**. Dissertação (Mestrado) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas – Ence/IBGE, Rio de Janeiro, 2016.

TEIXEIRA, C. G. **O Programa Bolsa Família e a oferta de trabalho: uma perspectiva de choque orçamentário**. [S.l.]: UFMG, 2009.

TURRA, C. M.; QUEIROZ, B. L. **Before it's too late: demographic transition, labour supply and social security problems in Brazil**. United Nations Expert Group Meeting on Social and Economic Implications of Changing Population Age Structures. México, Departamento de Assuntos Econômicos e Sociais, Divisão de População, 2005.

WAJNMAN, S. “Quantidade” e “qualidade” da participação das mulheres na força de trabalho brasileira. In: ITABORAI, N. R.; RICOLDI, A. M. (Org.). **Até onde caminhou a revolução de gênero no Brasil?** Belo Horizonte: Abep, 2016. p. 45-58.

Sobre os autores

Pedro Henrique de Castro Simões é mestre em População, Território e Estatísticas Públicas pela Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e bacharel em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio). Consultor da SLQ – Soluções Quantitativas.

José Eustáquio Diniz Alves é doutor em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), com pós-doutorado no Núcleo de Estudos de População (Nepo), da Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). Professor titular do Programa de Pós-graduação em População, Território e Estatísticas Públicas da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Pedro Luis do Nascimento Silva é doutor em Estatística pela Universidade de Southampton, Inglaterra, mestre em Estatística pelo Instituto de Matemática Pura e Aplicada e bacharel em Estatística pela Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence), do IBGE. Pesquisador titular do Programa de Pós-graduação em População, Território e Estatísticas Públicas da Ence/IBGE.

Endereço para correspondência

Pedro Henrique de Castro Simões

Escola Nacional de Ciências Estatísticas
Rua André Cavalcanti, 106, sala 109, Bairro de Fátima
20231-050 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

José Eustáquio Diniz Alves

Escola Nacional de Ciências Estatísticas
Rua André Cavalcanti, 106, sala 502, Bairro de Fátima
20231-050 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

Pedro Luis do Nascimento Silva

Escola Nacional de Ciências Estatísticas
Rua André Cavalcanti, 106, sala 503-C, Bairro de Fátima
20231-050 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

Abstract

Transformations and tendencies of the labor market in Brazil between 2001 and 2015: paradox of the low unemployment?

The Brazilian economy, boosted by the commodities super-cycle, had a decade of growth and macroeconomic stability, in which the labor market performed very favorably. However, there was a slowdown in the GDP, followed by a strong recession in 2015 and 2016. There was a large gap between the beginning of the economic slowdown and its first effects on the labor market, the so called paradox of low unemployment. The objective of this paper is to analyze this phenomenon using the two main surveys carried out by the Brazilian Geography and Statistics Institution (IBGE) that deals with this subject, the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) and the Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Using the unemployment rate variation decomposition methodology, the results show that the most expressive part of both, the previous reduction and the current increase of the rate, took place in the metropolitan areas, and that a great part of this behavior can be explained by the reduction of the participation of both young and less educated workers and the reduction in the pace of women' insertion in the labor market. The age profile of unemployment in Brazil has become younger, raising concerns of an emerging "lost generation".

Keywords: Labor market. Unemployment. Youth. Unemployment paradox. Unemployment rate decomposition.

Resumen

Cambios y tendencias en el mercado de trabajo en Brasil entre 2001 y 2015: la paradoja bajo nivel de desempleo?

La economía brasileña, favorecida por el superciclo de las commodities, tuvo una década de crecimiento y estabilidad macroeconómica, en la cual el mercado laboral mostró un relativo comportamiento favorable. Sin embargo, hubo una desaceleración del producto interno bruto (PIB) seguida de una profunda recesión en 2015 y 2016. En este período, hubo un profundo desfase entre el inicio de la crisis económica y sus primeros efectos en el mercado de trabajo —la llamada paradoja de la baja tasa de desempleo—. El objetivo de este artículo es analizar este fenómeno, utilizando las dos encuestas principales del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE) que abordan el tema de empleo: la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) y la Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Utilizando la metodología de descomposición de la variación de la tasa de desempleo, se encontró que la porción más significativa, tanto de la reducción previa de la tasa de desempleo cuanto de su actual aumento, se produjo en las regiones metropolitanas y que gran parte de su comportamiento puede ser explicado por la reducción de la participación de los más jóvenes, de los menos educados y por la reducción de la tasa de participación de las mujeres en el mercado laboral. El perfil de edad de desempleo en el país se ha rejuvenecido, lo que plantea preocupaciones acerca de la aparición de una "generación perdida".

Palabras clave: Mercado de trabajo. Desempleo. Juventud. Paradoja del desempleo. Descomposición de la tasa de desempleo.

Anexo

QUADRO 1
Método de decomposição da taxa de desocupação – 1

Esta decomposição baseia-se nas definições de taxa de desocupação (TD) e taxa de atividade (TA):

$$TD_t = \frac{PD_t}{PEA_t} \qquad TA_t = \frac{PEA_t}{PIA_t}$$

Em que TD é a taxa de desocupação, PD é a população desocupada, PEA é a população economicamente ativa, TA é a taxa de atividade e PIA é a população em idade ativa no período t . Levando em consideração que:

$$PEA_t = PD_t + PO_t$$

Em que PO é a população ocupada. Isolando PD na equação acima, é possível obter:

$$TD_t = 1 - \frac{PO_t}{TA_t \cdot PIA_t}$$

Derivando a expressão acima se obtêm:

$$dTD_t = \frac{\partial TD_t}{\partial PO_t} \cdot dPO_t + \frac{\partial TD_t}{\partial PIA_t} \cdot dPIA_t + \frac{\partial TD_t}{\partial TA_t} \cdot dTA_t$$

$$dTD_t = -(1 - TD_t) \frac{dPO_t}{PO_t} + (1 - TD_t) \frac{dPIA_t}{PIA_t} + (1 - TD_t) \frac{dTA_t}{TA_t}$$

Reescrevendo a equação acima de maneira discreta, tem-se:

$$\Delta TD_t = -(1 - TD_{t-1}) \frac{\Delta PO_t}{PO_{t-1}} + (1 - TD_{t-1}) \frac{\Delta PIA_t}{PIA_{t-1}} + (1 - TD_{t-1}) \frac{\Delta TA_t}{TA_{t-1}}$$

Onde os termos à direita da equação representam, respectivamente, decomposição da variação da taxa de desocupação em efeito população ocupada (ΔPO), em efeito população em idade ativa (ΔPIA) e em efeito taxa de atividade (ΔTA).

QUADRO 2
Método de decomposição da taxa de desocupação – 2

A taxa de desocupação agregada (*TD*) pode ser decomposta pela participação de cada grupo da força de trabalho segundo diversas características sociais, econômicas e demográficas. Denotando cada grupo pela letra *i* e o período pela letra *t*, tem-se:

$$TD_t = \frac{PD_t}{PEA_t} = \sum_i \phi_{t,i} TD_{t-1}$$

Em que a participação de cada grupo na PEA é dada por:

$$TD_{t,i} = \frac{PEA_{t,i}}{PEA_t}$$

Isto é, a taxa de desocupação agregada em um período é a soma das taxas de desocupação de cada grupo *i*, ponderadas pelos seus respectivos pesos na população economicamente ativa. Assim, a diferença da taxa de desocupação agregada entre dois períodos *t* e *t-1* pode ser escrita da seguinte forma:

$$TD_t - TD_{t-1} = \sum_i (\phi_{t,i} TD_{t,i} - \phi_{t-1,i} TD_{t-1,i})$$

$$TD_t - TD_{t-1} = 1/2 \sum_i (\phi_{t,i} TD_{t,i} - \phi_{t-1,i} TD_{t-1,i}) + 1/2 \sum_i (\phi_{t,i} TD_{t,i} - \phi_{t-1,i} TD_{t-1,i})$$

Somando e subtraindo $\phi_{t,i} TD_{t-1,i}$ do primeiro parêntese e fazendo o mesmo com $\phi_{t-1,i} TD_{t,i}$ no segundo parêntese tem-se:

$$= 1/2 \sum_i [\phi_{t,i} (TD_{t,i} - TD_{t-1,i}) + TD_{t-1,i} (\phi_{t,i} - \phi_{t-1,i})]$$

$$+ 1/2 \sum_i [\phi_{t-1,i} (TD_{t,i} - TD_{t-1,i}) + TD_{t,i} (\phi_{t-1,i} - \phi_{t,i})]$$

$$= \sum_i \frac{\phi_{t,i} - \phi_{t-1,i}}{2} (TD_{t,i} - TD_{t-1,i}) + \sum_i \frac{TD_{t,i} - TD_{t-1,i}}{2} (\phi_{t,i} - \phi_{t-1,i})$$

Recebido para publicação em 05/11/2016
Recomendado para publicação em 06/12/2016
Aceito para publicação em 21/12/2016

Um estudo sobre os aspectos da dinâmica migratória internacional entre a microrregião de Governador Valadares e os Estados Unidos, 2000-2010

Leonardo Gomes de Sousa*
Dimitri Fazito**

A microrregião de Governador Valadares (MGV) é a mais representativa no cenário da emigração internacional de brasileiros para os Estados Unidos. Entretanto, na década de 2000, ocorreram situações na origem e no destino que economicamente poderiam provocar uma diminuição ou estancamento do fluxo de migrantes. Esse artigo procura analisar a hipótese de que, mesmo num cenário aparentemente adverso, a migração continuou a ocorrer na região com força considerável durante a década de 2000. Para tanto, buscou-se compreender como foi estabelecida, na MGV, a situação da emigração para os Estados Unidos e sua aderência explicativa junto às teorias sobre migrações, bem como realizar uma verificação objetiva dos volumes e fluxos de migrantes contidos neste sistema migratório. Observou-se então que, entre 2000 e 2010, o sistema de migração estruturado pelas redes sociais pessoais e demais mecanismos de perpetuação existentes na região exerceram uma força responsável pela preservação de um fluxo considerável durante esse período.

Palavras-chave: Migração internacional. Estados Unidos. Microrregião de Governador Valadares.

* Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte-MG, Brasil (leogosousa@gmail.com).

** Departamento de Sociologia, Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte-MG, Brasil (dfazito@gmail.com).

Introdução

A partir de 1980 o Brasil assumiu um perfil emigratório no que tange aos deslocamentos populacionais internacionais, passando de um país que até o momento era tradicionalmente marcado como receptor de migrantes para um que perde parcela significativa de sua força de trabalho para outros países (CARVALHO, 1996; CARVALHO et al., 2000). Os Estados Unidos são o maior receptor de emigrantes brasileiros e, nos últimos 20 anos, diversos estudos têm enfatizado, sob diferentes perspectivas, a relevância deste fenômeno (GOZA, 1994; MARGOLIS, 1994; SALES, 1999; FUSCO, 2000; FAZITO, 2005; SIQUEIRA, 2006). A microrregião de Governador Valadares (MGV), localizada no estado de Minas Gerais, é uma das regiões mais representativas no cenário da emigração brasileira para os Estados Unidos.

A emigração internacional nessa região ganhou força no final da década de 1970 devido à grande crise econômica que o Brasil atravessava depois do esgotamento do “Milagre Econômico” (SOARES, 2002). A emergência do fluxo de emigração internacional e sua posterior expansão exerceram forte impacto sobre a rotina econômica e social da região devido, num primeiro momento, ao agravamento da produtividade regional ocasionado pela perda de mão de obra e, posteriormente, ao desenvolvimento econômico “desequilibrado” causado pela entrada contínua e crescente de remessas financeiras dos emigrantes internacionais que impactaram diretamente sobre a forte variação de preços no mercado imobiliário local e outros setores da economia (SOUSA; DIAS, 2010). Uma parcela significativa da população desta região tem experiência migratória internacional ou contato direto em suas redes pessoais com migrantes internacionais (e não apenas nos EUA). Um em cada nove habitantes da MGV já vivenciou algum fato concreto relacionado à migração para os EUA (por exemplo, visitou ou residiu temporariamente naquele país) e um em cada quatro tem algum conhecido que já esteve naquele país (SOARES, 2002). Segundo Fusco e Souchaud (2010), em 2000, Minas Gerais abrigava 10,5% da população brasileira e 21% dos retornados internacionais, sendo que Governador Valadares ocupava a liderança nacional das maiores proporções entre retornados internacionais e população total.

Os ciclos exploratórios ocorridos na região de Governador Valadares desde antes de sua fundação e a estagnação econômica contribuíram para criar o estigma do lugar como “terra de passagem” (ESPINDOLA, 2005). Por outro lado, a presença de americanos no desenvolvimento local entre as décadas de 1940 e 1970 colaborou para dinamizar a economia e serviu para criar laços iniciais entre origem e destino, num potencial sistema de migração internacional, bem como a construção de um imaginário coletivo sobre a prosperidade advinda daquelas terras (SOARES, 2002).

Com o aumento do fluxo de emigrantes da região para os EUA no início da década de 1980 e a conseqüente imposição de barreiras legais para a travessia, pode-se dizer que, a partir do início dos anos 1990, emergiu um sistema de migração estruturado por meio de agências de turismo e agentes intermediários (*brokers*). Este sistema é composto por migrantes retornados internacionais que passaram a oferecer serviços de “travessia” a

emigrantes potenciais, emigrados que passaram a receber novos “aventureiros” nos destinos estrangeiros e diversos outros *nós* na rede migratória que vai se fortalecer e formar o que se convencionou como uma “indústria de migração ilegal” na MGv (MARGOLIS, 1994; FAZITO; SOARES, 2014).

A economia da MGv possui uma característica histórica de “estabilidade”, ou melhor, de certa estagnação econômica que tem se mantido e impedido o desenvolvimento mais vigoroso da região, mesmo nas décadas recentes de crescimento econômico do Brasil. Nesse contexto, a população parece assimilar o projeto da migração internacional, com a consolidação das redes sociais, do mercado e da cultura migratória, como uma estratégia econômica alternativa e viável diante de um cenário desfavorável. Em suma, tanto indivíduos quanto suas famílias e a comunidade da região teriam passado a considerar e instrumentalizar as oportunidades da emigração internacional como uma estratégia de sobrevivência.

Entretanto, durante a década de 2000, ocorreram alguns eventos pontuais que poderiam ter contribuído para a redução da emigração para os EUA. Pelo lado americano, o endurecimento da fiscalização após o atentado de 11 de setembro de 2001 e o estouro da bolha imobiliária nos EUA poderiam ter exercido influência sobre o retorno dos emigrados e, talvez, contribuído para sua intensificação. Pelo lado brasileiro, as mudanças econômicas e sociais impactaram positivamente na melhoria da qualidade de vida de sua população, fazendo com que a imagem de prosperidade pudesse se fixar em terras brasileiras (enfim, em tempos de crise internacional, para muitos brasileiros no exterior, o retorno teria passado a figurar como uma alternativa atraente).

Por causa de tais transformações gerais no Brasil e nos Estados Unidos, poderíamos esperar um desestímulo à emigração internacional e a redução ou estagnação dos volumes de saída especialmente em direção à América do Norte.

A motivação inicial deste artigo tem a ver com a observação superficial e cotidiana de que, mesmo num cenário aparentemente adverso, a migração continuou a ocorrer na região com alguma força, pois, de fato, como mostram os dados do Censo 2010 e observações cotidianas diretas não sistemáticas,¹ muitas pessoas continuaram empenhando seu projeto migratório para os EUA e Europa a partir da MGv. Acreditamos que a preservação mínima de fluxos de saída se deve especialmente aos fatores relacionais que articulam as comunidades locais entre origem e destino, isto é, as redes sociais, o mercado da migração internacional e a cultura migratória estabelecida historicamente por este sistema migratório Brasil–EUA. Neste trabalho, consideramos o cenário econômico, passado e presente da região, para entender como o desenvolvimento de mecanismos de perpetuação do sistema de migração internacional da MGv pode ter contribuído para a manutenção de fluxos de saída durante a década. A dinâmica migratória da década de 2000 também é analisada a partir de dados censitários e outras fontes para verificação objetiva dos volumes e fluxos

¹ Em 2009, atuamos como consultores da OIM (International Organization for Migration) em um projeto de pesquisa na região, onde foram realizadas diversas entrevistas com emigrantes retornados, que informaram que participantes de suas redes pessoais continuavam a migrar para os Estados Unidos ou Portugal.

de migrantes contidos neste sistema migratório. Ao final, procuramos argumentar conclusivamente sobre a importância dos mecanismos relacionais de perpetuação (redes sociais) e sua articulação com os diversos fatores sociais, econômicos e demográficos regionais para a preservação do sistema de migração internacional na MGv.

Por que Valadares? Particularidades que contribuíram para a formação do fenômeno emigratório para os Estados Unidos

A microrregião de Governador Valadares (MGv)² é uma das oito microrregiões que compõem a mesorregião do Vale do Rio Doce. Com uma área total de 11.327,403 km², esta microrregião é considerada uma das maiores do estado de Minas Gerais, com 415.696 habitantes em 2010, dos quais 63,4% (263.511) residem no município que dá o nome à microrregião (IBGE, 2011). Sua localização geográfica configura-se entre rotas de acesso para grandes centros como Belo Horizonte, Vitória, Rio de Janeiro e Região Nordeste do país.

A MGv vivenciou, na década de 1980, um dos mais significativos fluxos emigratórios internacionais que já existiram no Brasil para outros países. Embora haja outros importantes fluxos migratórios de brasileiros para o exterior a partir de outras regiões, a MGv é a que apresenta maior participação relativa entre os emigrantes internacionais, principalmente para os Estados Unidos (SALES, 1999; MARTES, 2000; ASSIS, 2003; FUSCO, 2006). O histórico econômico extrativista e grandes crises nacionais não foram exclusividades desta região (ESPINDOLA, 2005). Entretanto, outras regiões brasileiras com contextos semelhantes não experimentaram tal fenômeno de emigração internacional, sobretudo direcionado para os Estados Unidos. Quais fatores poderiam ajudar a explicar a mobilidade populacional acentuada nesta região?

Primeiro, devemos destacar a forte presença norte-americana na primeira metade do século passado em três momentos emblemáticos no desenvolvimento da região de Governador Valadares: a dinamização do mercado da mica; a reconstrução da estrada de ferro; e a criação do Sesp – Serviço Especial de Saúde Pública na região. Tais eventos contribuíram diretamente para a cristalização de um imaginário social muito positivo sobre os Estados Unidos, condensando a ideia de riqueza e oportunidades características daquele país (ASSIS, 1999). Segundo Soares (2002, p. 95), ao longo da trajetória histórica destes eventos, a imagem dos Estados Unidos “incorporou-se à extensão do conhecimento geográfico da sociedade valadarense, tornando-se ‘conhecido’, facilitado e mais presente”. Assim, as relações estabelecidas entre os habitantes da região de Governador Valadares e os estadunidenses permitiram a criação de laços sociais duráveis e norteadores para a opção migratória.

² A microrregião de Governador Valadares é composta por 25 municípios: Alpercatá, Campanário, Capitão Andrade, Coroaci, Divino das Laranjeiras, Engenheiro Caldas, Fernandes Tourinho, Frei Inocência, Galileia, Governador Valadares, Itambacuri, Itanhomi, Jampruca, Marilac, Mathias Lobato, Nacip Raydan, Nova Módica, Pescador, São Geraldo da Piedade, São Geraldo do Baixo, São José da Safira, São José do Divino, Sobrália, Tumiritinga e Virgolândia.

A criação, na segunda metade do século passado, do instituto de línguas lbeu foi também um elemento determinante no início do processo emigratório para os Estados Unidos (SIQUEIRA, 2008), possibilitando o intercâmbio de valadarenses que trouxeram notícias mais concretas da sociedade americana. Estes intercambistas, ao retornarem dos EUA, relatavam de maneira idealizada aos seus pares no Brasil sobre as inúmeras oportunidades de vida e outras maravilhas daquela terra (ASSIS, 1999; SIQUEIRA, 2008).

A região de Governador Valadares tinha experimentado até então uma migração interna significativa, recebendo e enviando população de diversas regiões do Brasil e mesmo uma leve experiência de imigração internacional com alguns estrangeiros de nacionalidades italiana, espanhola e síriaca residentes na microrregião (ESPÍNDOLA, 2005; SOUSA; DIAS, 2010). A experiência pregressa, a presença marcante dos americanos em solo valadarense e as informações concretas da vida nos EUA fornecidas pelos intercambistas criaram uma visão de que a migração internacional era um projeto possível e de relativa facilidade (ASSIS, 1999; FUSCO, 2000). É nesse cenário que, no final da década de 1960, partem os primeiros valadarenses para os EUA, jovens aventureiros de famílias de classe média alta que, diante da estagnação econômica que pairava na região, viam ameaçada a manutenção do seu *status quo* (ASSIS, 1999; FUSCO, 2005; SIQUEIRA, 2008).

Siqueira (2008, p. 7) aponta que esses primeiros emigrantes que se estabeleceram nos Estados Unidos davam o “apoio necessário para os que desejavam emigrar, enviavam informações estratégicas, emprestavam dinheiro para o depósito junto ao consulado americano,³ buscavam no aeroporto, ofereciam estadia ou moradia, ajudavam no primeiro emprego e compravam roupas adequadas para o clima nos EUA”. Assim, passados alguns anos, um grupo significativo de valadarenses já tinha emigrado e se estabelecido nos Estados Unidos até o início dos anos 1970 (SIQUEIRA, 2008).

O desenvolvimento dessa dinâmica migratória entre indivíduos presentes nas unidades espaciais de origem e destino engendrou uma complexa rede social que potencializou o deslocamento para os EUA. A constituição desta rede foi determinante para a emigração em grande escala a ser observada então na década de 1980 (ASSIS, 1999; SOARES, 2002). Diversos estudos apontam que as redes sociais da migração constituem fator preponderante na concentração de indivíduos e formação de comunidades imigrantes nos EUA, como no caso dos brasileiros (MASSEY et al., 1987; TILLY, 1990; MARGOLIS, 1994; FAZITO, 2005; SIQUEIRA, 2006).

Além disso, o envio de remessas de parte considerável da renda pessoal do emigrante para a cidade de origem, em si mesmo, constitui um fato da existência de redes sociais fundamentadas nas relações de confiança que possibilitam trocas monetárias entre pessoas na origem e destino. Mas não apenas isso, pois a circulação monetária das remessas exerce também um efeito retroativo de fortalecimento e expansão das redes sociais instituídas e implicam a formação de um “mercado da migração” ampliado, visto que as trocas entre

³ Naquela época era necessário realizar um depósito de mil dólares americanos para a retirada do visto de trabalho.

migrantes e não migrantes na origem e destino envolvem regras socialmente legitimadas para a circulação segura dos recursos econômicos e sociais (não apenas moedas, mas também bens materiais e simbólicos, como respeito, confiança e autoridade), recursos estratégicos para o planejamento e realização efetiva do projeto migratório capaz de maximizar o sucesso individual e coletivo (no âmbito das decisões tomadas no seio das famílias e comunidades locais) (GUILMOTO; SANDRON, 2001; FAZITO; SOARES, 2014).

O grande volume de indivíduos da região que emigraram para os EUA na década de 1980 evidencia a formação e expansão de um sistema de migração internacional composto por diversos agentes e instituições que se distribuem e se organizam em um “mercado da migração”. A demanda pela emigração internacional possibilitou o estabelecimento de uma “rede institucional” de agentes intermediários garantidora da travessia, muitas vezes ilegal, entre Brasil e Estados Unidos. Nota-se então o aumento significativo no número de agências de turismo que desempenhavam o papel de intermediação (*brokerage*) dos projetos migratórios, especialmente daqueles migrantes trabalhadores menos qualificados e incapazes de acessarem o mercado de trabalho norte-americano pelas vias regulares (FAZITO; SOARES, 2014). Segundo Soares (2002), entre 1975 e 1994, foram abertas 45 agências de turismo em Governador Valadares, das quais 27 (60%) iniciaram suas atividades entre 1985 e 1989, considerado por vários autores o período de maior emigração valadarense para os EUA (ASSIS, 1999; SALES, 1999; FUSCO, 2000; SIQUEIRA, 2006).

O volume de emigrantes alcançado em fins da década de 1980 e início dos anos 1990 implicou, por consequência, o aumento vertiginoso nos pedidos de vistos nos consulados norte-americanos. A elevada demanda e sua novidade chamaram a atenção das autoridades estadunidenses, uma vez que o Brasil passava ainda por uma grave crise inflacionária e, paradoxalmente, entre 1984 e 1991, o número de solicitações de vistos de turista, ao invés de se retrair, aumentou em 200% (MARGOLIS, 1994; FAZITO, 2005).

Assim, durante o fim da década de 1980 e início dos anos 1990, ocorreu, paralelamente à emigração internacional de habitantes da região, uma fase de quase fechamento de fronteiras imposta pelos Estados Unidos (SOARES, 2002). Houve um constrangimento expressivo para concessão de vistos de turismo e trabalho devido ao maior rigor das políticas de imigração americana e, principalmente, ao endurecimento dos critérios para a entrada de brasileiros (FAZITO, 2005). Até então, grande parte dos emigrantes potenciais valia-se da retirada de vistos de turista nos consulados americanos como principal estratégia para a travessia, praticando o ato irregular posterior com a permanência não autorizada a partir do término do período de vigência concedido no visto de turista (*overstaying*). Neste momento, diversos estudos apontam um aumento da entrada ilegal nos EUA, ou seja, sem vistos legais concedidos. A partir de então, a adoção de rotas de clandestinidade passou a fazer parte das estratégias para a maioria dos brasileiros que tentam migrar para os Estados Unidos (MARGOLIS, 1994; PATARRA; BAENINGER, 1995; SALES, 1999; SOARES, 2002; FAZITO, 2005).

Os entraves impostos para a travessia conferem ao fluxo migratório um caráter irregular que varia de acordo com o grau de dificuldade e com investimentos que atualmente podem chegar a 25 mil reais por pessoa. As dimensões e valores variam do mais fácil ao mais complicado método de travessia, em que o primeiro consiste na obtenção de um visto de turista com o intuito real de permanecer e trabalhar nos EUA e o segundo refere-se ao ato de forjar uma documentação falsa para conseguir o visto e à dimensão mais arriscada, que é a travessia clandestina das fronteiras com os coiotes⁴ (SOARES, 2002).

Na década de 1990 pode-se dizer que o fenômeno da migração internacional de valadarenses consolidou-se em um sistema de migração bem estruturado, com papéis de atores e intermediários do processo muito bem delimitados. Fluxos migratórios observados em outros países de origem, como México, Índia, Tailândia e Sri Lanka, também enfatizam a importância dos mecanismos intermediários na perpetuação dos sistemas migratórios (BREMAN, 1979; EELENS; SPECKMAN, 1990; SINGHANETRA-RENARD, 1992). Fazito (2005) descreve que estes mecanismos intermediários cumprem papel decisivo na realização do trajeto espacial e social pelos migrantes. O autor destaca ainda que a intermediação clandestina tem seus laços com a comunidade reforçados devido ao fato de que a maioria dos agentes e administradores das agências de turismo e falsificação é composta por migrantes internacionais retornados.

As redes pessoais, formadas por familiares e amigos, e os agentes e agências existentes na região desempenham papel fundamental no sistema por agirem como impulsionadores e/ou constrangedores na decisão e execução do ato de migrar. A formalização de uma rede social migratória foi a responsável de fato pelo aumento do fluxo emigratório para os EUA, pois, a partir da criação e ampliação da rede social da migração, o sistema migratório passou tanto a organizar um “mercado da migração” quanto a reproduzir uma espécie de “cultura de migrar”, que num processo recursivo de causação cumulativa (MASSEY, 1990) determinaria a expansão e o fortalecimento das redes de migração existentes entre diferentes regiões na origem e no destino.

Margolis (1994) aponta que a cultura migratória existente na MGv foi forjada ao longo das décadas amparada pelo contato com os americanos no decorrer de seu desenvolvimento econômico, pela circulação de dólares no mercado local e, principalmente, pela constituição de uma rede social migratória ampliada que conectou atores na origem e no destino. Soares (2002, p. 96) observa que a disseminação dessa cultura de migrar é a responsável por maturar em crianças e jovens o desejo de “migrar para o exterior como parte de sua experiência de vida”. Em resumo, o mercado da migração e as representações sociais acerca do processo emigratório internacional oferecem ao potencial migrante da MGv uma alternativa mais atraente com relação ao deslocamento para outro país, e menos intensa em relação à migração interna para outras regiões brasileiras.

⁴ Coiotes são os responsáveis no sistema de migração irregular entre fronteiras por realizar a travessia com os emigrantes.

Contudo, na década de 2000, ocorreram oscilações das demandas e disposições norte-americanas com relação à fiscalização migratória, devido tanto às crises de segurança interna daquele país quanto à crise imobiliária a partir de 2006. Além disso, na outra ponta, o Brasil passou por grandes mudanças econômicas e sociais que impactaram positivamente na sua imagem no cenário internacional, no poder de consumo e na consequente melhoria da qualidade de vida de sua população em geral. Por causa de tais transformações gerais, concomitantes e opostas, nos Estados Unidos e Brasil, talvez se esperasse observar o desestímulo à emigração internacional de brasileiros e a redução ou estagnação dos volumes de saída em direção à América do Norte.

Entretanto, notamos que o fluxo de brasileiros para os EUA permaneceu entre 2000 e 2010 com volume relativo e, mais especificamente, a circulação de migrantes, tanto internos quanto internacionais, continuou forte na microrregião de Governador Valadares. Aparentemente, o sistema migratório existente na região permaneceu operante devido à composição já consolidada das redes sociais, mercado e cultura migratória. Esta observação nos leva a rever as teorias da migração que consideram os aspectos *relacionais* e *transacionais* da dinâmica migratória (DE HAAS, 2010).

Migração internacional e a MGv: uma revisão teórica sobre a perpetuação do sistema de migração existente na região

Pode-se pensar sobre a mobilidade populacional ocorrida na microrregião de Governador Valadares a partir da perspectiva teórica elaborada por de Haas (2010), que considera as migrações parte de um processo social e econômico característico do desenvolvimento. Segundo o autor, os deslocamentos populacionais operariam como vetores estratégicos demográficos, ora como resposta, ora como motivação, para o desenvolvimento social e econômico das regiões. Para esta finalidade, em seu trabalho, de Haas classifica as teorias sobre as migrações organizadas em três grupos macroanalíticos: funcionalistas, estruturalistas e transacionais.

As teorias enquadradas como funcionalistas associam a migração a um modelo de equilíbrio econômico, exercendo forças de equalização considerando um mercado perfeito e sem estrangulamentos estruturais para o desenvolvimento, apenas a força do mercado visando o equilíbrio. Uma primeira contribuição do conjunto funcionalista são os modelos de atração e expulsão (*push and pull models*) (RAVENSTEIN, 1885, 1889; LEE, 1966), que tratam a mobilidade como variável dependente para o desenvolvimento, considerando que a migração cessará em algum momento devido à tendência constante ao equilíbrio.

Segundo a modelagem macroeconômica analítica (LEWIS, 1954; HARRIS; TODARO, 1970), a migração ocorre por diferenciais de oferta e demanda de trabalho entre unidades espaciais, em que a atratividade de melhores salários faz com que os trabalhadores se desloquem de regiões com baixos salários para locais com escassez de mão de obra e altos salários. Já a abordagem microeconômica (SJAASTAD, 1962; TODARO, 1969) considera as

migrações por meio das ações individuais, em que a autonomia do indivíduo lhe permite transitar livremente no mercado *vis-à-vis* o cumprimento de suas demandas (DAVIS, 1989). Na perspectiva dessa teoria, o indivíduo, como ator racional, decide migrar porque o cálculo do custo-benefício leva-o a esperar um retorno líquido positivo do movimento.

Borjas (1989) realiza avanços na abordagem microeconômica ao afirmar que é possível interpretar por meio de um *framework* de capital humano, em que a migração é considerada um investimento individual. A abordagem da Nova Economia da Migração desafia os pressupostos e conclusões da teoria econômica, colocando a visão fundamental de que as decisões de migrar não são feitas de forma isolada pelo indivíduo, mas sim por unidades mais amplas relacionadas às pessoas, basicamente famílias e domicílios. Seus membros agem coletivamente, não só para maximizar a renda esperada, mas também para minimizar os riscos relacionados às falhas no desenvolvimento dos mercados nos países de origem, em especial o mercado de trabalho (STARK; BLOOM, 1985; STARK; TAYLOR, 1989).

O agrupamento de teorias enquadradas como funcionalistas, ao tratarem a migração fundamentalmente como um resultado dos diferenciais espaciais ligados ao desenvolvimento entre áreas de origem e destino, responde parcialmente ao fenômeno migratório ocorrido na MGV. Nesse sentido, assim como já havia sido observado por Soares (2002), é correto afirmar que a pobreza, os ciclos exploratórios não sustentáveis, a estagnação econômica, a hiperinflação, a crise econômica de 1980 e a reestruturação produtiva que ocorreram na região durante sua história foram fatores que estimularam o deslocamento internacional. Além disso, numa escala microanalítica, é razoável aceitar que os migrantes e seus familiares realizaram um cálculo racional dos riscos e benefícios desta travessia, considerando a maximização da renda e do capital humano dos envolvidos, tanto do indivíduo quanto da família. Todavia, é importante ressaltar que outras regiões brasileiras vivenciaram na época situações econômicas similares e não lograram a mesma experiência de mobilidade populacional.

A perspectiva teórica chamada de estruturalista assume a formação de um sistema socioeconômico determinante, segundo o qual os elementos que constituem as relações e funções que conduzem à migração são interdependentes (DE HAAS, 2010). As principais contribuições deste conjunto são a teoria de mercado de trabalho dual, o modelo histórico-estrutural, o neomarxista e o modelo de sistema-mundo (GERMANI, 1974; WALLERSTEIN, 1974; PIORE, 1979; SINGER, 1980; WOOD, 1982). De Haas considera que os modelos estruturalistas, ao valorizarem principalmente a contextualização histórica para compreender a dinâmica da mobilidade populacional, tendem a ser fortemente historicistas e macroanalíticos.

Assim como a abordagem funcionalista, os pressupostos estruturalistas contemplam parcialmente a explicação do fenômeno migratório da MGV. Não se pode negar que as condições estruturais de estagnação e racionalização dos mercados regional, nacional e internacional exerceram pressões migratórias junto aos habitantes da região. Entretanto, ao contrário do que aconteceu com a formação do sistema de migração México-EUA,

resultante dos desdobramentos do *Bracero Program*,⁵ a emigração internacional no Brasil não se iniciou com base em acordos binacionais de recrutamento de mão de obra regulamentados por governos, e no caso específico da emigração massiva para os EUA ainda deve-se levar em conta o efeito singular das distâncias entre os territórios nacionais (FUSCO, 2000; SOARES, 2002).

De Haas (2010) destaca que a perspectiva transacional vai além das teorias anteriores. Os modelos transacionais seguem uma lógica evolutiva em que a modernização é a principal força motriz da mobilidade. As principais contribuições deste agrupamento teórico são os modelos transacionais tradicionais (ZELINSKY, 1971; SKELDON, 1997), seguidos dos “modelos de perpetuação” (MASSEY et al., 1987, 1993; MASSEY, 1990; GUILMOTO; SANDRON, 2001) e da teoria dos sistemas de migração (MABOGUNJE, 1970; FAWCETT, 1989; KRITZ; ZLOTNIK, 1992).

A perspectiva transacional ressalta que a migração é um processo amplo que relaciona diferentes atores (indivíduos, famílias, comunidades e lugares e espaços), eventos demográficos (crescimento populacional, mortalidade, envelhecimento, etc.) e econômicos (modernização econômica, reestruturação produtiva, divisão de trabalho, oscilações de mercado e outros). Por isso, a migração dependeria continuamente da formação de contextos em que as trocas e transições ocorrem dentro de um amplo projeto coletivo e relacional. A realidade experimentada na MGv pode ser mais bem compreendida se assumirmos a existência de um sistema de posições, reconhecendo uma estruturação hierárquica funcional entre as diferentes dimensões que formam o sistema migratório.

Com base nessa perspectiva, assume-se primeiramente que a migração ocorrida na região da MGv é um processo social, cujos deslocamentos são projetos socialmente orientados a partir da interação entre migrantes, não migrantes e regiões expulsoras e receptoras (MASSEY et al., 1987). Sendo a migração não apenas o efeito das escolhas exclusivas de um ator, ela constitui-se em um projeto coletivo, inserindo-se nas trocas entre os atores sociais que produzem as representações sociais em determinados territórios (SAYAD, 2000). Uma vez entendida como um processo social e coletivo, a migração pode ser integrada e operacionalizada formalmente a partir de um sistema de posições (FAWCETT, 1989; KRITZ; ZLOTNIK, 1992).

A teoria dos sistemas de migração fundamentalmente pressupõe que a migração altera historicamente as condições sociais, culturais, econômicas e institucionais tanto na origem quanto no destino (DE HAAS, 2010). Seu *framework* analítico considera o mercado de trabalho, a cultura da migração, as redes sociais e espaciais, os fatores de causalção cumulativa, a hierarquia funcional do sistema-mundo e a transição das mobilidades (melhorias tecnológicas de comunicação e transporte, massificação dos deslocamentos internacionais, globalização,

⁵ O *Bracero Program* foi um acordo bilateral de trabalho entre México e EUA com o fornecimento de mão de obra para a agricultura nos EUA, com a particularidade de que os agenciadores/recrutadores de trabalhadores eram regulamentados por agências governamentais dos dois países. Mais detalhes em <<http://braceroarchive.org/about>>.

integração global, dinamismo de curtas distâncias, circulação, etc.) (FAWCETT, 1989; KRITZ; ZLOTNIK, 1992).

De Haas (2010) destaca que a teoria dos sistemas de migração está intimamente relacionada aos pressupostos teóricos da análise de redes sociais. E tal associação permite admitir que o sistema da migração pode ser operacionalizado por meio de modelos de redes sociais (MASSEY et al., 1987, 1993). São as redes de interações sociais cotidianas que potencializam os fluxos migratórios e aumentam a probabilidade da realização de um deslocamento, reduzindo os custos e riscos da migração e influenciando o retorno líquido esperado (TILLY, 1990; FAZITO, 2005).

Nesse sentido, o projeto migratório será desenvolvido a partir de relações cotidianas entre diversos atores sociais posicionados estrategicamente na estrutura social (FAZITO; SOARES, 2010). Para o caso da MGV, as redes sociais que se formaram entre origem e destino contribuíram para que se desenvolvesse ao longo dos anos um sistema de migração estruturado, como observado também em outras regiões brasileiras, por exemplo, os municípios de Criciúma e Goiânia (MARTES, 2000; ASSIS, 2003; FUSCO, 2006). O emigrante retornado é fundamental neste cenário para perpetuação do sistema por meio do suporte social transmitido entre seus pares. Ao retornar, este indivíduo caracteriza-se como um ator dotado de capital social qualificado em relação aos processos migratórios. Dessa forma, ele pode assumir papéis de suporte financeiro, psicológico e de intermediação entre contatos para que migrantes em potencial consigam a retirada de documentos, realização da travessia (legal ou não), moradia e emprego em terras estrangeiras. Além disso, ao ocupar uma posição estrutural privilegiada no sistema da migração, alguns retornados especializam tal suporte, tornando-se agenciadores (*brokers*) da chamada indústria da migração ilegal.

Os emigrantes retornados, além de serem atores fundamentais na operacionalização de um mercado ilegal da migração, também são os maiores responsáveis pela difusão de uma cultura migratória. As remessas enviadas quando eram imigrantes, por um lado, permitiriam combater a pobreza, aumentar o consumo e melhorar o padrão de vida dos que ficaram e, por outro, materializariam o sucesso do projeto migratório para todos os pares que compartilhassem de alguma maneira o sucesso de sua empreitada, afetando diretamente a propensão futura de um indivíduo a migrar. O espraiamento das representações contidas em uma “cultura migratória” associaria a migração internacional e, especialmente, sua concretude na figura do retornado internacional ao sucesso pessoal em que a migração passa a ser percebida “normativamente” como uma alternativa estratégica de sobrevivência quase compulsória, como se a imobilidade estivesse associada ao fracasso (KANDEL; MASSEY, 2002; FAZITO, 2010; DE HAAS, 2006, 2010).

O arcabouço das redes sociais de migração contribui significativamente para compreender as singularidades do processo migratório internacional existente na região. O fácil acesso a um processo de travessia, as informações e recursos transmitidos pelos retornados e o desejo de migrar elevado a um caráter “cultural” expressariam melhor a condição anterior e essencial para a realização de um projeto migratório (KANDEL; MASSEY,

2002). Nessa lógica, a concretização do projeto migratório está associada ao capital social que o migrante em potencial adquire a partir de suas relações entre familiares, amigos, retornados e outras instituições que lhe garantam acesso a recursos e informações, visando a redução de riscos e maximização de ganhos inerentes aos deslocamentos populacionais (TILLY, 1990; LIN, 2001; FAZITO; SOARES, 2010).

A dinâmica migratória na MGTV na década de 2000 e nos dias atuais: contração, manutenção ou expansão?

Aqui procuramos apresentar o quadro demográfico mais imediato e objetivo das trocas migratórias na MGTV ocorridas na década de 2000, em relação à dinâmica intrarregional, interna e internacional, e compará-lo com as tendências observadas nos censos demográficos das últimas décadas.

Nos anos 1940 e 1950 a região de Governador Valadares vivia seu apogeu econômico e recebia muitos trabalhadores do Nordeste brasileiro e regiões vizinhas. Nas duas décadas seguintes, a população continuou crescendo a taxas menores, configurando-se ainda como um território de atração de migrantes, mesmo que no estado de Minas Gerais se percebesse o oposto (SOARES, 2002). A fragilidade econômica do país na década de 1970 e o esgotamento dos veios extrativistas na região refletiram diretamente na configuração migratória da MGTV, intensificando as perdas populacionais. Entre 1970 e 1980 as perdas líquidas internas ultrapassaram 64 mil pessoas, diminuindo para 23 mil, entre 1981 e 1991, e para 14 mil, entre 1991 e 2000 (IBGE, 2002). Tais perdas observadas a partir dos censos demográficos dizem respeito à mobilidade dentro da circunscrição nacional. Soares (2002) aponta que a aparente contração do saldo migratório pode ter influência direta da emigração internacional não captada pelos dados censitários.

A tendência decrescente das perdas líquidas internas observadas nas últimas décadas na região em relação à dinâmica interna não se manteve entre 2000 e 2010. Registrou-se, nessa década, uma perda líquida em torno de 18 mil pessoas, mantendo-se a tendência histórica dos deslocamentos. Por um lado, Belo Horizonte, Ipatinga e Teófilo Otoni foram os principais municípios que cederam população à MGTV; por outro, os maiores centros receptores de cidadãos da região foram aqueles que formam as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Grande Vitória e a região do Vale do Aço (IBGE, 2011).

O balanço populacional entre imigrantes e emigrantes da MGTV, no quinquênio 2005/2010, obtido por meio de dados de data fixa, apresentou um saldo migratório negativo de 9.505 pessoas. Já para o primeiro quinquênio (2000/2005), utilizando informações sobre lugar e duração de última residência, os volumes de migrantes apontaram uma diferença negativa de 8.316 habitantes na MGTV (IBGE, 2011).

A composição dos fluxos migratórios sumarizada na Tabela 1 reforça uma característica comum nos estudos de migração laboral em que predominam nos deslocamentos aqueles indivíduos jovens em idade produtiva. Aparentemente, os significativos saldos negativos

nos grupos etários entre 20 e 39 anos podem estar relacionados a uma economia local estagnada e à consequente falta de oportunidades no mercado de trabalho.

TABELA 1
Imigrantes e emigrantes (1) internos, por sexo, segundo grupos etários
Microrregião de Governador Valadares – 2005/2010

Grupos etários (em anos)	Imigrantes			Emigrantes			Saldo migratório		
	Homens	Mulheres	Total	Homens	Mulheres	Total	Homens	Mulheres	Total
5 a 9	908	859	1.767	1.276	1.165	2.441	-368	-306	-674
10 a 14	887	856	1.743	1.175	1.322	2.497	-288	-466	-754
15 a 19	905	1.119	2.024	1.447	1.598	3.045	-542	-479	-1.021
20 a 24	1.029	1.077	2.106	1.867	2.320	4.187	-838	-1243	-2.081
25 a 29	1.027	1.242	2.269	1.496	1.984	3.480	-469	-742	-1.211
30 a 34	961	875	1.836	1.456	1.565	3.021	-495	-690	-1.185
35 a 39	785	832	1.617	1.102	1.232	2.334	-317	-400	-717
40 a 44	563	603	1.166	922	740	1.662	-359	-137	-496
45 a 49	417	488	905	571	515	1.086	-154	-27	-181
50 a 54	389	282	671	380	630	1.010	9	-348	-339
55 a 59	168	277	445	373	324	697	-205	-47	-252
60 a 64	205	168	373	210	308	518	-5	-140	-145
65 a 69	157	156	313	235	251	486	-78	-95	-173
70 a 74	129	85	214	103	170	273	26	-85	-59
75 a 79	76	59	135	134	72	206	-58	-13	-71
80 ou mais	54	171	225	154	217	371	-100	-46	-146
Total	8.660	9.149	17.809	12.901	14.413	27.314	-4.241	-5.264	-9.505

Fonte: IBGE. Censo Demográfico 2010.

(1) Dados de data fixa.

A superioridade feminina nos deslocamentos internos, apontada na Tabela 1, apresentou uma distribuição relativa compatível com a observada nas últimas décadas. De fato, a composição etária e por sexo verificada no último quinquênio na MGV sugere que a dinâmica interna na década de 2000 manteve-se de acordo com o padrão histórico da região, permanecendo inclusive as regiões mais significativas de origem e destino dos migrantes.

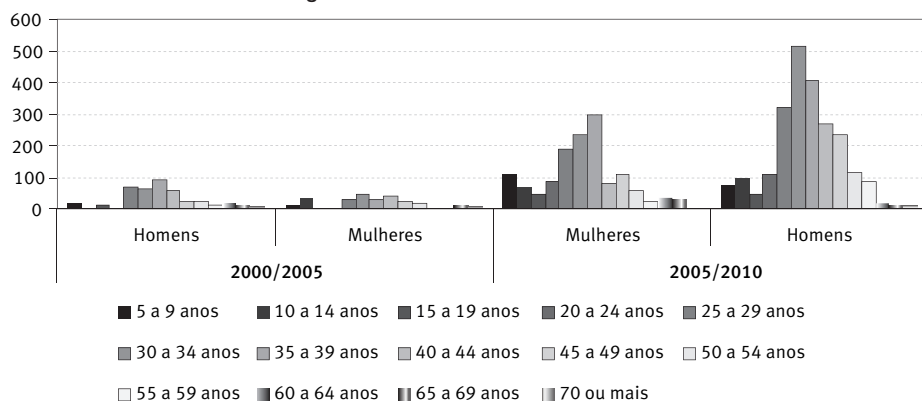
Durante os anos 2000 ocorreram eventos críticos nos EUA que exerceram impacto direto sobre o fluxo de migrantes internacionais valadarenses, em especial sobre a comunidade de imigrantes brasileiros residentes nos EUA. Um primeiro evento refere-se ao aumento da fiscalização americana junto aos imigrantes irregulares após o atentado de 11 de setembro de 2001, o que dificultou a permanência de diversos indivíduos que mantinham uma condição irregular no país e levou a uma política de deportações em massa entre 2004 e 2005 pelo governo norte-americano (FAZITO; SOARES, 2014). Já o segundo evento refere-se à forte crise econômica que se instalou nos EUA na segunda metade da década, afetando diretamente o crédito e os investimentos dos migrantes.

Então, aparentemente, tanto o endurecimento da fiscalização de migrantes quanto a crise econômica americana podem ter contribuído para um fluxo maior de retornados no segundo quinquênio. A MGV recebeu cerca de cinco mil pessoas que migraram de outro país

durante a década de 2000, sendo que 16,7% destes deslocamentos ocorreram no primeiro quinquênio e 83,4% no segundo. Os Estados Unidos e Portugal, justamente os países com maior estoque de imigrantes brasileiros oriundos da MGV, foram aqueles com maior participação no envio de migrantes, com, respectivamente, 75,9% e 14,7% (IBGE, 2011).

Apesar de as entradas de migrantes de outros países na MGV terem sido significativamente maiores no segundo quinquênio, é importante destacar o diferencial de idade entre retornados e estrangeiros. Cerca de 80% dos estrangeiros (646 indivíduos) possuíam até 15 anos de idade, sugerindo que muitos destes sejam efeitos indiretos da migração, ou seja, filhos dos emigrantes brasileiros que ora retornam com sua família constituída em outras terras. O Gráfico 1 mostra os diferenciais por sexo e idade com os dados de migração de última etapa para imigrantes internacionais da MGV, estrangeiros e retornados, desagregados por quinquênios.

GRÁFICO 1
Número de imigrantes internacionais, por sexo, segundo grupos etários
Microrregião de Governador Valadares – 2005-2010



Fonte: IBGE. Censo Demográfico 2010.

Outro fator importante é o diferencial de sexo, com a imigração masculina respondendo por 62,5% do total e com picos nos grupos etários compreendidos entre 30 e 39 anos. A partir dos dados disponíveis não é possível afirmar precisamente os motivos pelos quais os migrantes valadarenses retornaram de forma mais concentrada no segundo quinquênio da década de 2000. Entretanto, como a crise americana iniciou-se justamente no setor imobiliário, acreditamos que os trabalhadores brasileiros, principalmente homens, sejam provavelmente os primeiros e os principais afetados por se dedicarem principalmente a atividades profissionais ligadas à construção civil.

A crise econômica americana iniciada em 2006 com o estouro da bolha imobiliária parece ter provocado a queda do fluxo de remessas internacionais dos Estados Unidos para o Brasil até o fim da década. O Boletim do Banco Central do Brasil (2013)⁶ sobre os

⁶ Os boletins financeiros anuais do Banco Central do Brasil podem ser acessados em <<http://www.bcb.gov.br/?boletim>>.

envios de remessas do exterior para manutenção de residentes no Brasil apontam que, de 2006 (USD 1,415 bilhão) a 2010 (USD 634 milhões), o volume de remessas sofreu retrações gradativas anuais. Este declínio afetou diretamente o mercado da microrregião de Governador Valadares devido à significativa contribuição das remessas internacionais na dinâmica econômica da região (SIQUEIRA, 2008). Para uma região que já vivia uma paralisa econômica, esse cenário provocou uma estagnação ainda maior, afetando principalmente os setores imobiliário (especialmente o setor da construção civil), comercial e de prestação de serviços (MARTES; SOARES, 2006).

Numa perspectiva histórica da dinâmica migratória da MG, estimativas produzidas por Soares (2002), para o período 1986-1991, apontam que o volume de emigrantes internacionais que partiram do estado de Minas Gerais para outro país foi em torno de 175 mil indivíduos. Diversos autores indicam que foi nesse período que ocorreu o maior *boom* emigratório internacional na região de Governador Valadares (SALES, 1999; ASSIS, 1999; FUSCO, 2000). As análises de Soares mostram que, naquele quinquênio, 7.113 homens e 5.205 mulheres saíram da MG e foram morar em outro país.

Embora não existam estimativas específicas para a região no período 1991-2000, Garcia (2013), ao produzir análises para todas as regiões brasileiras, mostrou que no quinquênio 1995/2000, em Minas Gerais, cerca de 27 mil indivíduos emigraram para outro país. Apesar da dificuldade de comparação entre os dados dos dois autores que utilizaram o mesmo método, a grande diferença nos resultados entre uma década e outra sugere uma diminuição significativa no fluxo emigratório internacional de brasileiros durante o período.

O Censo Demográfico de 2010 incorporou ao questionário do universo um conjunto de perguntas sobre emigrantes internacionais, que possibilitam uma análise direta das informações referentes a este tipo de deslocamento. Os dados apontaram que, durante a década de 2000, 4.813 cidadãos da região emigraram para o exterior, tendo os Estados Unidos (66%) e Portugal (23%) como os principais destinos (IBGE, 2011). Como já destacado anteriormente, estes dois países são indicados em pesquisas, respectivamente, como rotas principal e secundária dos fluxos regionais (PEREIRA; SIQUEIRA, 2013; SANTOS; PINHO, 2014).

Os dados apurados pelo levantamento pioneiro realizado pelo Censo Demográfico de 2010 sugerem a preservação do fluxo de um significativo volume de emigrantes internacionais a partir da MG. É importante ressaltar que as informações dos emigrantes são coletadas a partir de indivíduos que permaneceram no país e que haviam residido junto ao emigrante e, por isso, há situações que possibilitam a introdução de erros na enumeração, podendo adicionar ou subtrair ao número de emigrantes, isto é, erros por falta ou por excesso (CUNHA, 2012).

Os erros por falta ocorrem em situações de impossibilidade de enumeração dos emigrantes quando, por exemplo, todos os moradores de um domicílio efetivaram a emigração internacional. Por outro lado, os erros por excesso aparecem quando há dupla contagem de emigrantes, como em casos de desmembramento de um domicílio, em que o emigrante

é reportado em cada um dos novos domicílios. É desconhecida a magnitude de tais erros, não sendo possível afirmar que estes tendem a se compensar.

No caso da MG, assume-se principalmente que os dados coletados no Censo 2010 tendem a confirmar a continuidade do fluxo tradicional de migrantes entre origem e destino na década, bem como oferecem uma representação plausível sobre a forma da distribuição destes por países de destino.

Análises produzidas por Soares, Fazito e Farias (2012), com dados coletados em 2010, utilizando o método de ampliação das redes pessoais (*scale-up* e *summation*), buscaram oferecer estimativas do tamanho médio das redes pessoais e, a partir delas, mensurar o tamanho de determinada subpopulação, no caso, os emigrantes internacionais da MG. O total de emigrantes internacionais encontrados correspondeu a 6.642 pessoas que, segundo os autores, correspondem ao “estoque de emigrantes internacionais num período específico, apenas um ano, e leva necessariamente em conta indivíduos que mantêm interações sociais ativas entre origem e destino”, sugerindo que cerca de 2,6% da população da região possui o “raro” atributo de ser emigrante internacional (SOARES; FAZITO; FARIAS, 2012, p. 12).

Apesar de a imigração internacional na região ter apresentado um aumento significativo no segundo quinquênio, apontando para fatores externos que conduziram um significativo movimento de retorno, análises dos dados censitários de forma direta⁷ e indireta⁸ (ver Tabelas 1 e 2 do Apêndice, que contêm estimativas de emigrantes internacionais entre 2000 e 2010 para homens e mulheres, por resíduo) e de pesquisas *in loco* (SOARES; FAZITO; FARIAS, 2012) indicam que a emigração internacional continuou expressiva.

O aspecto mais interessante dessas observações é que os cidadãos da região continuam indo e vindo, mantendo a rede social migratória ativa mesmo em condições aparentemente adversas. As rotas permanecem abertas e ativas, se ajustando constantemente aos contextos local e global da dinâmica econômica e demográfica.

Desse modo, em certo sentido, na década de 2000, o sistema de migração estruturado pelas redes sociais pessoais e institucionais que interconectam os indivíduos num mercado ampliado da migração irregular e a cultura da migração, que se sustenta nas representações sociais históricas das relações estabelecidas entre os Estados Unidos e a região, no fluxo de remessas do emigrado e no estilo de vida do retornado e seus familiares, aparentemente atuaram como importantes mecanismos para preservação e reprodução dos fluxos de emigração internacional na década.

⁷ Análises obtidas por meio da combinação entre os quesitos sobre migração no Censo Demográfico de 2010 (IBGE, 2011).

⁸ A técnica indireta consiste, fundamentalmente, na análise residual produzida pela diferença entre a população observada e a população esperada, sendo que seu resultado corresponde apenas aos saldos migratórios, sem desagregação entre imigrantes e emigrantes. Para o caso de uma microrregião específica, deve-se incluir os diferenciais produzidos pela dinâmica de mobilidade interna no período. Orientações mais detalhadas sobre aplicação da técnica podem ser obtidas nos trabalhos de Soares (2002), Carvalho (1996) e Garcia (2013).

Considerações finais

O pensamento teórico a partir da relação entre migração e desenvolvimento considera que a representatividade do fenômeno da emigração internacional na região de Governador Valadares se explica por diversos fatores. De um lado, a pobreza, os ciclos exploratórios não sustentáveis, a estagnação econômica, a hiperinflação, a crise econômica de 1980 e a reestruturação produtiva seriam fatores dentro do âmbito econômico-funcional que teriam contribuído para o fluxo migratório internacional. De outro, as condições estruturais de estagnação e racionalização dos mercados certamente exerceram pressões migratórias junto aos cidadãos que viviam na região (SOARES, 2002).

Sobretudo, a emigração internacional iniciada no fim dos anos 1960 e consolidada na década de 1980 baseia-se num sistema de migração estruturado composto por redes sociais e instituições que contribuem para a perpetuação do deslocamento. O desenvolvimento da emigração ao longo dos anos alterou a dinâmica econômica interna e fez emergir uma rede social migratória constituída de redes pessoais entre emigrantes, retornados, familiares, agentes e instituições. A ampliação das restrições à travessia impostas pelos Estados Unidos motivou uma adaptação deste sistema, proporcionando o fortalecimento da chamada “indústria da migração ilegal” na região.

A década de 2000 foi marcada pelo aumento da fiscalização dos emigrantes irregulares e pela grande crise financeira do mercado imobiliário nos Estados Unidos. Dados censitários apontaram para um significativo retorno dos migrantes valadarenses e seus filhos, sugerindo que tal movimento tenha sido motivado pelos eventos críticos americanos e pelo novo cenário econômico brasileiro, que proporcionou uma melhora da qualidade de vida de seus cidadãos.

Entretanto, análises a partir de dados censitários, estimativas indiretas e pesquisas *in loco* sugerem também que a emigração de cidadãos da região continuou a ocorrer com relativa força. Em outras palavras, aparentemente, os Estados Unidos continuaram como destino importante e preferencial mesmo tendo passado por uma forte crise global. Dado o contexto singular da região da MG, com as estruturas já estabelecidas (redes sociais, mercado e cultura migratória) e a falta de perspectivas de inserção e mobilidade social em uma região de origem historicamente marcada pela estagnação econômica, é plausível considerar que a população da região poderia ter percebido as “oportunidades” oferecidas pela emigração positivamente, mesmo considerando um cenário internacional “depreciado” em relação a tempos anteriormente vividos.

Se, por um lado, as adversidades ocorridas nos Estados Unidos na década de 2000 impactaram positivamente o retorno dos emigrantes e reduziram o fluxo de remessas, por outro, é provável que não tenham sido capazes de esgotar o sistema migratório e seus mecanismos reticulares já estabelecidos e adaptados ao contexto regional.

Referências

- ASSIS, G. Estar aqui..., estar lá...: uma cartografia da emigração valadarense para os EUA. In: REIS, R. R.; SALES, T. (Org.). **Cenas do Brasil migrante**. São Paulo: Boitempo, 1999. p. 125-166.
- ASSIS, G. De Criciúma para o mundo: os novos fluxos da população brasileira: gênero e rearranjos familiares. In: MARTES, A. C. B.; FLEISCHER, S. (Org.). **Fronteiras cruzadas: etnicidade, gênero e redes sociais**. São Paulo: Paz e Terra, 2003. p. 199-230.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil – Relatório 2013**. Brasília: Departamento Econômico (Depec), 2013. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2013/rel2013p.pdf>>.
- BORJAS, G. J. Economic theory and international migration. **International Migration Review**, v. 23, n. 3, p. 457-485, 1989.
- BREMAN, J. Seasonal migration and co-operative capitalism: the crushing of cane and of labour by the sugar factories of Bardoli, South Gujarat. **Journal of Peasant Studies**, v. 6. n. 2, p. 168-209, 1979.
- CARVALHO, J. A. M. O saldo dos fluxos migratórios internacionais do Brasil na década de 80: uma tentativa de estimação. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 13, n. 1, p. 3-14, 1996.
- CARVALHO, J. A. M.; MAGALHAES, M. V.; GARCIA, R. A.; SOARES, W. Sinuosos caminhos para estimação dos emigrantes internacionais de 1986/1991 e de 1991/1996 e saldos migratórios: os quinquênios entre 1981 e 1996 das Unidades da Federação Brasileira. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, Caxambu, 2000. **Anais...** Rio de Janeiro: Abep, 2000.
- CUNHA, J. M. P. Retratos da mobilidade espacial no Brasil: os censos demográficos como fonte de dados. **Rev. Inter. Mob. Hum**, ano XX, n. 39, p. 29-50, jul./dez. 2012.
- DAVIS, K. Social science approaches to international migration. In: TEITELBAUM, M.; WINTER, J. (Ed.). **Population and resources in western intellectual traditions**. Cambridge: Cambridge University, UK., 1989.
- DE HAAS, H. The social and cultural impacts of international migration on Moroccan sending communities: a review. In: BOS, P. H. F.; FRITSCHY, W. (Ed.). **Morocco and the Netherlands: society, economy, culture**. Amsterdam: VU Publishers, 2006.
- _____. Migration and development: a theoretical perspective. **International Migration Review**, v. 44, n. 1, p. 227-264, 2010.
- EELENS, F.; SPECKMANN, J. D. Recruitment of labor migrants in the middle east. **International Migration Review**, v. 24, n. 90, p. 297-322, 1990.
- ESPINDOLA, H. S. **Sertão do Rio Doce**. Bauru: Edusc, 2005.
- FAWCETT, J. T. Networks, linkages, and migration systems. **International Migration Review**, v. 23, n. 3, p. 671-80, 1989.
- FAZITO, D. **Reflexões sobre os sistemas de migração internacional**: proposta para uma análise estrutural dos mecanismos intermediários. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.
- FAZITO, D.; SOARES, W. Capital social, análise de redes e os mecanismos intermediários do sistema migratório Brasil/EUA. **Revista Geografias**, v. 6, n. 1, p. 27-41, 2010.
- _____. The industry of illegal migration: social network analysis of the Brazil-US migration system. **International Migration**, v. 53, n. 6, p.183-204, 2014.

- FUSCO, W. **Redes sociais na migração internacional: o caso de Governador Valadares**. Dissertação (Mestrado em Sociologia) – Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), Campinas, 2000.
- _____. **Capital cordial: a reciprocidade entre os imigrantes brasileiros nos Estados Unidos**. Tese (Doutorado em Demografia) – Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), Campinas, 2005.
- _____. **Conexão origem-destino: migrantes brasileiros no exterior**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15, Caxambu, 2006. **Anais...** Rio de Janeiro: Abep, 2006.
- FUSCO, W.; SOUCHAUD, S. De volta para casa: a distribuição dos brasileiros retornados do exterior. **Confin**, v. 9, n. 1, 2010.
- GARCIA, R. A. Estimativas dos emigrantes internacionais do Brasil entre 1995 e 2000: uma aplicação do método das razões intercensitárias de sobrevivência. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 30, n. 1, p. 99-123, jan./jun. 2013.
- GERMANI, G. **Sociologia da modernização: estudos teóricos, metodológicos e aplicados a América Latina**. São Paulo: Mestre Jou, 1974.
- GOZA, F. Brazilian immigration to North America. **International Migration Review**, v. 28, n. 1, p. 136-152, 1994.
- GUILMOTO, C. Z.; SANDRON, F. The internal dynamics of migration networks in developing countries. **Population: an English Selection**, v. 13, n. 2, p. 135-164, 2001.
- HARRIS, J. R.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. **The American Economic Review**, v. 60, n. 1, p. 126-142, 1970.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico Brasileiro 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2002.
- _____. **Censo Demográfico Brasileiro 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.
- KANDEL, W.; MASSEY, D. S. The culture of Mexican migration: a theoretical and empirical analysis. **Social Forces**, v. 80, n. 3, p. 981-1004, 2002.
- KRITZ, M.; ZLOTNIK, H. Global interactions: migration systems, processes and policies. In: KRITZ, M. et al. (Ed.). **International migration systems, a global approach**. Oxford: Clarendon, 1992. p. 1-16.
- LEE, E. S. A theory of migration. **Demography**, v. 3, n. 1, p. 47-57, 1966.
- LEWIS, W. A. Economic development with unlimited supplies of labour. **Manchester School of Economic and Social Studies**, v. 22, n. 1, p. 139-91, 1954.
- LIN, N. **Social capital**. A theory of social structure and action. Cambridge: Cambridge University Press, 2001.
- MABOGUNJE, A. L. Systems approach to a theory of rural-urban migration. **Geographical Analysis**, v. 2, n. 1, p. 1-18, 1970.
- MARGOLIS, M. **Little Brazil: imigrantes brasileiros em Nova York**. Campinas: Papirus, 1994.
- MARTES, A. C. B. **Brasileiros nos Estados Unidos: um estudo sobre imigrantes em Massachusetts**. São Paulo: Paz e Terra, 2000.
- MARTES, A. C. B.; SOARES, W. Remessas de recursos dos imigrantes. **Estudos Avançados**, v. 20, n. 57, p. 41-54, 2006.
- MASSEY, D. S. Social structure, household strategies, and the cumulative causation of migration. **Population Index**, v. 56, n. 1, p. 3-26, 1990.

MASSEY, D. S. et al. **Return to Aztlan, the social process of international migration from Western Mexico**. Berkeley: University of California, 1987.

_____. Theories of international migration: a review and appraisal. **Population and Development Review**, v. 19, n. 3, p. 431-466, 1993.

PATARRA, N. L.; BAENINGER, R. Migrações internacionais recentes: o caso do Brasil. In: PATARRA, N. L. (Org.). **Emigração e imigração internacionais no Brasil contemporâneo**. São Paulo: FNUAP, 1995. p. 79-87.

PEREIRA, S.; SIQUEIRA, S. Migração, retorno e circularidade: evidência da Europa e Estados Unidos. **Revista Interdisciplinar da Mobilidade Humana – REMHu**, v. 21, n. 41, p. 117-138, 2013.

PIORE, M. **Birds of passage: migrant labor in industrial societies**. Cambridge: Cambridge University Press, 1979.

RAVENSTEIN, E. G. The laws of migration. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 48, n. 1, p. 167-227, 1885.

_____. The laws of migration. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 52, n. 1, p. 214-301, 1889.

SALES, T. **Brasileiros longe de casa**. São Paulo: Cortez, 1999.

SANTOS, M.; PINHO, F. A emigração portuguesa em contexto de crise econômica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 19, Águas de Lindóia, 2014. **Anais...** Rio de Janeiro: Abep, 2014.

SAYAD, A. O retorno: elemento constitutivo da condição do migrante. **Revista Travessia**, v. 13, n. 1, p. 7-32, 2000.

SINGER, P. Migrações internas: considerações teóricas sobre o seu estado. In: MOURA, H. A. (Org.). **Migração interna, textos selecionados**. Fortaleza: BNB/Entene, 1980, 1976. p. 211-244.

SIQUEIRA, S. **Migrantes e empreendimentos na microrregião de Governador Valadares: sonhos e frustrações no retorno**. Tese (Doutorado em Sociologia e Política) – Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.

_____. Migracion y las distintas formas de retorno al suelo natal. Una perspectiva transnacional. In: SIMPOSIO INTERNACIONAL NUEVOS RETOS DEL TRANSNACIONALISMO EN EL ESTUDIO DE LAS MIGRACIONES, Barcelona, 2008. **Anais...** Barcelona: Gedime, 2008.

SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. **The Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 80-93, 1962.

SKELDON, R. **Migration and development: a global perspective**. Essex: Longman, 1997.

SINGHANETRA-RENARD, A. The mobilization of labour migrants in Thailand: personal links and facilitating networks. In: KRITZ, M. et al. (Ed.). **International migration systems, a global approach**. Oxford: Clarendon, 1992. p. 190-204.

SOARES, W. **Da metáfora à substância: redes sociais, redes migratórias e migração nacional e internacional em Valadares e Ipatinga**. 2002. 344 f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2002.

SOARES, W.; FAZITO, D.; FARIA, S. D. Do método para estimar o tamanho médio das redes pessoais e o tamanho de populações difíceis de contar. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 29, n. 1, p. 101-115, jan./jun. 2012.

SOUSA, L.; DIAS, C. A. Microrregião de Governador Valadares: a busca de uma identidade territorial para uma região em crise. In: SEMINÁRIO DE ECONOMIA MINEIRA, 13, Diamantina, 2010. **Anais...** Belo Horizonte: Cedeplar-UFMG, 2010.

STARK, O.; BLOOM, D. E. The new economics of labor migration. **The American Economic Review**, v. 75, n. 2, p. 173-178, 1985.

STARK, O.; TAYLOR, J. E. Relative deprivation and international migration. **Demography**, v. 26, n. 1, p. 1-14, 1989.

TILLY, C. Transplanted networks. In: YANS-MCLAUGHLIN, V. (Org.). **Immigration reconsidered: history, sociology, and politics**. London, New York: Oxford University, 1990.

TODARO, M. P. A model of labor migration and urban unemployment in less-developed countries. **American Economic Review**. v. 59, n. 1, p. 138-48, 1969.

WALLERSTEIN, I. **The modern world system i, capitalist agriculture and the origins of the European world economy in the sixteenth century**. New York: Academic Press, 1974.

WOOD, C. H. Equilibrium and historical-structural perspectives on migration. **International Migration Review**, v. 16, n. 2, p. 298-319, 1982.

ZELINSKY, W. The hypothesis of the mobility transition. **Geographical Review**, v. 61, n. 1, p. 219-49, 1971.

Sobre os autores

Leonardo Gomes de Sousa é doutor em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG).

Dimitri Fazito é doutor em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). Professor adjunto do Departamento de Sociologia da UFMG.

Endereço para correspondência

Leonardo Gomes de Sousa

Faculdade de Ciências Econômicas
Departamento de Demografia, Universidade Federal de Minas Gerais
Av. Antônio Carlos, 6.627 – *campus* Pampulha
31270-901 – Belo Horizonte-MG, Brasil

Dimitri Fazito

Faculdade de Ciências Econômicas
Departamento de Sociologia, Universidade Federal de Minas Gerais
Av. Antônio Carlos, 6.627 – *campus* Pampulha
31270-901 – Belo Horizonte-MG, Brasil

Abstract

A study on the dynamics of international migration between the Governador Valadares Microregion and the United States, 2000-2010

The microregion of Governador Valadares (MGV) is the most representative Brazilian regional area regarding out-migration of Brazilians to the United States. However, in the 2000 decade, new and adverse global changes that economically would affect both the origin and destination settings implying in a probable reduction or even a complete interruption of out-migration flows. This paper aims to analyze the hypothesis that, even in an apparent adverse scenario, international out-migration continued with considerable intensity during the first half of the 2000 decade. The formation of the international out-migration flows from the MGV to the USA and its adherence to the migration theories was analyzed, and also provided an empirical investigation considering the stocks and flows of international migrants within the Brazil-USA migration system. The results show that in the 2000's the structured migration system, based and reinforced by the personal migration networks in the region, exerted a considerable force towards the regulation of the out-migration flows.

Keywords: International migration. United States. Governador Valadares microregion.

Resumen

Un estudio sobre los aspectos de la dinámica de la migración internacional entre la microrregión de Governador Valadares y Estados Unidos, 2000-2010

La microrregión de Governador Valadares (MGV) es la más representativa en el ámbito de la emigración internacional de los brasileños a los Estados Unidos. Sin embargo en la primera década del siglo XXI nuevos y adversos cambios globales que económicamente podrían afectar ambos las regiones de origen y destino de los migrantes, probablemente conducirían a una disminución o hasta un estancamiento del flujo de migrantes. Este artículo busca analizar la hipótesis de que, incluso en un escenario aparentemente adverso, la migración continuó en la región con fuerza considerable durante los primeros años de la década de 2000. Para esto, se procuro entender cómo se ha configurado el estado de la migración internacional hacia Estados Unidos desde Governador Valadares y su adherencia explicativa con las teorías de la migración, así como la verificación objetiva de los volúmenes y flujos de migrantes que figuran en el sistema migratorio. Se observó que entre 2000 y 2010 el sistema de migración estructurado, basado y reforzado por las redes sociales personales ejerció fuerza considerable en la regulación del flujo emigratorio.

Palabras clave: Migración internacional. EEUU. Microrregión de Governador Valadares.

APÊNDICE

Estimação de saldo migratório internacional por residência

TABELA 1
Saldo migratório internacional de homens por residência, segundo grupos etários
Microrregião de Governador Valadares – 2000/2010

Grupos etários (em anos)	Pop. 2000 recenseada	Razão de sobrevivência quinquenal (2002.5)	Pop. 2005 esperada	Saldo migratório interno (2000-2005)	Imigrantes e retornados internacionais 2000-2005	Pop. 2005 fechada reconstituída	Razão de sobrevivência quinquenal (2007.5)	Pop. 2005 esperada	Saldo migratório interno (2005-2010)	Imigrantes e retornados internacionais 2005-2010	Pop. 2010 fechada reconstituída	Pop. 2010 recenseada	Saldo migratório internacional por residuo
0 a 4	19.062	0,96860	-	-	-	-	0,97959	-	-	-	-	14.626	-
5 a 9	19.644	0,99751	18.463	-317	77	18.223	0,99745	-	-368	204	-	17.019	-
10 a 14	21.127	0,99747	19.595	-154	39	19.480	0,99821	18.177	-288	136	18.025	20.014	1.989
15 a 19	22.086	0,99463	21.074	-195	43	20.922	0,99718	19.445	-542	64	18.967	19.015	48
20 a 24	18.320	0,98930	21.967	-428	0	21.539	0,99120	20.863	-838	121	20.146	17.437	-2.709
25 a 29	14.198	0,98526	18.124	-434	69	17.759	0,98738	21.349	-469	318	21.198	16.318	-4.880
30 a 34	13.712	0,98203	13.989	-675	63	13.377	0,98595	17.535	-495	514	17.554	14.987	-2.567
35 a 39	13.298	0,97744	13.466	-466	96	13.096	0,98337	13.189	-317	409	13.281	13.276	-5
40 a 44	11.102	0,97074	12.998	-204	60	12.854	0,97904	12.878	-359	268	12.787	13.396	609
45 a 49	9.112	0,96108	10.777	-481	38	10.334	0,97174	12.585	-154	235	12.666	12.423	-243
50 a 54	7.395	0,94742	8.757	-201	22	8.578	0,96216	10.042	9	117	10.168	10.463	295
55 a 59	6.256	0,92574	7.006	-191	12	6.827	0,94767	8.253	-205	97	8.145	8.553	408
60 a 64	5.619	0,89887	5.791	-52	42	5.781	0,93022	6.470	-5	18	6.483	6.709	226
65 a 69	4.650	0,85752	5.051	-24	13	5.040	0,90380	5.378	-78	10	5.310	5.385	75
70 a 74	3.279	0,79553	3.987	-20	0	3.967	0,86073	4.555	26	9	4.590	4.404	-186
75 a 79	2.063	0,71670	2.609	1	0	2.610	0,80156	3.415	-71	5	3.349	3.135	-214
80 ou mais	2.061	-	2.509	-33	7	2.483	-	3.333	-122	0	3.211	3.123	-88
	192.984		-3.874	581				-4.276	2.525		200.283		-7.242

Fonte: IBGE (Microdados), Censo Demográfico 2000 e 2010; Tábua de Mortalidade Cedeplar-UFMG, padrão Minas Gerais ajustado para a MGV entre 2000 e 2010.

TABELA 2
Saldo migratório internacional de mulheres por resíduo, segundo grupos etários
Microregião de Governador Valadares – 2000/2010

Grupos etários (em anos)	Pop. 2000 recenseada	Razão de sobrevivência quinquenal (2002.5)	Pop. 2005 esperada	Saldo migratório interno (2000-2005)	Imigrantes e retornados internacionais 2000-2005	Pop. 2005 fechada reconstituída	Razão de sobrevivência quinquenal (2007.5)	Pop. 2005 esperada	Saldo migratório interno (2005-2010)	Imigrantes e retornados internacionais 2005-2010	Pop. 2010 fechada reconstituída	Pop. 2010 recenseada	Saldo migratório internacional por resíduo
0 a 4	18.621	0,97694	-	-	-	-	0,98407	-	-	-	-	14.334	-
5 a 9	19.021	0,99825	18.192	-202	50	18.040	0,99788	-	-306	202	-	16.098	-
10 a 14	20.502	0,99842	18.988	-187	41	18.842	0,99861	18.040	-466	102	17.676	19.289	1.613
15 a 19	21.679	0,99760	20.470	-89	3	20.384	0,99834	18.842	-479	83	18.446	19.080	634
20 a 24	18.889	0,99657	21.627	-588	0	21.039	0,99739	20.384	-1243	94	19.235	18.091	-1.144
25 a 29	15.786	0,99534	18.824	-615	28	18.237	0,99645	21.039	-742	218	20.515	17.380	-3.135
30 a 34	15.317	0,99349	15.712	-866	47	14.893	0,99533	18.237	-690	235	17.782	16.511	-1.271
35 a 39	14.523	0,99075	15.217	-499	31	14.749	0,99337	14.893	-400	311	14.804	15.091	287
40 a 44	12.282	0,98694	14.389	-349	38	14.078	0,99055	14.749	-137	78	14.690	14.912	222
45 a 49	10.429	0,98115	12.122	-278	21	11.865	0,98608	14.078	-27	107	14.158	13.600	-558
50 a 54	8.633	0,97324	10.232	-292	17	9.957	0,98052	11.865	-348	56	11.573	11.889	316
55 a 59	7.521	0,96121	8.402	-191	0	8.211	0,97187	9.957	-47	21	9.931	10.018	87
60 a 64	6.567	0,94409	7.229	-49	0	7.180	0,96097	8.211	-140	33	8.104	8.138	34
65 a 69	5.425	0,91505	6.200	-20	10	6.190	0,94180	7.180	-95	30	7.115	6.882	-233
70 a 74	3.694	0,87078	4.964	-128	7	4.843	0,91121	6.190	-85	0	6.105	5.497	-608
75 a 79	2.397	0,80346	3.217	-59	0	3.158	0,86286	4.843	-13	0	4.830	4.095	-735
80 ou mais	2.790	-	3.321	-30	0	3.291	-	3.158	-86	0	3.072	4.508	1.436
	204.076			-4.442	293				-5.304	1.570		215.413	-2.088

Fonte: IBGE (Microdados), Censo Demográfico 2000 e 2010. Tábua de Mortalidade Cedeplar-UFMG padrão Minas Gerais ajustado para a MGv entre 2000 e 2010.

Recebido para publicação em 15/01/2016
 Recomendado para publicação em 04/12/2016
 Aceito para publicação em 21/12/2016

Envelhecimento populacional e gastos com internação do SUS: uma análise realizada para o Brasil entre 2000 e 2010

Cristiano Sathler dos Reis*

Kenya Noronha**

Simone Wajnman***

A população mundial vem experimentando um processo gradativo de envelhecimento de sua estrutura etária, em função da queda acentuada da fecundidade e da mortalidade nas últimas décadas. Esse processo, que está em curso em praticamente todos os países do mundo, traz à tona a preocupação com o crescimento das despesas em saúde. O objetivo do presente artigo é avaliar o efeito das mudanças da estrutura etária nos gastos com internação do Sistema Único de Saúde do Brasil. Para tanto, foi realizada uma decomposição dos gastos em saúde, utilizando o método Tchoe e Nam, adaptado para a realidade do caso brasileiro. A decomposição também é feita considerando três grupos de doenças: infecciosas e parasitárias, neoplasias e circulatórias. Os dados são provenientes do Sistema de Informações Hospitalares (SIH-SUS). De forma geral, os resultados encontrados mostram a importância da variação na estrutura etária (envelhecimento populacional) nos gastos das internações hospitalares do SUS entre 2000 e 2010, principalmente para os grupos de doenças associados a uma população mais envelhecida, doenças circulatórias e neoplasia.

Palavras-chave: Envelhecimento populacional. Gastos com internação. Decomposição.

* Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte-MG, Brasil (cristiano.sathler@gmail.com).

** Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte-MG, Brasil (knoronha@cedeplar.ufmg.br).

*** Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte-MG, Brasil (simonewajnman@gmail.com).

Introdução

A população mundial vem experimentando um processo gradativo de envelhecimento de sua estrutura etária, em função da queda da fecundidade e da mortalidade. O segmento de idosos (60 anos ou mais) no mundo alcançou 770 milhões de pessoas em 2010, cerca de 11% da população. Esse contingente deve chegar a 1 bilhão em 2020 (aproximadamente 13% da população mundial), dos quais 20% residirão em países em desenvolvimento (U.S. CENSUS BUREAU, 2010).

No Brasil, a partir de 1940, houve uma queda significativa das taxas de mortalidade, enquanto a fecundidade se manteve inalterada, resultando em uma população jovem e com altas taxas de crescimento (CHAIMOWICZ, 1997). Desde o final da década de 1960, a fecundidade passou a cair vertiginosamente, sobretudo nos grupos populacionais com maior renda e nas áreas urbanas das regiões mais desenvolvidas do país (CARVALHO; WONG, 2008). Os resultados do Censo Demográfico de 2010 indicam que a taxa de fecundidade total (TFT), que representa o número médio de filhos que uma mulher teria ao final do período reprodutivo, era de aproximadamente 1,9 filho por mulher no país, contra 2,9 em 1991 e 6,2 filhos em 1940 (IBGE, 2001, 2011). Essa diminuição da taxa de fecundidade determinou um rápido processo de envelhecimento da população brasileira.

O processo de transição demográfica é caracterizado por uma redução da população jovem e aumento daquela pertencente aos grupos etários mais avançados. No Brasil, a participação de crianças de 0 a 14 anos na população total diminuiu entre 2000 e 2010 (de 29,6% para 24,1%), enquanto a dos grupos mais velhos aumentou. A população de 65 anos ou mais passou de 3,1%, em 1970, para 7,4%, em 2010, ou seja, quase dobrou (IBGE, 2011), e estima-se que esse percentual alcançará 24% em 2050 (IBGE, 2013). Esse processo vem sendo observado em decorrência, principalmente, de quedas acentuadas das taxas de fecundidade observadas nas últimas décadas no país.

De acordo com o IBGE (2011), o índice de envelhecimento da população, conforme demonstram as projeções, deve continuar sofrendo transformações nas próximas décadas. Em 1980, para cada grupo de 100 crianças de 0 a 14 anos, havia apenas 10,5 idosos de 65 anos ou mais de idade no país. Ao longo das décadas, este índice sofreu variações positivas, passando de 13,9, em 1991, para 19,8, em 2000, e para 30,7 idosos em 2010. As projeções sugerem ganhos ainda mais consideráveis no índice de envelhecimento brasileiro após a virada do milênio, devendo alcançar um patamar de 47,7 em 2020, 76,4 em 2030, 113,2 em 2040 e 160,90 em 2050 (IBGE, 2013).

Simultaneamente a essas mudanças, observa-se no país um processo de transição epidemiológica que, de acordo com Omran (1971), engloba três mudanças básicas: substituição das doenças transmissíveis por doenças não transmissíveis e causas externas; deslocamento da carga de morbi-mortalidade dos grupos mais jovens para os grupos mais idosos; e transformação de uma situação em que predomina a mortalidade para outra na qual a morbidade é dominante (OMRAN, 1971).

Tais alterações modificam significativamente o perfil de saúde da população, com impactos importantes sobre os gastos com saúde. Ao contrário de processos agudos que se resolvem rapidamente por meio da cura ou do óbito, tornam-se predominantes as doenças crônicas em decorrência do envelhecimento populacional, que muitas vezes significam vários anos de utilização do serviço de saúde, como medicamentos, consultas médicas, internações de longa duração, resultando em maiores gastos (WONG; CARVALHO, 2006). Além disso, o tratamento dessas doenças exige a utilização de serviços de maior complexidade, com alto nível tecnológico (BILGEL; TRAN, 2013).

O aumento dos gastos em saúde, observado tanto em países desenvolvidos como naqueles em desenvolvimento, tem atraído considerável atenção dos gestores de políticas públicas e de pesquisadores da área de saúde. Os fatores determinantes desse crescimento têm sido amplamente explorados na literatura internacional (HITIRIS; POSNETT, 1992; SMITH; HEFFLER; FREELAND, 2000; CUTLER; MEARA, 2001; XUKE; SAKSENAE HOLLY, 2011) e nacional (SILVESTRE, 2001; KILSZTAJN et al., 2002; NUNES, 2003; BERENSTEIN; WAJNMAN, 2008). De maneira geral, o envelhecimento populacional vem se destacando entre as variáveis que explicam o aumento destes gastos.

O consumo de cuidados com a saúde não é uniformemente distribuído ao longo do ciclo de vida dos indivíduos. A curva de custo médio em função da idade apresenta um formato de “U”, sendo mais alto entre as crianças e idosos e menor para a população jovem. Normalmente, a taxa de utilização dos serviços de saúde é mais elevada para os indivíduos com idade superior a 65 anos (RICHARDSON; ROBERTSON, 1999; MILLER, 2001; ARISTE; CAR, 2002; IOM, 2008).

O maior gasto com serviços de saúde entre os idosos está associado ao perfil de morbidade deste grupo populacional, caracterizado pela maior prevalência de doenças crônico-degenerativas. Além disso, as taxas de internação para grupos idosos são mais elevadas. Esse grupo populacional tem maior probabilidade de ser internado, consumindo mais serviços de saúde (GLENNERSTER; MATSAGANIS, 1994; RECHEL et al., 2009), e apresenta custos médios de internações mais altos quando comparado com os grupos mais jovens (RUBIO, 1990). Assim, como estas doenças estão diretamente relacionadas com a idade e o estilo de vida, a composição demográfica de uma população torna-se um aspecto central para a análise dos gastos com saúde de uma sociedade (POL; THOMAS, 2000).

Além do envelhecimento, outros fatores relacionados a esse processo também contribuem para aumentar os gastos com saúde, tais como mudanças tecnológicas (FUCHS, 1998), nível de renda (NEWHOUSE, 1977) e proximidade à morte (LUBITZ; PRIHODA, 1984). Muito embora o objetivo desse artigo seja apenas avaliar em que medida mudanças na estrutura etária afetam os gastos com saúde, é importante salientar que parte desse efeito pode estar associada à interação desses fatores com o envelhecimento e gastos com saúde (HITIRIS; POSNETT, 1992; DI MATTEO, 2005). Ignorar essa relação e a contribuição desses fatores para explicar as mudanças observadas nos gastos pode sobre-estimar o efeito do processo de envelhecimento populacional. Sociedades mais

envelhecidas, em geral, apresentam nível de renda e de desenvolvimento econômico mais elevado e, conseqüentemente, maior propensão para incorporação de novas tecnologias no setor de saúde (WIENER; TILLY, 2002; DAVIS et al., 2007). Ademais, evidências empíricas têm salientado a importância da proximidade à morte na determinação dos gastos com saúde (LUBITZ; RILEY, 1993; HIMSWORTH; GOLDACRE, 1999). Quanto mais próximo à morte, maiores são os gastos com saúde. Como a taxa de mortalidade é mais elevada entre os idosos, o maior nível de gastos neste segmento populacional pode estar mais associado à proximidade à morte do que à idade propriamente dita (BREYER; FELDER, 2006; BERENSTEIN, 2009).

O presente estudo pretende investigar o efeito das mudanças demográficas sobre os gastos de internação do Sistema Único de Saúde do Brasil, por meio do método de decomposição desenvolvido por Tchoe e Nam (2010), o qual permite decompor a diferença dos gastos totais de internação entre dois anos em quatro efeitos: preço (medido pela variação dos gastos médios por idade); taxa (calculada pela variação das taxas de internação por idade); composição etária (definida pela alteração da estrutura etária); e mudança do tamanho populacional.

A análise de decomposição é realizada para o Brasil entre 2000 e 2010. A decomposição é conduzida para o total de internações e para três grupos distintos de doenças: neoplasias, doenças do aparelho circulatório e doenças infecciosas e parasitárias. As duas primeiras estão associadas a populações mais envelhecidas enquanto as doenças infecciosas e parasitárias relacionam-se a grupos mais jovens (LIMA-COSTA et al., 2000; LUNA, 2002; OMRAN, 2005; LIMA-COSTA; MATOS, 2008).

Metodologia

Base de dados

A principal fonte de informações utilizada neste estudo é o Sistema de Informações Hospitalares (SIH), que contém registros administrativos da Autorização de Internação Hospitalar (AIH) do Sistema Único de Saúde (SUS). Os registros são disponibilizados pelo Ministério da Saúde, sendo processados e consolidados pelo departamento de informática do SUS (Datusus). O SIH fornece informações sobre o número e o valor total das internações, que estão disponibilizadas segundo diferentes atributos, tais como ano, município de residência e de realização da internação, tipo de procedimento realizado, grupos de doença da CID, sexo e idade. Além do SIH, são também utilizados dados do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que fornece o total da população por sexo e grupo etário em cada ano analisado.

A análise compreende o período de 2000 a 2010. As informações das AIH estão disponíveis a partir de 1995 e somente em 1998 os procedimentos passaram a ser codificados segundo a 10ª revisão da CID. Com isso, ao restringir a análise a partir de 2000, evitamos

fazer a compatibilização entre a 9ª e a 10ª classificação de doenças, o que poderia comprometer a análise histórica. Além disso, as informações sobre a população estudada estão disponíveis para 2000 e 2010, anos da realização do Censo Demográfico no país, o que torna possível a estimação mais acurada das taxas de internação, dispensando o uso de estimativas populacionais.

Para a realização da decomposição entre 2000 e 2010, os valores dos gastos com internação para 2010 são deflacionados com base no Índice Nacional de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), tendo como base o ano de 2000. Os resultados são estimados, primeiro, considerando homens e mulheres conjuntamente e, depois, desagregando por sexo. As internações por parto e gravidez são excluídas da análise devido à grande concentração desse tipo de internação entre mulheres na faixa etária de 15 a 49 anos, podendo sobre-estimar o efeito da estrutura etária (PINHEIRO et al., 2002; NUNES, 2002; KILSZTAJN et al., 2002; BERENSTEIN; WAJNMAN, 2008).

A cada internação realizada no âmbito do SUS é preenchida uma AIH, que é composta por diversas informações referentes às internações, como identificação e qualificação do paciente, procedimentos, exames e atos médicos realizados, diagnóstico, valores incorridos, entre outros. As unidades hospitalares do SUS enviam aos gestores municipais, por meio da AIH, as informações das internações efetuadas. Estes dados são processadas no Datasus, gerando os créditos referentes aos serviços prestados. O SIH é considerado uma relevante fonte de informações, com registros sistemáticos mensais desagregados por indivíduos e hospitais, além de fornecer subsídios tanto para o planejamento e gestão de pesquisas epidemiológicas (estudos de mortalidade/morbidade, prevenção e promoção à saúde, avaliação da qualidade dos serviços), quanto para fiscalização e auditoria do Ministério da Saúde (MARINHO; MORENE; CAVALINI, 2001; SÁ, 2006; BERENSTEIN; WAJNMAN, 2008).

Por considerar apenas internações hospitalares, a análise realizada nesse estudo se restringe aos serviços de maior complexidade, que em geral estão associados a pacientes cujo estado de saúde é mais grave (BERENSTEIN; WAJNMAN, 2008). Ademais, a fonte de dados utilizada compreende informações sobre as internações hospitalares financiadas pelo SUS, excluindo as que são financiadas pelo setor privado. No entanto, essa restrição não compromete a amplitude e a relevância das conclusões obtidas por esse trabalho, uma vez que as internações do SUS possuem grande representatividade no número de internações do país e consomem mais da metade do montante de recursos destinados à saúde (BOGUE; HALL; LA FORGIA, 2007; RODRIGUES, 2010; PAIM et al., 2011; RODRIGUES; AFONSO, 2012). Segundo dados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013, as internações do SUS representam cerca de 66% de todas as internações do país (IBGE, 2013).

Uma dificuldade das informações provenientes do SIH-SUS decorre da possibilidade de o preenchimento das AIH ser feito de forma incorreta ou incompleta, seja por falta de treinamento do profissional que o realiza, seja pela existência de tentativas de fraude ao SUS (dupla cobrança de procedimentos, alteração de dados sobre o paciente internado, entre outros). Dessa forma, a qualidade dos registros pode estar comprometida. No

entanto, diversos estudos realizados em diferentes localidades no país têm mostrado que as informações, especialmente aquelas relacionadas ao diagnóstico principal, apresentam grau elevado de confiabilidade. Veras e Martins (1994) verificaram para o Rio de Janeiro, em 1986, que os dados relacionados ao diagnóstico principal podem ser utilizados com uma confiabilidade de mais de 80%. Estudo semelhante de Mathias e Soboll (1998), para o Município de Maringá (PR) em 1992, mostra que a utilização do banco de dados da AIH possui uma confiabilidade satisfatória para diagnósticos mais frequentes na população. Escosteguy et al. (2002), analisando como diagnóstico principal o infarto agudo do miocárdio no Município do Rio de Janeiro em 1997, revelam que a maior limitação foi o elevado sub-registro do diagnóstico secundário da AIH.

A qualidade do SIH vem se aperfeiçoando a cada ano, com melhorias técnicas que identificam e corrigem tais distorções. Assim, estudos realizados com essa fonte de dados possuem grande poder explicativo sobre as condições relacionadas às internações hospitalares realizadas pelo SUS (MARINHO; MORENE; CAVALINI, 2001; RODRIGUES, 2010).

Definição das variáveis

As variáveis utilizadas para a realização da análise de decomposição são o gasto médio de internação, taxa de internação e população total. As equações (1) e (2) definem algebricamente cada um desses indicadores. Tais medidas são calculadas por grupos etários quinquenais, sexo, ano e pelos três grupos de doenças.

As internações são classificadas por grupos etários quinquenais, com o primeiro sendo definido apenas pelos indivíduos menores de um ano e o último por aqueles com 80 anos e mais. Para os grupos de doença, as internações foram classificadas de acordo com a metodologia proposta pela CID-10 tal como disponibilizado pelo Datasus.

As informações sobre gasto total e número de internações fornecidas pelo SIH-SUS podem ser obtidas por município de residência ou de ocorrência da internação. Dado que é utilizada como referência a população residente, são consideradas as internações por município de residência.

A taxa de internação é definida pela razão entre o número de internações hospitalares e o total da população para cada grupo etário quinquenal i :

$$TI_i = \frac{N_i}{P_i} \quad (1)$$

Onde:

TI_i = taxa internação hospitalar para o grupo etário quinquenal i ;

N_i = número de internações para o grupo etário quinquenal i ;

P_i = população total em cada grupo etário quinquenal i .

Ressalta-se que, como os gastos analisados referem-se às internações ocorridas no setor público cujo acesso é universal, optou-se por utilizar a população total como *proxy* da população potencialmente coberta pelo SUS.

A equação (2) define o gasto médio de internação (GM) em um dado grupo etário quinquenal i . De acordo com essa equação, o GM é igual ao gasto total da internação sobre o número total de internações:

$$GM_i = \frac{GT_i}{N_i} \quad (2)$$

Onde:

GM_i = gasto médio de internação para o grupo etário quinquenal i ;

GT_i = gasto total das internações para o grupo etário quinquenal i ;

N_i = número de internações para o grupo etário quinquenal i ;

O gasto total das internações (GT) é constituído pela soma do valor total das AIH e compreende os gastos incorridos com todos os serviços relativos a cada internação hospitalar, tais como serviços profissionais, serviços auxiliares de diagnose e terapia, gastos com recém-nascidos, órtese e prótese, tomografias e ressonância magnética, transfusão de sangue, transplantes, analgesia obstétrica e de pediatria.

Método

A metodologia de análise baseia-se no método proposto por Tchoe e Nam (2010), adaptado para a realidade do caso brasileiro. O método consiste na decomposição da diferença dos gastos hospitalares entre dois pontos no tempo. Neste artigo, foram considerados os anos de 2000 e 2010. Esse método permite a identificação de quatro componentes que explicam a trajetória dos gastos com internações no período de análise: variação de preço obtido a partir da variação dos gastos médios (efeito-preço); variação na taxa de internação (efeito-taxa); mudança na estrutura etária (efeito composição etária ou efeito envelhecimento); e crescimento populacional.

Com essa análise, é possível verificar o quanto do crescimento dos gastos hospitalares entre 2000 e 2010 é explicado por cada um desses componentes. O exercício é realizado para a população total e por sexo, considerando o total das internações e desagregando por grupos de doenças. Para facilitar o entendimento e a descrição da análise de decomposição, a exposição dos procedimentos metodológicos é feita para o total das internações e sem distinguir por sexo. A aplicação da análise por grupos de doenças e por sexo é direta.

O ponto de partida da análise de decomposição é definir o gasto total com internação da seguinte forma:

$$GT = \sum_{i=0}^{80+} P_i \times TI_i \times GM_i \quad (3)$$

Onde:

GT = gasto total com internação;

P_i = população total em cada grupo etário quinquenal i ;

TI_i = taxa de internação para o grupo etário quinquenal i conforme definido pela equação (1);

GM_i = gasto médio com internação para o grupo etário quinquenal i conforme definido pela equação (2).

Dessa maneira, a variação dos gastos com internação entre 2000 e 2010 pode ser definida da seguinte forma:

$$\Delta GT = \sum_{i=0}^{80+} \Delta P_i \times \Delta TI_i \times \Delta GM_i \tag{4}$$

Onde:

$\Delta GT = GT^{10} - GT^{00}$ representa a variação do gasto total entre 2010 (10) e 2000 (00);

$\Delta GM_i = GM_i^{10} - GM_i^{00}$ representa a variação do gasto médio no grupo etário i entre 2010 (10) e 2000 (00).

$\Delta TI_i = TI_i^{10} - TI_i^{00}$ representa a variação da taxa de internação no grupo etário i entre 2010 (10) e 2000 (00).

$\Delta P_i = P_i^{10} - P_i^{00}$ representa a variação do tamanho populacional no grupo etário i entre 2010 (10) e 2000 (00).

A variação do gasto médio com internação (ΔGM) e da taxa de internação (ΔTI) é determinada tanto pelo envelhecimento populacional – que eleva o peso relativo dos grupos etários de maior gasto médio – como também por outros fatores – que alteram os gastos médios em cada grupo etário, tais como mudanças tecnológicas e crescimento econômico (TCHOE; NAM, 2010). Neste artigo, o objetivo é entender em que medida o envelhecimento da estrutura etária explica a variação dos gastos totais (GT) com internação. Para a realização dessa análise, é necessário, portanto, isolar o efeito da mudança na estrutura etária presente nos dois componentes da variação do gasto total (ΔGM e ΔTI) observada entre 2000 e 2010. As equações (5) e (6) decompõem a variação na taxa de internação (ΔTI) e no gasto médio (ΔGM) em dois componentes, de forma a isolar esse efeito:

$$\Delta TI = \Delta EE^{TI} \times \Delta TI^a \tag{5}$$

$$\Delta GM = \Delta EE^{GM} \times \Delta GM^a \tag{6}$$

Onde:

ΔEE^{TI} = mudança na estrutura etária incidindo sobre as taxas de internação por grupos de idade entre 2000 e 2010;

ΔTI^a = variação da taxa de internação ajustada entre 2000 e 2010;

ΔEE^{GM} = mudança na estrutura etária incidindo sobre os gastos médios com internação por grupos de idade entre 2000 e 2010;

ΔGM^a = variação do gasto médio com internação ajustado entre 2000 e 2010.

As mudanças no gasto médio ajustado (ΔGM^a) e na taxa de internação ajustada (ΔTI^a) entre os dois anos analisados referem-se à variação das taxas e gastos médios dos quais se expurgam o efeito de composição da estrutura etária. Esses dois componentes correspondem ao efeito preço e efeito taxa, respectivamente.

As variáveis ΔEE^{TI} e ΔEE^{GM} representam o efeito da alteração na estrutura etária (envelhecimento populacional) entre dois pontos no tempo (2000 e 2010) sobre as taxas de internação e sobre os gastos médios. Substituindo as equações (5) e (6) em (4), temos:

$$\Delta GT = \sum_{i=0}^{80+} \Delta P_i \times (\Delta EE_i^{TI} \times \Delta TI_i^a) \times (\Delta EE_i^{GM} \times \Delta GM_i^a) \tag{7}$$

A taxa de variação do gasto total é obtida utilizando-se o logaritmo natural de cada componente da equação (7), que permite identificar os quatro componentes da análise de decomposição proposta. Os termos ΔGM^a (efeito preço) e ΔTI^a (efeito taxa) correspondem à parcela da variação total dos gastos entre 2000 e 2010 que se deve à mudança no gasto médio e na taxa de internação, respectivamente, expurgados os efeitos da mudança na composição etária. O termo ΔP_i refere-se à parcela explicada pelo crescimento populacional. Finalmente, o termo ΔEE representa a parcela da variação no gasto total explicada pelo efeito de mudanças da composição etária (envelhecimento populacional). Este componente ΔEE corresponde à soma do efeito do envelhecimento populacional sobre a taxa de internação ΔEE^{TI} e sobre o gasto médio ΔEE^{GM} . A distinção do efeito da estrutura etária sobre dois componentes (taxa de internação e gasto médio) é importante, pois os perfis etários da taxa de internação e do gasto médio por idade são diferenciados e, portanto, a mudança da estrutura etária afeta cada um desses componentes de forma distinta.¹

O efeito do envelhecimento populacional na taxa de internação (ΔEE^{TI}) é estimado conforme definido pela equação (8):

$$\Delta EE^{TI} = \frac{\sum_{i=0}^{80+} P_i^{10} \times \frac{P^{00}}{P^{10}} \times TI_i^{00}}{\sum_{i=0}^{80+} P_i^{00} \times TI_i^{00}} \quad (8)$$

Essa equação mostra em quanto a taxa de internação se alteraria devido apenas a mudanças na estrutura etária da população (envelhecimento populacional). Como pode ser observado, esse efeito controla pelo crescimento populacional ($\frac{P^{00}}{P^{10}}$) e mantém constante a taxa de internação no nível observado em 2000. De forma análoga, o efeito de mudança da estrutura etária nos gastos médios é estimado da seguinte maneira:

$$\Delta EE^{GM} = \frac{\sum_{i=0}^{80+} TI_i^{10} \times \frac{TI^{00}}{TI^{10}} \times GM_i^{00}}{\sum_{i=0}^{80+} TI_i^{00} \times GM_i^{00}} \quad (9)$$

Nesse caso, mantém-se constante o gasto médio no nível observado em 2000 e mensura-se a variação desses gastos decorrente apenas de mudanças na estrutura etária da taxa de internação.

O efeito taxa (ΔTI^a) e o efeito preço (ΔGM^a) são obtidos com base nas informações das variações na taxa de internação (ΔTI) e no gasto médio (ΔGM), e do efeito da mudança na estrutura etária (ΔED^{TI} e ΔED^{GM}), como definido pelas equações (5) e (6), respectivamente.

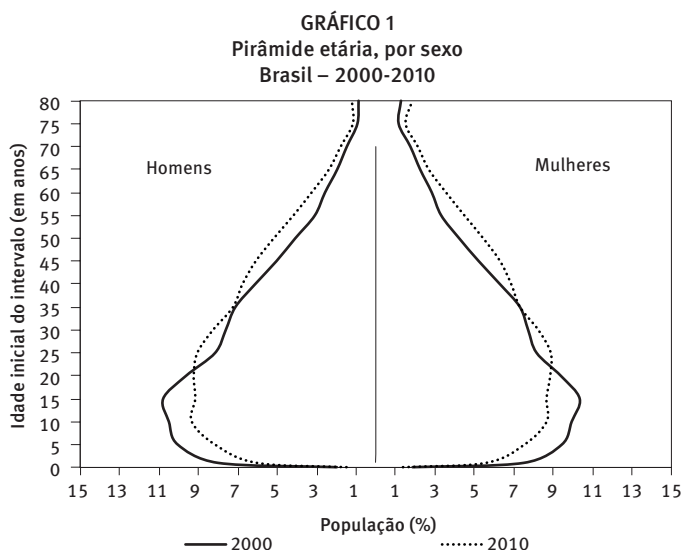
¹ A probabilidade de os indivíduos se internarem depende de sua condição de saúde e da oferta de serviços para seu tratamento. Os gastos médios com saúde, por sua vez, são afetados tanto por esses fatores como também pelo conteúdo tecnológico do cuidado provido e a forma como os serviços são precificados no mercado.

Resultados

Análise descritiva

Essa seção descreve o comportamento dos três componentes da decomposição dos gastos de internação hospitalar (população, taxa de internação e gasto médio de internação) para 2000 e 2010. A análise é realizada para o total de internações.

O Gráfico 1 mostra a distribuição da população brasileira por grupos quinquenais de idade para 2000 e 2010. Ao longo dos dez anos, houve mudança na forma das curvas que representam a estrutura etária da população. Em ambos os sexos, a proporção de jovens se reduziu com o concomitante aumento da participação de idosos.



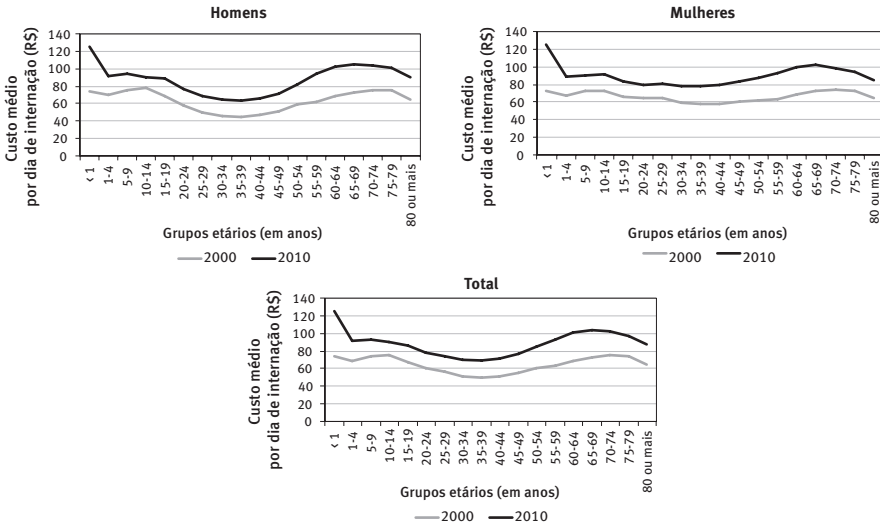
Fonte: IBGE. Censos Demográficos 2000 e 2010.

O Gráfico 2 apresenta informações sobre o gasto médio por internação em 2000 e 2010, para homens, mulheres e total, segundo grupos de idades. Observa-se que o comportamento do gasto médio por internação é similar para as três desagregações. Os gastos médios foram altos para o grupo com menos de um ano de idade, reduziram-se para as faixas etárias subsequentes (1 a 4 até 10 a 14 anos) e aumentaram a partir dos 15 anos, passando a função de gasto a apresentar um formato de “U” invertido e crescendo até alcançar 69 anos. Entre os indivíduos acima de 70 anos, os gastos passam a apresentar trajetória descendente.

Esse comportamento do gasto médio é observado em outros estudos (RUBIO, 1990; LIMA-COSTA; BARRETO; GIATTI, 2003; LOYOLA-FILHO et al., 2004). Uma provável explicação para o decréscimo dos gastos médios é a redução da eficácia de determinados procedimentos mais onerosos para as pessoas pertencentes aos grupos etários mais velhos, que, teoricamente, responderiam menos ao tratamento, já que possuem condição de saúde mais frágil (NUNES, 2004). Entre os dois anos de análise, foi observada uma distribuição do gasto médio total por

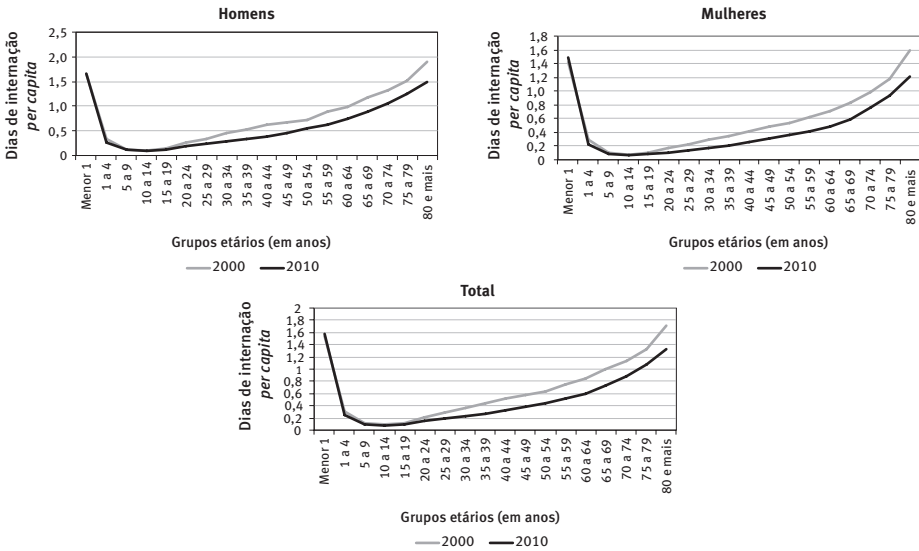
internação muito similar. No entanto, para todos os grupos etários, o gasto médio por internação em 2010 foi maior em relação a 2000, principalmente para as faixas de idade extremas.

GRÁFICO 2
Gasto médio total por dia de internação para homens, mulheres e total da população, segundo grupos etários
Brasil – 2000-2010



Fonte: Ministério da Saúde. Sistema de Informações Hospitalares – SIH (Datusus); IBGE. Censos Demográficos 2000 e 2010.

GRÁFICO 3
Taxas de internação para homens, mulheres e total da população, segundo grupos etários
Brasil – 2000-2010



Fonte: Ministério da Saúde. Sistema de Informações Hospitalares – SIH (Datusus); IBGE. Censos Demográficos 2000 e 2010.

O Gráfico 3 apresenta informações sobre as taxas de internações. Independentemente do sexo analisado, as taxas são nitidamente mais elevadas para os grupos etários extremos, assumindo um formato de “U”, em conformidade com o observado na literatura existente (KILSZTAJN et al., 2002; NUNES, 2004; RIBEIRO, 2005). Para ambos os sexos, verifica-se que as taxas de internações para 2010 são menores em todos os grupos etários em relação a 2000.

Análise de decomposição

A Tabela 1 traz a decomposição do gasto de internação hospitalar entre 2000 e 2010 para ambos os sexos e total de internação, segundo três grupos de doenças: infecciosas e parasitárias, neoplasias e doenças do aparelho circulatório. De forma geral, todas as decomposições realizadas tiveram um crescimento dos gastos com internação no período 2000-2010.

A decomposição dos gastos com internação para o total das internações demonstra uma participação significativa do efeito preço e da composição etária. De acordo com a Tabela 1, o efeito preço respondeu por 63,4% para o sexo masculino, 63,6% para o feminino e 64,7% para o total da população. Já o efeito composição etária contribuiu para o crescimento dos gastos hospitalares principalmente para mulheres (77%), seguidas pelo total da população (61,2%) e homens (50,7%). Por outro lado, a análise para o total das internações evidencia uma contribuição negativa do efeito taxa para explicar as diferenças nos gastos de internação hospitalar entre os dois anos. Esse comportamento é resultado da queda das taxas de internação entre 2000 e 2010, conforme mostra o Gráfico 3.

A contribuição de cada componente para explicar as diferenças no gasto com internação hospitalar depende do grupo de doença analisado. No caso das neoplasias, o maior responsável para explicar a diferença nos gastos totais entre os dois anos foi o efeito composição etária (32,1%), seguido pelo efeito taxa (31,5%). Para os homens, a principal proporção da diferença atribuída foi o efeito taxa (42,9%), enquanto para as mulheres foi o efeito composição etária (36,3%).

Para as doenças do aparelho circulatório, o efeito composição etária respondeu pela maior parte do crescimento dos gastos com internação, contribuindo com 80,9% para o sexo masculino, 122,9% para o feminino e 97,3% para o total. Assim como na decomposição para o total de internações, o efeito taxa foi negativo para todas as decomposições das doenças do aparelho circulatório. Observa-se que esse efeito taxa negativo ocorre apenas para esse grupo de doenças, afetando o efeito taxa total. A queda das taxas de internação total pode ser explicada, em grande parte, pela redução das internações por doenças do aparelho circulatório entre 2000 e 2010.

A análise de decomposição para as doenças infecciosas e parasitárias demonstra a importância do efeito preço, resultado da variação do gasto médio entre 2000 e 2010, contribuindo, em grande parte, para o crescimento dos gastos em saúde em todas as

decomposições. Por outro lado, o efeito composição etária foi responsável por um aumento insignificante desse crescimento, sendo de apenas 1% para o sexo masculino, 3,4% para o feminino e 2,1% para o total da população. Esse resultado sugere neutralidade do envelhecimento populacional com relação às internações por essa causa de doença. Isso ocorre porque, para esse grupo de morbidade, a taxa de internação e os gastos médios são, em geral, mais elevados nos grupos de idade extremos (crianças e idosos). Dessa forma, o envelhecimento populacional, ao reduzir a proporção de crianças e elevar a de idosos, produz efeitos que tendem a se compensar.

TABELA 1
Decomposição dos gastos de internação, por grupos de doenças, segundo sexo e componentes
Brasil – 2000-2010

Sexo e componentes	Total	Neoplasias	Doenças do aparelho circulatório	Infecciosas e parasitárias
Homens				
Crescimento populacional	45,3	15,8	30,3	26,1
Composição etária total	61,2	28,5	86,4	9,5
Composição etária – efeito taxa	34,5	21,5	55,8	-0,02
Composição etária – efeito preço	26,7	7,01	30,6	9,5
Dias de internação <i>per capita</i> ajustado (efeito taxa)	-126,2	22,1	-62,1	-25,0
Custo por dia de internação ajustado (efeito preço)	119,6	33,5	45,4	89,5
Total (%)	100,0	100,0	100,0	100,0
Mulheres				
Crescimento populacional	59,6	24,4	47,5	24,4
Composição etária total	91,7	34,9	148,8	10,7
Composição etária – efeito taxa	45,5	28,9	83,3	-3,7
Composição etária – efeito preço	46,2	6,0	65,5	14,3
Dias de internação <i>per capita</i> ajustado (efeito taxa)	-168,3	-1,9	-138,2	0,9
Custo por dia de internação ajustado (efeito preço)	117,0	42,5	41,9	64,1
Total (%)	100,0	100,0	100,0	100,0
Total				
Crescimento populacional	51,4	19,8	36,8	25,4
Composição etária total	73,3	31,4	110,0	10,0
Composição etária – efeito taxa	38,8	25,1	66,2	-1,8
Composição etária – efeito preço	34,5	6,2	43,7	11,8
Dias de internação <i>per capita</i> ajustado (efeito taxa)	-143,5	11,3	-91,6	-12,9
Custo por dia de internação ajustado (efeito preço)	118,7	37,6	44,8	77,6
Total (%)	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Ministério da Saúde. Sistema de Informações Hospitalares – SIH (Datusus); IBGE. Censos Demográficos 2000 e 2010.

Discussão

Os resultados de decomposição encontrados no presente estudo mostram a importância da variação na estrutura etária nos gastos das internações hospitalares do SUS, entre 2000 e 2010, exceto para o grupo de doenças infecciosas e parasitárias. Para o total de

internações, o efeito composição etária foi responsável por 61,2% dos aumentos dos gastos com internações. Ao analisar a decomposição total por sexo, o efeito da composição etária contribuiu com 50,7% e 77% dos gastos com internações realizadas entre os homens e mulheres, respectivamente.

Esses resultados diferem daqueles encontrados por Berenstein e Wajnman (2008), Tchoe e Nam (2010) e Dunn, Liebman e Shapiro (2012). Berenstein e Wajnman (2008) realizaram a decomposição considerando as diferenças nos gastos com internações em Curitiba e Belém para pacientes do sexo masculino em 2004. O efeito composição etária (dado pela variação da estrutura etária) foi responsável por apenas 12,7% da diferença dos gastos com internação, uma vez que as estruturas etárias são bem semelhantes entre as capitais. Tchoe e Nam (2010), em estudo realizado para a Coreia do Sul entre 1991 e 2003, observaram que o efeito composição etária contribuiu com menos de 10%. Dunn, Liebman e Shapiro (2012), em estudo realizado para os EUA, também encontraram uma pequena contribuição do efeito composição etária para explicar as diferenças nos gastos hospitalares entre 2003 e 2007. A variação do efeito composição etária entre os três estudos pode ser resultado de variações de métodos aplicados, contextos, períodos analisados e regiões distintas, composição etária e padrões epidemiológicos diferentes para cada análise de decomposição.

A análise das taxas de internação no Brasil mostra uma queda acentuada entre 2000 e 2010, evidenciada na análise de decomposição dos gastos para o total de internações, já que o efeito taxa foi negativo para o total da população e para ambos os sexos. A redução das taxas de internação pode ser justificada pela diminuição do número de leitos observada nos últimos anos, pelo estabelecimento de cotas mensais de internação e pelas políticas de saúde adotadas recentemente no Brasil focalizando a atenção primária (RODRIGUES, 2010; CARNEIRO et al., 2013; BERENSTEIN, 2005; BERENSTEIN; WAJNMAN, 2008). Segundo dados do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), o Brasil contava, em 2005, com um total de 375.600 leitos hospitalares, passando para 327.600 leitos em 2012, uma redução de 12,8%. Além disso, como forma de conter o crescimento nos custos de serviços hospitalares, foram adotadas cotas de internação no país. A partir de 1994, a quantidade de AIH autorizadas foi limitada em 10% da população de cada localidade, ocorrendo decréscimos ao longo dos anos: em 1995, o limite máximo de AIH passou para 9% e, em 2002, foi fixado em 8,7% (RODRIGUES, 2010). Segundo Neto et al. (2008), as restrições orçamentárias explicam boa parte da retração das taxas de internações, dadas as mudanças na legislação que definiram novos parâmetros de distribuição das AIH.

Com relação às mudanças nas políticas de saúde, observa-se que o Ministério da Saúde tem focado seus esforços na ampliação do cuidado primário. Tais esforços têm sido notados, principalmente, desde a implementação em 1994 da Estratégia de Saúde da Família (ESF), que tem como objetivo melhorar o acesso da população ao cuidado da atenção primária, com ênfase no cuidado preventivo, em detrimento da lógica hospitalocêntrica até então experimentada no país (CASTRO; TRAVASSOS; CARVALHO, 2005; PAIM, 2008; MENDES,

2009; CONASS, 2011; ANDRADE et al., 2013). O foco no cuidado preventivo tende a reduzir complicações e agudizações relacionadas a doenças crônicas, tais como hipertensão arterial e diabetes, contribuindo para diminuir a demanda por internações hospitalares e serviços de maior complexidade (MENDES, 2009). Segundo dados do Ministério da Saúde, a cobertura populacional da Equipe de Saúde da Família aumentou de 6,6%, em 1998, para 52,2%, em 2010. O número de equipes da Saúde da Família era de 0,3 por mil habitantes em 1994 e chegou a 31,6 por mil em 2010. Essa forte expansão apresenta impacto significativo no acesso e uso da atenção primária em saúde, com potencial de reduzir as internações por condições sensíveis à atenção primária (ICSAP) (MACINKO et al., 2011; BOING et al., 2012).

Existem evidências empíricas mostrando a importância da cobertura da ESF para a redução das ICSAP no Brasil (MACINKO; GUANAIS; SOUZA, 2003; CAMPOS; THEME-FILHA, 2012; RASELLA et al., 2014). Ceccon, Meneghel e Viecili (2014) avaliam as ICSAP e a cobertura populacional da ESF no Brasil entre 1998 e 2006. Segundo os autores, ficam evidentes os decréscimos das ICSAP no Brasil, corroborando com pesquisas realizadas em outros países, em que foi apontada relação entre a redução das ICSAP e a ampliação da atenção primária (CAMINAL et al., 2004; SANCHEZ et al., 2008). Em outro estudo regional, Rodrigues-Bastos et al. (2014) observam uma queda significativa dessa taxa de internações em Minas Gerais, passando de 20,75 para 14,92 internações por mil habitantes, entre 2000 e 2010. Segundo os autores, as taxas de internação por hipertensão arterial, asma e diabetes sofreram a maior retração no período estudado.

A análise do gasto médio para o total de internações revela crescimento entre 2000 e 2010 para todos os grupos etários, principalmente entre os jovens e idosos. Esse resultado vai ao encontro da análise de decomposição, já que o efeito preço teve importante contribuição, respondendo por 63,4% para o sexo masculino, 63,6% para o feminino e 64,7% para o total da população. O crescimento dos gastos médios hospitalares, entre 2000 e 2010, pode ser em decorrência da incorporação de novas tecnologias em produtos, procedimento e práticas clínicas (CUTLER; MCCLELLAN, 2001; CHERNEW; NEWHOUSE, 2011). A incorporação de novas tecnologias, em geral, substitui tratamentos padrões por outros mais complexos e permite oferecer tratamento a pacientes que antes não poderiam ser tratados de maneira segura (DAVIS et al., 2007). Além disso, há um aumento na demanda de pacientes e provedores por essa inovação e, conseqüentemente, um maior gasto em saúde (WEISBROD, 1991).

A análise por grupos de doenças revela resultados importantes. Para os dois grupos de doenças associados a uma população mais envelhecida – neoplasias e doenças do aparelho circulatório –, o efeito composição etária foi o principal responsável pelo crescimento nos gastos hospitalares do SUS. Por outro lado, causas de morbi-mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias, que possuem maior prevalência em locais no início da transição epidemiológica, apresentam pequeno efeito da estrutura etária, respondendo por apenas 1% do aumento dos gastos hospitalares no período de 2000 a 2010 para o sexo masculino, 3,4% para o feminino e 2,1% para o total da população. De forma geral, o efeito preço (dado

pela variação do gasto médio entre 2000 e 2010) é maior para as doenças infecciosas em relação às neoplasias e doenças do aparelho circulatório. A principal razão por essa diferença entre os grupos de doenças analisados, quando se observa o total da população, é que o crescimento dos gastos médios entre 2000 e 2010 foi maior para as doenças infecciosas e parasitárias (42%, passando de R\$ 284,1 para R\$ 405,5) em comparação às doenças do aparelho circulatório (39%, de R\$724,2 para R\$ 1.013,4) e neoplasias (19%, de R\$ 718,5 para R\$ 854,8). Além disso, como dito anteriormente, o efeito composição etária possui uma grande participação para as decomposições das doenças do aparelho circulatório e neoplasias, o que, de certa forma, minimiza o peso do efeito preço.

É importante destacar a proporção negativa da diferença atribuída ao efeito taxa na decomposição dos gastos hospitalares por doenças do aparelho circulatório. Esse efeito taxa negativo é resultado da queda das taxas de internações desse grupo de doenças no período analisado. Em estudo realizado no Paraná entre 2000 e 2011, os resultados sugerem que o aumento da cobertura da Estratégia Saúde da Família foi fator relevante para a diminuição das internações por condições cardiovasculares (LENTSCK; MATHIAS, 2015).

Quando se observa a decomposição do gasto total entre homens e mulheres, notam-se alguns diferenciais importantes. Para a decomposição das doenças do aparelho circulatório e as infecciosas e parasitárias, o efeito taxa é muito menor para mulheres (-123,7) do que para homens (-60,5). A principal razão dessa diferença é a queda mais acentuada da taxa de internação feminina em relação à masculina. Já para as neoplasias, o maior efeito taxa pode ser observado para os homens, resultado da maior queda da taxa de internação masculina entre 2000 e 2010 em relação à feminina. Por fim, as decomposições para as doenças infecciosas e parasitárias possuem um padrão semelhante entre os sexos.

Considerações finais

O objetivo desse trabalho foi analisar a importância do envelhecimento da população para explicar as variações nos gastos de internação pública para o Brasil. Foram realizadas decomposições para avaliar a diferença nos gastos de internação entre 2000 e 2010, para ambos os sexos e para o total da população. A decomposição foi feita considerando o total de internações e desagregando para três grupos distintos de doenças: neoplasias, doenças do aparelho circulatório e doenças infecciosas e parasitárias. Ao decompor o crescimento dos gastos hospitalares em efeito preço, efeito taxa, efeito composição etária e crescimento populacional, verificou-se que o efeito composição etária (envelhecimento populacional) exerce papel determinante nas diferenças de gasto total entre 2000 e 2010, com exceção do grupo de doenças associado a uma população mais jovem – doenças infecciosas e parasitárias. Ainda, o efeito preço também explica de maneira significativa o crescimento dos gastos hospitalares para o total da população e para os grupos de doenças do aparelho circulatório e infecciosas e parasitárias. Dessa forma, o aumento da proporção de idosos poderia gerar um crescimento expressivo nos custos, especialmente para grupos

de doenças que são mais prevalentes nessa faixa de idade, tais como as do aparelho circulatório e neoplasias. Políticas de saúde que foquem em cuidados preventivos e na adoção de tecnologias e procedimentos que reduzem os custos dos tratamentos podem contribuir para conter essa ampliação dos gastos com internação. Além disso, é importante repensar as formas de cuidados para as doenças crônicas, reduzindo o foco nas internações como principal alternativa de tratamento para as pessoas idosas.

Referências

ANDRADE, M. V. et al. Desigualdade socioeconômica no acesso aos serviços de saúde no Brasil: um estudo comparativo entre as regiões brasileiras em 1998 e 2008. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 4, p. 623-645, 2013.

ARISTE, R.; CARR, J. **New considerations on empirical analysis of the determinants of Canadian provincial government health expenditures, 1966-1998**. Canada: Health Demand and Supply Analysis Division, August 2, 2002 (Working paper, n. 02-06).

BERENSTEIN, C. K. **O perfil etário dos custos de internação na saúde pública no Brasil: uma análise para as capitais das regiões metropolitanas do Brasil em 2000**. 2005. 91 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG), Belo Horizonte, 2005.

_____. Os efeitos de idade e proximidade à morte sobre os gastos com internações no SUS: evidências com base no caso de Minas Gerais, 2004/2005. 2009. 95 f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG), Belo Horizonte, 2009.

BERENSTEIN, C. K.; WAJNMAN, S. Efeitos da estrutura etária nos gastos com internação na saúde pública: uma análise de decomposição para duas áreas metropolitanas brasileiras. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 10, p. 2301-2313, outubro 2008.

BILGEL, F.; TRAN, K. C. The determinants of Canadian provincial health expenditures: evidence from dynamic panel. **Applied Economics**, v. 45, n. 2, p. 201-212, 2005.

BOGUE, R. J.; HALL, C. H.; LA FORGIA, G. M. **Hospital governance in Latin America – Results from a four nation survey**. Washington, DC: World Bank, April 2007 (Health, Nutrition and Population Discussion Paper).

BOING, A. F.; VICENZI, R. F.; MAGAJEWSKI, F.; BOING, A. C.; MORETTI-PIRES, R. O.; PERES, K. G.; LINDNER, S. R.; PERES, M. R. Redução das internações por condições sensíveis à atenção primária no Brasil entre 1998-2009. **Revista de Saúde Pública**, v. 46, n. 2, p. 359-366, 2012.

BREYER, F.; FELDER, S. Life expectancy and health care expenditures: a new calculation for Germany using the costs of dying. **Health Policy**, v. 75, n. 2, p.178-186, 2006.

CAMPOS, A. Z.; THEME-FILHA, M. M. Internações por condições sensíveis à atenção primária em Campo Grande, Mato Grosso do Sul, Brasil, 2000 a 2009. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 28, n. 5, p. 845-55, 2012.

CAMINAL, J.; STARFIELD, B.; SANCHEZ, E.; CASANOVA, C.; MORALES, M. The role of primary care in preventing ambulatory care sensitive conditions. **European Journal of Public Health**, v. 14, n. 3, p. 246-51, 2004.

CARNEIRO et al. **Envelhecimento populacional e os desafios para o Sistema de Saúde brasileiro**. São Paulo: Instituto de Estudos de Saúde Suplementar – IESS, 2013.

- CARVALHO, J. A. M.; WONG, L. L. R. A transição da estrutura etária da população brasileira na primeira metade do século XXI. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 24, n. 3, p. 597-605, mar. 2008.
- CASTRO, M. S. M.; TRAVASSOS, C.; CARVALHO, M. S. Efeito da oferta de serviços de saúde no uso de internações hospitalares no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 39, n. 2, p. 277-84, 2005.
- CHAIMOWICZ, F. A saúde dos idosos brasileiros às vésperas do século XXI: problemas, projeções e alternativas. **Revista de Saúde Pública**, v. 31, n. 2, p. 184-200, abr. 1997.
- CONSELHO NACIONAL DE SECRETÁRIOS DE SAÚDE. **Atenção primária e promoção da saúde**. 1. ed. Brasília: Conass, 2011 (Coleção Para Entender a Gestão do SUS).
- CUTLER, D. M.; MEARA, E. The concentration of medical spending: an update. **Themes in the economics of aging**. University of Chicago Press, 2001. p. 217-240.
- DATASUS – Departamento de Informática do SUS. Acesso em: 20 abr. 2013.
- DAVIS, K. et al. **Slowing the growth of U.S. health care expenditures: what are the options?** [S.l.]: The Common Wealth Fund, 2007.
- DI MATTEO, L. The macro determinants of health expenditure in the United States and Canada: assessing the impact of income, age distribution and time. **Health Policy**, v. 71, p. 23-42, 2005.
- DUNN, A.; LIEBMAN, E.; SHAPIRO, A. H. **Decomposing medical-care expenditure growth**. Federal Reserve Bank of San Francisco, November 2012 (Working Paper Series).
- ECOSTEGUY, C. C. et al. O Sistema de Informações Hospitalares e a assistência ao infarto agudo do miocárdio. **Revista de Saúde Pública**, v. 36, n. 4, p. 491-9, 2002.
- FERNANDES, A. A. Envelhecimento e saúde. **Revista Portuguesa de Saúde Pública**, v. 23, n. 2, 2005.
- FUCHS, V. R. **Health care for the elderly: how much? Who will pay for it?** Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 1998 (Working paper, n. 6755).
- GLENNERSTER, H.; MATSAGANIS, M. The English and Swedish care reforms. **International Journal of Health Services**, v. 24, n. 2, p. 232-251, 1994.
- HALL, B. H.; KHAN, B. Adoption of new technology. In: JONES, D. **New economy handbook**. New York: Academic Press, 2002.
- HIMSWORTH, R. L.; GOLDACRE, M. J. Does time spent in hospital in the final 15 years of life increase with age at death? A population based study. **British Medical Journal**, n. 319, p. 1338-1339, Nov. 1999. Disponível em: <<http://www.bmj.com/cgi/reprint/319/7221/1338>>. Acesso em: 23 maio 2013.
- HITIRIS, T.; POSNETT, J. The determinants and effects of health expenditure in developed countries. **Journal of Health Economics**, n. 11, p. 173-181, 1992.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2001.
- _____. **Projeção da população do Brasil por sexo e idade para o período 1980 a 2050 – Revisão 2008**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.
- _____. **Projeção da população do Brasil por sexo e idade para o período 2000 a 2060 – Revisão 2013**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013.
- _____. **Censo Demográfico 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.
- _____. **Pesquisa Nacional de Saúde 2013: percepção do estado de saúde, estilos de vida e doenças crônicas**. Rio de Janeiro: IBGE, 2014.

- IOM – Institute of Medicine. **Retooling for an aging America: building the health care workforce.** Washington, DC: The National Academies Press, 2008.
- KILSZTAJN, S.; ROSSBACH, A.; CAMARA, M. B.; CARMO, M. S. N. Serviços de saúde, gastos e envelhecimento da população brasileira. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13, Ouro Preto, 2002. **Anais...** Belo Horizonte: Abep, 2002 (CD-ROM).
- LIMA-COSTA, M. F. et al. Diagnóstico da situação de saúde da população idosa brasileira: um estudo da mortalidade e das internações hospitalares públicas. **Informe Epidemiológico do SUS**, v. 9, n. 1, p. 23-41, 2000.
- LIMA-COSTA, M. F.; MATOS, D. L. Tendências das condições de saúde e uso de serviços de saúde da população idosa brasileira: 20 anos de Sistema Único de Saúde. **Saúde Brasil 2008: 20 anos de Sistema Único de Saúde (SUS) no Brasil.** Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2009.
- LIMA-COSTA, M. F.; BARRETO, S. M.; GIATTI, L. Condições de saúde, capacidade funcional, uso de serviços de saúde e gastos com medicamentos da população idosa brasileira: um estudo descritivo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. **Cadernos Saúde Pública**, v. 19, n.3, p. 735-743, jun. 2003.
- LENTSCK, M. H.; MATHIAS, T. A. F. Internações por doenças cardiovasculares e a cobertura da estratégia saúde da família. **Rev. Latino-Am. Enfermagem**, v. 23, n. 4, p. 611-9, jul./ago. 2015.
- LOYOLA FILHO, A. I. et al. Causas de internações hospitalares entre idosos brasileiros no âmbito do Sistema Único de Saúde. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 13, n. 4, p. 229-238, dez. 2004.
- LUBITZ, J.; PRIHODA, R. The use and costs of medicare services in the last 2 years of life. **Health Care Financing Review**, v. 5, n. 3, p. 117-131, 1984.
- LUBITZ, J.; RILEY, G. F. Trends in medicare payments in the last year of life. **New England Journal of Medicine**, v. 328, n. 15, p. 1092-1096, 1993.
- LUNA, J. A. A emergência das doenças emergentes e as doenças infecciosas emergentes e reemergentes no Brasil. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 5, n. 3, 2002.
- MACINKO, J.; GUANAIS, F. C.; SOUZA, M. F. M. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. **Journal of Epidemiology & Community Health**, v. 60, n. 1, p. 13-9, 2006.
- MACINKO, J.; OLIVEIRA, V. B.; TURCI, M. A.; GUANAIS, F. C.; BONOLO, P. F.; LIMA-COSTA, M. F. The influence of primary care and hospital supply on ambulatory care-sensitive hospitalizations among adults in Brazil, 1999-2007. **American Journal of Public Health**, v. 101, n. 10, p. 1963-70, 2011. DOI: 10.2105/AJPH.2010.198887.
- MARINHO, A.; MORENE, A. B.; CAVALINI, A. T. **Avaliação descritiva da rede hospitalar do Sistema Único de Saúde (SUS).** Brasília: Ipea, 2001 (Texto para discussão, n. 848).
- MATHIAS, T. A. F.; SOBOLL, M. L. Confiabilidade de diagnósticos nos formulários de autorização de internação hospitalar. **Revista de Saúde Pública**, v. 32, n. 6, p. 526-532, dez. 1998.
- MENDES, E. V. **Uma agenda para a saúde.** 2. ed. São Paulo: Hucitec, 2009.
- MILLER, T. Increasing longevity and medicare expenditures. **Demography**, v. 38, n. 2, p. 215-226, 2001.
- NEWHOUSE, J. P. Medical-care expenditure: a cross-national survey. **The Journal of Human Resources**, v. 12, n. 1, p.115-125, 1977.
- NUNES, A. O envelhecimento populacional e as despesas do Sistema Único de Saúde. In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Os novos idosos brasileiros.** Muito além dos 60? Rio de Janeiro: Ipea, 2004. p. 427-450.

OMRAN, A. R. The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. **Milbank Memorial Fund Quarterly**, v. 49, n. 4, p. 509-538, 1971.

PAIM, J. S. et al. O sistema de saúde brasileiro: história, avanços e desafios. **The Lancet**, Saúde no Brasil. 9 de maio de 2011.

PAIM, J. S. **Reforma sanitária brasileira: contribuição para a compreensão e crítica**. Salvador: EDUFBA; Rio de Janeiro: Editora Fiocruz, 2008.

PINHEIRO, R. S. et al. Gênero, morbidade, acesso e utilização de serviços de saúde no Brasil. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 687-707, 2002.

POL, L. G.; THOMAS, R. K. **The demography of health and health care**. 2. ed. New York: Kluwer Academic; Plenum, 2000.

RASELLA, D.; HARHAY, M. O.; PAMPONET, M. L.; AQUINO, R.; BARRETO, M. L. Impact of primary health care on mortality from heart and cerebrovascular diseases in Brazil: a nationwide analysis of longitudinal data. **BMJ**, v. 349:4014, 2014. DOI:10.1136/bmj.g4014.

RECHEL, B.; DOYLE, Y.; GRUNDY, E.; MCKEE, M. **How can health systems respond to population ageing**. World Health Organization, 2009.

RIBEIRO, M. M. **Utilização de serviços de saúde no Brasil: uma investigação do padrão etário por sexo e cobertura por plano de saúde**. 2005. 86 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG), Belo Horizonte, 2005.

RICHARDSON, J.; ROBERTSON, L. **Ageing and the cost of health services**. West Heidelberg, Australia: Centre for Health Program Evaluation, 1999 (Working paper, n. 90).

RODRIGUES, C. G. **Dinâmica demográfica e internações hospitalares: uma visão prospectiva para o Sistema Único de Saúde (SUS) em Minas Gerais, 2007 a 2050**. Tese (Doutorado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/Face/UFMG), Belo Horizonte, 2010.

RODRIGUES, C. G.; AFONSO, L. E. O efeito do status de sobrevivência sobre gastos com internações hospitalares públicas no Brasil em uma perspectiva temporal. **Estudos Econômicos**, v. 42, n. 3, p. 489-510, jul./set. 2012.

RODRIGUES-BASTOS, R. M.; CAMPOS, E. M. S.; RIBEIRO, L. C.; BASTOS-FILHO, M. G.; BUSTAMENTE-TEIXEIRA, M. T. Internações por condições sensíveis à atenção primária, Minas Gerais, 2000 e 2010. **Revista de Saúde Pública**, v. 48, n. 6, p. 958-967, 2014.

RUBIO, V. O. **La economía en sanidad y medicina: instrumentos y limitaciones**. Barcelona: Euge, 1990.

SÁ, D. A. **Sistemas de informações em saúde**. Departamento de Saúde Suplementar, Aula 4, Julho de 2006.

SANCHEZ, M.; VELLANKY, S.; HERRING, J.; LIANG, J.; JIA, H. Variations in Canadian rates of hospitalization for ambulatory care sensitive conditions. **Healthcare Quarterly**, v. 11, n. 4, p. 20-2, 2008

SESHAMANI, M.; GRAY, A. The impact of ageing on expenditures in the National Health Service. **Age and Ageing**, v. 31, n. 4, p. 287-294, Jul. 2002.

SILVESTRE, J. A. Por uma política pública de saúde para o idoso. In: WONG, L. R. **O envelhecimento da população brasileira e o aumento da longevidade: subsídios para políticas orientadas ao bem estar do idoso**. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2001. p. 79-96.

SMITH, S. D.; HEFFLER, S. D.; FREELAND, M. S. **The impact of technological change on health care cost spending: an evaluation of the literature.** Health Care Financing Administration. July 19, 2000.

THOE, B.; NAM, S. H. Aging risk and health care expenditure in Korea. **International Journal Environmental Research and Public Health**, n. 7, p. 3235-3254, 2010. Doi:10.3390/ijerph7083235.

UNITED STATES CENSUS BUREAU. Department of Commerce, 2010.

VERAS, C. M. T.; MARTINS, M. S. A confiabilidade dos dados nos formulários de Autorização de Internação Hospitalar (AIH), Rio de Janeiro, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 10, n. 3, p. 339-355, jul./set. 1994.

WIENER, J. M.; TILLY, J. Population ageing in the United States of America: implications for public programmes. **International Journal of Epidemiology**, v. 31, n. 4, p. 776-781, 2002.

WONG L. L. R.; CARVALHO, J. A. M. O rápido processo de envelhecimento populacional do Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 23, n. 1, p. 5-26, jan./jun. 2006.

XU, K.; SAKSENA, P.; HOLLY, A. **The determinants of health expenditure: a country-level panel data analysis.** World Health Organization, 2011 (Working paper).

Sobre os autores

Cristiano Sathler dos Reis é formado em Economia pela Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC/MG). Mestre em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). Doutorando em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG).

Kenya V. M. S. Noronha é doutora em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais. Professora associada de Economia e professora do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG).

Simone Wajnman é doutora em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). Professora no Cedeplar/UFMG.

Endereço para correspondência

Cristiano Sathler dos Reis

Rua Carlos Frederico Campos, 205 – Bairro Ouro Preto
31310-400 – Belo Horizonte-MG, Brasil

Kenya V. M. S. Noronha

Faculdade de Ciências Econômicas
Departamento de Economia, Universidade Federal de Minas Gerais
Av. Antônio Carlos, 6.627 – *campus* Pampulha
31270-901 – Belo Horizonte-MG, Brasil

Simone Wajnman

Faculdade de Ciências Econômicas
Departamento de Demografia, Universidade Federal de Minas Gerais
Av. Antônio Carlos, 6.627 – *campus* Pampulha
31270-901 – Belo Horizonte-MG, Brasil

Abstract

Population aging and hospitalization expenses of SUS: an analysis performed for Brazil between 2000 and 2010

The world population is experiencing a gradual process of aging of its age structure, due to the sharp decline in fertility and mortality in recent decades. This process, in course practically in all countries of the world, brings up the concern about health spending growth. The aim of this paper is to evaluate the effect of the changes in the age structure on hospitalization spending of the Sistema Único de Saúde (SUS) in Brazil. To achieve this goal a breakdown of health expenditures was performed using Tchoe and Nam method, adapted to the reality of the Brazilian case. The decomposition is also performed considering three groups of diseases: infectious and parasitic diseases, cancer and circulatory. The data are from the Sistema de Informação Hospitalar (SIH-SUS). In general, the results of the decomposition show the importance of variation in age structure (aging population) on SUS hospitalizations spending between 2000 and 2010, especially for groups of diseases associated with an aging population, such as circulatory diseases and cancer.

Keywords: Aging population. Spending on hospitalization. Breakdown.

Resumen

Envejecimiento de la población y el gasto con la hospitalización del SUS: un análisis para Brasil entre 2000 y 2010

La población mundial está experimentando un proceso gradual de envejecimiento en su estructura de edad, debido a la fuerte caída de la fecundidad y de la mortalidad en las últimas décadas. Este proceso, que ocurre prácticamente en todos los países del mundo, conlleva una gran preocupación por el crecimiento del gasto en salud. El objetivo de este artículo es evaluar el efecto de los cambios en la estructura de edades en el gasto en hospitalización del Sistema Único de Saúde de Brasil. Para lograr este objetivo, el desglose de los gastos en salud se realizó mediante el método Tchoe y Nam, adaptado para el caso de Brasil. La descomposición se hizo teniendo en cuenta tres grupos de enfermedades: infecciosas y parasitarias, cánceres y circulatorias. Los datos proceden del Sistema de Informação Hospitalar (SIH-SUS). En general, los resultados de la descomposición muestran la importancia de la variación en la estructura de edad (envejecimiento de la población) en el gasto de las hospitalizaciones en el SUS entre 2000 y 2010, especialmente para los grupos de enfermedades asociadas con el envejecimiento de la población como es el caso de las enfermedades circulatorias y el cáncer.

Palabras clave: Envejecimiento de la población. Gasto en hospitalización. Desagregación.

Recebido para publicação em 22/05/2016

Recomendado para publicação em 16/11/2016

Aceito para publicação em 04/12/2016

Riesgo de deterioro cognitivo en personas mayores de las subregiones de Antioquia, Colombia*

Angela Segura Cardona**
María Garzón Duque***
Doris Cardona Arango****
Alejandra Segura Cardona*****

En este artículo, se buscó conocer la prevalencia de riesgo de deterioro cognitivo y su relación con factores demográficos, sociales y funcionales en las personas mayores de las subregiones de Antioquia, Colombia. Se trata de un estudio cuantitativo, transversal analítico, con fuente de información primaria. La muestra fue probabilística y se determinó el riesgo de deterioro cognitivo con la escala minimental. Así se encontró que el 83,1% de los mayores presenta algún riesgo de deterioro cognitivo, principalmente las mujeres, y está asociado significativamente con vivir en la subregión del Magdalena Medio y Medellín, tener mayor edad, no tener pareja, no tener escolaridad, tener escasos recursos sociales, no participar en grupos comunitarios, tener mala percepción de la calidad de vida, estar insatisfecho con la salud y tener dependencia funcional para realizar las actividades básicas. Estos resultados permiten orientar los programas de salud pública relacionados con la inclusión de las personas mayores hacia programas educativos, la participación en grupos comunitarios, la tamización constante en los servicios de salud, el fortalecimiento de los recursos sociales y el fomento de la actividad física en la vejez, para lograr un envejecimiento saludable con mejor calidad de vida.

Palabras clave: Adulto mayor. Cognición. Envejecimiento.

* Las investigadoras agradecen a los adultos mayores encuestados, a las dependencias financiadoras, auxiliares, estudiantes y encuestadores que hicieron posible la realización de este proyecto. Este proyecto de investigación fue ejecutado a través de un convenio de asociación entre el Departamento de Antioquia, Secretaría Seccional de Salud y Protección Social de Antioquia y la Universidad CES, Facultad de Medicina (2012cf164156).

** Universidad CES, Medellín, Antioquia, Colombia (asegura@ces.edu.co).

*** Universidad CES, Medellín, Antioquia, Colombia (mgarzon@ces.edu.co).

**** Universidad CES, Medellín, Antioquia, Colombia (dcardona@ces.edu.co).

***** Universidad CES, Medellín, Antioquia, Colombia (alejasegura10@gmail.com).

Introducción

El crecimiento de la población de mayor edad está teniendo un comportamiento más acelerado que los demás grupos de edad, situación que lleva a un rápido envejecimiento poblacional (OMS, 2002). Se observa un aumento en el número de personas adultas mayores que padecen enfermedades mentales, en gran medida relacionadas con la edad, como demencia y depresión (FEDERACIÓN MUNDIAL DE SALUD MENTAL, 1999).

En la población adulta mayor se observa además un deterioro en los procesos psicológicos superiores, que implican la capacidad de atención (SANCHÉZ; PERÉZ, 2008), percepción, inteligencia, memoria de trabajo, praxias y funciones ejecutivas. El deterioro mental tiende a agudizarse por la dificultad de detección oportuna (AGRIGOROEI; LACHMAN, 2011).

En la vejez pueden presentarse una disminución en la precisión y observación de señales y un aumento en la dificultad para discriminar estímulos relevantes e irrelevantes y en la capacidad para atender a dos estímulos simultáneamente (VIVAS; ANDRÉS; CANET, 2011). También puede verse afectada la percepción,¹ principalmente por el deterioro de los órganos sensoriales que comienzan a no percibir adecuadamente los estímulos provenientes del entorno. La inteligencia cristalizada (capacidades, estrategias y conocimientos), que representa el nivel de desarrollo cognitivo alcanzado, se consolida con la edad y no sufre un declive importante con los años, mientras que la inteligencia fluida (capacidad para adaptarse y afrontar situaciones) implica la puesta en marcha de las funciones ejecutivas para generar respuestas alternativas ante situaciones novedosas presenta un declive en la vejez de acuerdo a los recursos con que cuenta cada persona (VIVAS; ANDRÉS; CANET, 2011).

En términos generales, la capacidad de sostener información en la memoria inmediata se mantiene en la vejez. Sin embargo, la capacidad de mantener presentes múltiples datos y manipularlos mentalmente disminuye en cierta medida conforme aumenta la edad (VIVAS; ANDRÉS; CANET, 2011). Algunos trastornos de depresión, de atención, del lenguaje, visuales y auditivos interfieren en el buen funcionamiento de la memoria y en ocasiones pueden simular demencia (BIURRUMUNZUÉ, 2000). Según un estudio realizado en Cuba, estos problemas afectan a la mitad de las personas mayores de 65 años, mientras que la demencia es padecida por el 5% (PÉREZ, 2005). Para evaluar la capacidad cognitiva de los adultos existen instrumentos de medición, rápidos, confiables y validados en el medio (IBARRA; VILLARREAL; SALINAS, 2006), principalmente el *Mini Mental State Examination* (MMSE) (FOLSTEIN; FOLSTEIN; HUGH, 1975).

La población mayor de sesenta años del departamento de Antioquia evidencia un aumento del 68,17%, pasando de 313.328 en el año 1993 a 526.949 en 2005, con una tasa anual de crecimiento del 5,7% (GOBERNACIÓN DE ANTIOQUIA, 2015). El presente estudio tenía como objetivo conocer la prevalencia de riesgo de deterioro cognitivo y su relación

¹ Se toma por percepción la capacidad de recibir, elaborar e interpretar información proveniente del entorno.

con factores demográficos, sociales, económicos y funcionales, en personas mayores de Antioquia, Colombia.

Materiales y métodos

Se presenta aquí un estudio cuantitativo transversal observacional analítico con fuentes primarias de información para el que se capacitaron quince encuestadores para recoger la información, contratados por la Universidad CES de Medellín, Colombia. Para el cálculo de la muestra se tomaron como referencia 671.847 personas de sesenta años y más años que vivían en la zona urbana o en centros rurales poblados de Antioquia, según las proyecciones para el año 2012, calculadas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE, 2007). La muestra se calculó con la fórmula para poblaciones finitas: 95% de confianza, 5% como error máximo permitido, 1,0 como efecto de diseño (d_{eff}) y 50% como proporción de mayores con buen funcionamiento cognitivo. La muestra mínima calculada de 3.790 se amplió en un 10% para corregir posibles pérdidas de información y quedó finalmente en 4.248 adultos mayores, representativos de las nueve subregiones y de la capital del departamento, con los que se calcularon factores de expansión y los errores de muestreo.

La muestra se seleccionó mediante un muestreo probabilístico para que todos los adultos mayores de la subregión tuvieran la posibilidad de ser incluidos en el estudio. Se empleó un muestreo polietápico (en cuatro etapas), en el que inicialmente se seleccionaron cuatro municipios de manera aleatoria (unidad primaria de muestreo). Posteriormente se seleccionaron las manzanas, sectores o centros rurales poblados dentro de los municipios (unidad secundaria de muestreo) y finalmente se seleccionaron las viviendas (unidad terciaria de muestreo). Allí se encuestó a todas las personas de sesenta años y más (unidad final de muestreo y primera de análisis) (CARDONA; SEGURA; GARZÓN, 2013). En los municipios se tomaron entre 104 y 107 adultos mayores.

El cuestionario aplicado a los adultos mayores cuenta con escalas ya validadas. El grado de riesgo de deterioro cognitivo se midió a partir de la escala MMSE de Folstein, que se emplea para detectar grados de deterioro cognitivo en cada una de las funciones psicológicas superiores (CIOMS; OMS, 2002). Las variables independientes fueron tomadas según estudios previos, donde se encuentra que el deterioro está relacionado con condiciones demográficas (sexo, edad, área de procedencia y estado conyugal). Para la capacidad funcional se usaron el índice de Katz, que evalúa la capacidad de efectuar una serie de tareas básicas (KATZ et al., 1963), la escala de recursos sociales OARS para valorar el apoyo social recibido (LETURIA et al., 2001) y el Cuestionario General de Salud de Goldberg para evaluar salud percibida (GOLDBERG; HILLER, 1979).

Se realizó análisis univariado para caracterizar la población mayor y cada subregión, tanto de la variable dependiente (riesgo de deterioro cognitivo medido de forma dicotómica: con y sin riesgo) como de las variables independientes (estado conyugal, escolaridad,

edad, calidad de vida, dependencia funcional y satisfacción con el estado de salud, que fueron recategorizadas). Con ellas se calcularon medidas de frecuencia medidas descriptivas, usando el factor de expansión como técnica de estadística inferencial, que se basó en el cálculo de ponderadores para reconstruir la población de adultos mayores del departamento de Antioquia, Colombia, ajustado por factores de corrección como no respuesta, cobertura, sexo, zona de procedencia, entre otros. El análisis univariado fue calculado con factores de expansión, para representar la totalidad de adultos mayores del departamento.

Posteriormente, se hizo análisis bivariado con los datos de la encuesta, para relacionar el riesgo de deterioro cognitivo con los aspectos estudiados, apoyado en el cálculo de la razón de prevalencias (RP) crudas, intervalo de confianza del 95% (IC 95%) y la prueba estadística chi cuadrado (χ^2), considerada asociación con nivel de significación menor del 5%. Igualmente, con el uso de la regresión logística se realizó un análisis multivariado estratificado y una regresión logística explicativa para el cálculo del RP ajustado, donde se incluyeron todas las variables con significancia estadística ($p < 0,05$). Con este análisis se controlaron la confusión y la interacción de variables demográficas con cada una de las variables independientes.

Éticamente, este proyecto obtuvo aprobación de la Universidad CES y del Comité Institucional de Ética (Acta 58).

Resultados

Perfil de las personas mayores de Antioquia

Las personas mayores de Antioquia registraron una edad media de 70,42 años ($S = 8,27$). Las mujeres tenían 70,31 años ($S = 8,43$), con edades que oscilaban entre 60 y 112 años, mientras que los hombres tenían setenta ($S = 7,82$), en un rango de 60 a 103 años. La mayor proporción de adultos mayores eran casados (38,3%), seguidos de los viudos (33,4%). Los adultos mayores casados se presentaron en mayor medida en Oriente, Suroeste, Valle de Aburrá y Occidente, y los viudos tuvieron mayor presencia en Medellín, Nordeste y Norte. El 72,7% de los adultos mayores tenía como máximo nivel de educación primaria completa, pero un 14,8% no había alcanzado ningún nivel de instrucción. La mayoría de adultos mayores residía en el área urbana. El 81,7% (522.966) de los adultos mayores refiere ser independiente funcional para realizar las actividades de la vida diaria.

Riesgo de deterioro cognitivo

En los resultados de las funciones mentales superiores evaluadas con el MMSE se identifica que el 16,8% (109.783) de los adultos mayores no presenta ningún riesgo de deterioro cognitivo según la escala de medición usada, ya que no se diagnostica el evento. Sin embargo, el 83,1% (543.997) presentó algún grado de deterioro, el 46,8% (306.507) presentó riesgo leve, el 32,1% (209.888) moderado y el 4,2% (27.602) riesgo severo de

deterioro. Dicotomizada la variable de interés, se encuentra que la prevalencia de riesgo de deterioro es del 83,2% (544.690) frente al 16,8% sin este riesgo.

En la capacidad de orientación temporoespacial un alto porcentaje demostró adecuada orientación (75%). En cuanto a la capacidad de memoria de fijación al nombrar tres palabras con intervalos de tiempo determinados, los adultos mayores tuvieron un alto porcentaje en la primera palabra (95,7%), pero a medida que avanzaba la prueba se dificultaba el recuerdo de las demás. Los planteamientos empleados para medir la capacidad atencional y el cálculo se midieron con ejercicios como repetir en series de siete los números del cien hacia atrás o deletrear la palabra “mundo” al revés. Solo el 25% de los adultos mayores logró hacerlo en el primer intento y a medida que avanzaba la prueba este planteamiento se hacía más complejo para los adultos mayores, por lo que los porcentajes de respuesta disminuían cada vez más.

La capacidad de evocar información recibida previamente luego de un intervalo de tiempo mayor y una serie de estímulos externos diversos disminuyó la capacidad de memoria de evocación de los adultos mayores: un poco más de la mitad de ellos (56%) logró recordar solo la primera palabra y el recuerdo de las demás iba disminuyendo en porcentaje gradual. La capacidad lingüística de los adultos mayores se midió mediante ejercicios que abarcaban lenguaje comprensivo, expresivo y escrito: la propiedad expresiva del lenguaje tuvo un porcentaje de 97,5%. Por otro lado, la parte comprensiva obtuvo valores mayores del 80%. Cabe resaltar que la capacidad lingüística más alterada en los adultos mayores fue la escritura, dado el porcentaje menor en comparación con las demás (59,7%).

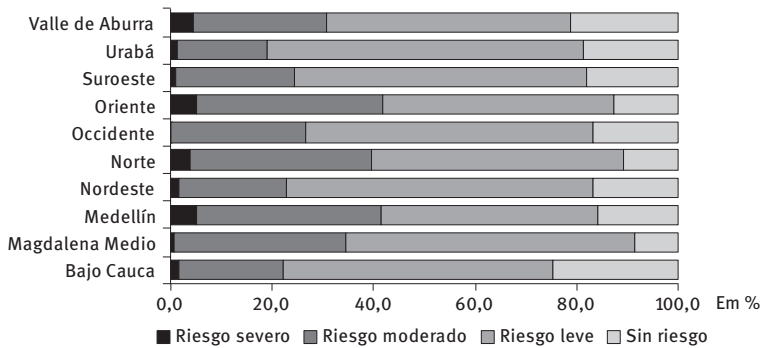
Factores asociados al riesgo de deterioro cognitivo

Las variables que conforman el factor demográfico están asociadas estadísticamente con el riesgo de deterioro cognitivo, exceptuando el área de procedencia y el sexo. Las personas mayores residentes en las subregiones de Magdalena Medio, Nordeste y en la ciudad de Medellín registraron una prevalencia de riesgo más alta, mientras los habitantes residentes en las subregiones de Occidente, Bajo Cauca y Oriente registraron la menor (Gráfico 1).

Se aumenta la probabilidad de padecer el riesgo cuando se vive en las subregiones de Magdalena Medio (RP = 2,44 [1,593-3,737]), Norte (RP = 1,38), Suroeste (RP = 1,15) y Oriente (RP = 1,14) cuando se compara con los adultos residentes en la subregión del Valle de Aburra. Vivir en las subregiones de Occidente y Bajo Cauca disminuye esta probabilidad y solo es estadísticamente significativo en el Magdalena Medio (Tabla 1).

De los mayores que tenían riesgo de deterioro cognitivo, el 65,7% tenía entre 60 y 74 años (adulto mayor joven), pero el aumento de la edad aumenta la probabilidad de padecerlo (RP = 2,68 [2,161-3,315]). El 61,9% de las mujeres y el 38,1% de los hombres mayores presentaron el riesgo, indicando que por un hombre en riesgo hay 0,99 mujeres en esta misma situación (RP = 0,99). Asimismo, el 91,7% de los que presentaron deterioro cognitivo vivía en la zona urbana y vivir en el área rural aumenta en un 19% dicho riesgo (Tabla 1).

GRÁFICO 1
Prevalencia de riesgo de deterioro cognitivo en persona mayor, según subregión de residencia
Departamento de Antioquia – 2012



Fuente: Proyecto Situación de salud y condiciones de vida de los adultos mayores. Departamento de Antioquia, 2012.

TABLA 1
Riesgo de deterioro cognitivo en persona mayor asociado a factores demográficos
Departamento de Antioquia, 2012

Factores demográficos	Deterioro cognitivo				Prueba χ^2	Valor de p	RP	IC 95%
	Con riesgo		Sin riesgo					
	N	%	N	%				
Subregión								
Bajo Cauca	337	9,5	96	13,7	38,863	0,000*	0,77	0,544-1,078
Magdalena Medio	414	11,7	36	5,1				
Medellín	395	11,1	80	11,4				
Nordeste	363	10,2	71	10,1				
Norte	351	9,9	54	7,7				
Occidente	308	8,7	91	12,9				
Oriente	337	9,5	63	9,0				
Suroeste	357	10,1	66	9,4				
Urabá	344	9,7	74	10,5				
Valle de Aburrá	339	9,6	72	10,2				
Persona mayor								
60 a 74 años	2.340	65,7	574	83,7	81,331	0,000*	1,00	-
75 + años	1.222	34,3	112	16,3				
Sexo								
Hombre	1.357	38,1	259	37,8	0,028	0,866	1,00	-
Mujer	2.205	61,9	427	62,2				
Estado conyugal								
Sin pareja	1.978	55,5	324	47,2	15,877	0,000*	1,40	1,184-1,644
Con pareja	1.584	44,5	362	52,8				
Escolaridad								
Sin educación	937	26,3	57	8,3	220,333	0,000*	9,03	6,602-12,360
Primaria	2.221	62,4	407	59,3				
Secundaria	404	11,3	222	32,4				
Área de residencia								
Urbana	3.202	91,7	629	92,9	1,120	0,290	1,00	-
Rural	290	8,3	48	7,1				

Fuente: Proyecto Situación de salud y condiciones de vida de los adultos mayores. Departamento de Antioquia, 2012.

* Asociación estadísticamente significativa con $p < 0,05$.

Los adultos sin pareja (solteros, separados o viudos) tienen más probabilidad de deterioro en un 40% con respecto a aquellos que tienen pareja (casados y en unión libre). Los mayores sin ningún nivel educativo o que solo alcanzaron la primaria, tienen mayor probabilidad de deterioro cognitivo (aproximadamente un 88,7%) en comparación con aquellos adultos que alcanzaron educación secundaria. (RP = 9,03 [6,602; 12,360]). (Tabla 1).

De los adultos mayores con riesgo de deterioro cognitivo, el 76,8% tenía recursos sociales deteriorados,² situación que aumenta la probabilidad de padecer el riesgo en un 61% (RP = 1,61 [1,334-1,941]). Asimismo, el 63,3% no participaba en actividades grupales comunitarias, lo que implica un aumento de la probabilidad de deterioro (RP = 1,35). El 15,7% fuma en la actualidad y el 10,9% consume bebidas alcohólicas. Se encontró que el consumo de bebidas alcohólicas reduce la probabilidad de padecer el riesgo de deterioro en un 41% (RP = 0,59 [0,469-0,734]). Otros aspectos sociales que aumentan el riesgo son percibir una mala calidad de vida (RP = 1,55) y estar insatisfecho con el estado de salud (RP = 1,90). El 19,3% de los adultos mayores con riesgo de deterioro cognitivo manifestó tener alguna dependencia funcional en la realización de las actividades básicas, aumentando su riesgo en un 61% (Tabla 2).

TABLA 2
Riesgo de deterioro cognitivo en persona mayor asociado a factores sociales
Departamento de Antioquia – 2012

Factores sociales	Deterioro cognitivo				Prueba χ^2	Valor de p	RP	IC 95%
	Con riesgo		Sin riesgo					
	N	%	N	%				
Recursos sociales								
Buenos	723	23,2	202	32,7	24,692	0,000*	1,00	–
Deteriorados	2.390	76,8	415	67,3			1,61	1,334-1,941
Afiliación al SGSSS								
Si	3.411	95,8	668	97,4	3,853	0,050*	1,00	–
No	151	4,2	18	2,6			1,64	1,001-2,697
Régimen de afiliación								
Contributivo	1.065	29,9	298	43,4	47,734	0,000*	1,00	–
Subsidiado	2.314	65,0	362	52,8			1,79	1,510-2,119
Vinc/ninguno	183	5,1	26	3,8			1,97	1,281-3,029
Participación en grupos								
Participa	1.307	36,7	301	43,9	12,566	0,000*	1,00	–
No participa	2.255	63,3	385	56,1			1,35	1,143-1,592
Consumo de cigarrillo								
Si	559	15,7	79	11,5	7,796	0,005*	1,43	1,113-1,839
No	3.003	84,3	607	88,5			1,00	–
Consumo de alcohol								
Si	387	10,9	118	17,2	21,646	0,000*	0,59	0,469-0,734
No	3.175	89,1	568	82,8			1,00	–
Calidad de vida								
Mala	2.062	57,9	322	46,9	27,742	0,000*	1,55	1,319-1,831
Buena	1.500	42,1	364	53,1			1,00	–

Continúa

² Relaciones sociales no satisfactorias, poca familia y pocos amigos.

Continuação

Factores sociales	Deterioro cognitivo				Prueba χ^2	Valor de p	RP	IC 95%
	Con riesgo		Sin riesgo					
	N	%	N	%				
Satisfacción con la salud								
Insatisfecho	1.194	33,5	144	21,0	40,850	0,000*	1,90	1,559-2,310
Satisfecho	2.368	66,5	542	79,0			1,00	–
Capacidad funcional								
Dependencia	688	19,3	89	13,0	19,246	0,000*	1,61	1,266-2,037
Independientes	2.874	80,7	597	87,0			1,00	–

Fuente: Proyecto Situación de salud y condiciones de vida de los adultos mayores. Departamento de Antioquia, 2012.

* Asociación estadísticamente significativa con $p < 0,05$.

Factores que más explican la presencia de riesgo de deterioro cognitivo

Con el fin de controlar el efecto confusor que pudieran generar algunas variables sobre la relación con el evento, se procedió a construir un modelo multivariado donde se incluyeran todas las variables con significación estadística ($p < 0,05$) y así determinar la fuerza de la asociación (RP) ajustada por las demás variables.

La probabilidad de tener deteriorada la capacidad cognitiva de una persona mayor, ajustada por las variables analizadas, muestra algunos cambios indicando que se pudo haber sobreestimado el riesgo cuando se calcularon las medidas crudas. Con respecto a la edad, los mayores de 75 años conservan su mayor probabilidad después de ajustar por las otras variables

Teniendo en cuenta la residencia, luego de ajustar, continúa evidenciándose que la región de mayor riesgo para el deterioro cognitivo es la de Magdalena Medio y Medellín, sin significancia estadística, pero que vivir en las subregiones de Bajo Cauca, Occidente y Urabá protege de padecer el evento. En cuanto al estado conyugal, el mayor riesgo se presenta en los adultos mayores sin pareja, aunque estos valores no fueron significativos.

Con respecto a la escolaridad se pudo evidenciar que no contar con algún grado de escolaridad se considera como factor que aumenta el deterioro cognitivo (Tabla 3), siendo esta la característica que presentó la mayor fuerza de asociación (RP = 8,04 [5,555-11,630]) aun después de controlarse por otras variables. También conservó su asociación no participar en actividades o grupos comunitarios y estar afiliado al régimen subsidiado del sistema general de seguridad social en salud.

La mala percepción de calidad de vida se encontraba asociada al riesgo de deterioro cognitivo y, sin embargo, después de ajustar los valores de las RP de los resultados, estos perdieron su significancia estadística. Los adultos mayores insatisfechos con su estado de salud presentaban también mayor riesgo de deterioro cognitivo, situación que se mantiene luego de ajustar por las demás variables, estos valores se consideran significativos.

TABLA 3
Estimación del RP crudo y ajustado para las variables asociadas con el riesgo de deterioro cognitivo
Departamento de Antioquia – 2012

Variable	RP crudo	IC 95%		RP ajustado	IC 95%	
		Inferior	Superior		Inferior	Superior
Subregión						
Bajo Cauca	0,77	0,544	1,078	0,40*	0,268	0,605
Magdalena Medio	2,44	1,597	3,736	1,44	0,900	2,304
Medellín	1,05	0,739	1,488	1,22	0,805	1,836
Nordeste	1,08	0,756	1,556	0,87	0,568	1,323
Norte	1,38	0,940	2,025	0,64	0,390	1,065
Occidente	0,85	0,595	1,206	0,57*	0,375	0,868
Oriente	1,21	0,828	1,750	1,33	0,857	2,077
Suroeste	1,15	0,797	1,656	0,94	0,615	1,425
Urabá	1,00	0,701	1,436	0,55*	0,349	0,852
Valle de Aburrá	1,00	–	–	1,00	–	–
Persona mayor						
60 a 74 años	1,00	–	–	1,00	–	–
75 + años	2,68	2,161	3,315	2,16*	1,687	2,752
Estado conyugal						
Sin pareja	1,40	1,184	1,644	1,14	0,947	1,377
Con pareja	1,00	–	–	1,00	–	–
Escolaridad						
Sin educación	9,03	6,602	12,360	8,04*	5,555	11,630
Primaria	2,99	2,468	3,644	2,76*	2,190	3,468
Secundaria	1,00	–	–	1,00	–	–
Recursos sociales						
Buenos	1,00	–	–	1,00	–	–
Deteriorados	1,61	1,334	1,941	0,99	0,795	1,238
Régimen de afiliación						
Contributivo	1,00	–	–	1,00	–	–
Subsidiado	1,79	1,510	2,119	1,29*	1,042	1,610
Vinc/ninguno	1,97	1,281	3,029	1,23	0,725	2,095
Participación en grupos						
Participa	1,00	–	–	1,00	–	–
No participa	1,35	1,143	1,592	1,26*	1,035	1,526
Consumo de cigarrillo						
Si	1,43	1,113	1,839	1,32	0,999	1,749
No	1,00	–	–	1,00	–	–
Consumo de alcohol						
Si	0,59	0,469	0,734	0,79	0,607	1,027
No	1,00	–	–	1,00	–	–
Calidad de vida						
Mala	1,55	1,319	1,831	1,13	0,917	1,397
Buena	1,00	–	–	1,00	–	–
Satisfacción con la salud						
Insatisfecho	1,90	1,559	2,310	1,51*	1,206	1,896
Satisfecho	1,00	–	–	1,00	–	–
Capacidad funcional						
Dependencia	1,61	1,266	2,037	1,31	0,936	1,815
Independientes	1,00	–	–	1,00	–	–

Fuente: Proyecto Situación de salud y condiciones de vida de los adultos mayores. Departamento de Antioquia, 2012.

* Asociación estadísticamente significativa con $p < 0,05$.

Al ajustar por todas las variables independientes, se encontró que el riesgo de deterioro cognitivo aumenta según la subregión de residencia, la edad del adulto mayor, no tener escolaridad, no participar en grupos, estar insatisfecho con su estado de salud y la afiliación subsidiada en seguridad social; las demás variables no mostraron asociaciones significativas (Tabla 3).

Discusión

El deterioro cognitivo en las personas mayores puede generar un aumento de la mortalidad y se asocia a una mayor utilización de los servicios de salud. Por consiguiente, su detección incrementa el diagnóstico de las causas reversibles y es una ayuda para el manejo del paciente y para el apoyo de la familia. El deterioro cognitivo y el envejecimiento son procesos que traen cambios en el transcurso de la vida. Dichos cambios pueden presentarse de manera diferente entre los individuos, como lo que sucede con algunas funciones cognitivas que pueden declinar o pueden incrementarse, lo que depende entre otras cosas de aspectos familiares y condiciones psiquiátricas previas (ASHMAN; MOHS; HARVEY, 1999).

A partir de la escala MMSE de Folstein para determinar el riesgo de deterioro cognitivo, en Antioquia, Colombia, se encontró que el 83,2% de los adultos mayores relevados presentó algún grado de deterioro, entre los cuales el 46,9% fue deterioro leve. Esto podría deberse a que el proceso de envejecimiento trae consigo un declive en las funciones mentales superiores, aunque es importante identificar cuándo estas variaciones podrían considerarse patológicas para proceder a una intervención oportuna que retrase el proceso de deterioro. De acuerdo con Lee et al. (2001), la mayoría de las personas mayores sufre una declinación en la función cognitiva que puede deberse a factores de riesgo relacionados con la edad, tales como la demencia y las enfermedades cardiovasculares, y algunas otras se deben al propio proceso de envejecimiento. Existe evidencia de la dificultad para reconocer los trastornos cognitivos entre los adultos mayores (DE PAULO; FOLSTEIN, 1978).

En Estados Unidos, la prevalencia en personas de 65 años y más es de 7,76% a 16,5%, muy superior a la encontrada en Antioquia (FOLSTEIN; FOLSTEIN; HUGH, 1975). En La Habana, Cuba, se presentaron prevalencias de aproximadamente 4,2% en personas de 60 a 64 años, de 12,9% en adultos de 65 a 79 años y de un 27,0% en adultos de 80 años o más (PÉREZ et al., 1993), y en Latinoamérica se han reportado tasas de prevalencia de demencia que oscilan entre 3% y 6% (KETZOIAN et al., 1997; HERRERA et al., 1997). Gómez et al. (2003) encontraron en la Habana, Cuba, un 33,3% de deterioro en pacientes con edades entre 85 y 89 años, y del 25,9% en el grupo de 80 a 84 años. En Europa, el riesgo de deterioro fue del 0,8% en mayores de 65 a 69 años y del 28,5% en los mayores de noventa (LOBO et al., 2000).

Esta investigación encontró un mayor riesgo de deterioro en las mujeres, similar a los hallazgos de Copelan et al. (1992), Morgan y Lilley (1993), Gómez et al. (2003) y León et al.

(2009), pero son pocos los estudios que muestren la relación con el lugar de residencia. En el presente estudio se evidenció que las personas mayores residentes en las subregiones de Antioquia como Magdalena Medio y Valle de Aburrá tienen más riesgo de presentar este deterioro, situación posiblemente explicada por las condiciones socioeconómicas de los habitantes de estas regiones, pero también se ha evidenciado que variables del contexto pueden estar asociadas a la variabilidad de otros trastornos mentales en los adultos mentales como el riesgo de depresión (CARDONA et al., 2015). No se encontraron diferencias por procedencia urbana o rural, como sí las había en México, donde el daño al ADN fue significativamente mayor en el grupo de adultos mayores con deterioro cognitivo del área urbana (41,7%) en comparación con los del área rural (22,2%) (SIRIA; SÁNCHEZ; MENDOZA, 2009).

En cuanto al estado conyugal, sin asociación significativa se identificó mayor probabilidad de padecerlo en quienes estaban viudos, similar a lo encontrado por Mejía et al. (2007), donde la mayor proporción se registró en los adultos mayores casados y viudos. Hernández, Pedraza y Castillo (2008) afirman que los adultos mayores que viven con su pareja obtienen mejores resultados que los que conviven con parientes o solos, tal vez porque estos pacientes tienen mayor autonomía funcional, que está relacionada con capacidades cognitivas mayormente conservadas.

La prevalencia del deterioro cognoscitivo es mayor en sujetos con bajo logro educativo (MEJÍA et al., 2007), las personas educadas tienen mayor capacidad para enfrentar el deterioro ocasionado por la pérdida neuronal que llega con el envejecimiento (KATZMAN, 1993). Al analizar los resultados se observó que contar con algún grado de escolaridad es un factor que reduce el riesgo de deterioro cognitivo. Este resultado es similar a los hallazgos del estudio de Gómez et al. (2003), en el que el deterioro fue menor en personas con mayor educación formal, ya que, en las personas con mayor educación hay mayor desarrollo cerebral (LEÓN et al., 2009).

El consumo de tabaco y alcohol no se encontró asociado al deterioro cognitivo en la presente investigación, hallazgo similar al de Flatiglioni y Wnag (2000) en una investigación en Estados Unidos donde se evaluó la asociación entre el consumo de cigarrillo y la demencia tipo Alzheimer. Sin embargo, existen estudios en los cuales sí se ha encontrado algún tipo de asociación (GÓMEZ et al., 2003).

Son pocas las publicaciones que relacionan el riesgo de deterioro con la percepción de la calidad de vida y en la mayoría de los casos solo asocian algunas características principalmente de tipo demográfico y social. Hernández, Pedraza y Castillo (2008) encontraron que la percepción de mala calidad de vida se asocia al riesgo de deterioro cognitivo. La importancia del mantenimiento de las capacidades personales en el adulto mayor y por lo tanto la conservación de la función física y cognitiva ayudan al mantenimiento de una vida con calidad. Un estudio realizado en México considera que no debe evaluarse la calidad de vida en pacientes con algún tipo de demencia, ya que se “pierde la capacidad de evaluar subjetivamente su bienestar, de evaluar su propia calidad de vida o de comunicar a los demás esta valoración” (GARCÍA et al., 2003, p. 536).

Como ya se adelantó en la sección Resultados, en este estudio no se encontró asociación estadística entre el riesgo de deterioro cognitivo con la capacidad funcional de la persona mayor, pero sí se aumenta la probabilidad de padecerlo cuando se aumenta la severidad en las limitaciones para realizar actividades básicas como bañarse o vestirse, entre otras; hallazgos estos similares a los de Cuba según Gómez et al. (2003), Pérez et al. (1993) y Gómez y Rivero (1998), quienes consideraron que un deterioro de origen vascular contribuye a limitar la capacidad funcional.

En diferentes estudios en los que también se empleó el MMSE en personas mayores, se encontró que la función mental más afectada es la memoria de evocación (GÓMEZ et al., 2003). En la presente investigación la puntuación para la memoria de evocación fue para un poco más de la mitad de los adultos mayores (56%) —coincidiendo con otros estudios—, pero se recomienda tener cuidado al momento de interpretarla (MARCOS, 1991). Las diferencias entre los resultados de las investigaciones revisadas y los hallazgos del presente estudio pueden deberse a las principales limitaciones que se tuvieron, como las características culturales de las poblaciones investigadas, que afectan directamente su conducta, el instrumento de medición sin la aplicación de otros instrumentos de carácter psicométrico y por ser un estudio descriptivo transversal, sin posibilidad de mirar causalidad. Adicionalmente, se debe considerar que las capacidades mentales superiores de las personas mayores sufren un deterioro propio de la edad, visto que con el envejecimiento las redes neuronales empiezan a debilitarse por la desmielinización del sistema nervioso, lo cual hace que el rendimiento de la persona no sea el mismo en todas las pruebas (PÉREZ; GARCÍA, 2006).

Conclusiones

El 83,1% de los adultos mayores presenta algún riesgo de deterioro, principalmente leve (46,8%), y solo el 16,8% no tiene este riesgo. Según el modelo estadístico calculado, se encontró evidencia estadísticamente significativa de que la edad más adulta, vivir sin pareja —con predominio de la viudez—, no tener ninguna escolaridad o solo primaria, estar afiliado en el régimen subsidiado de la seguridad social en salud, no participar en grupos comunitarios, percibir la calidad de vida como mala, estar insatisfecho con el estado de salud y la dependencia física para realizar actividades cotidianas se encontraron asociados con la prevalencia de riesgo de deterioro cognitivo.

Los resultados mencionados anteriormente permiten orientar los programas de salud pública de Antioquia y Colombia, dirigidos a reducir el riesgo de este padecimiento, que está asociado a la edad, pero puede disminuirse con la inclusión de las personas mayores en programas educativos, la participación en grupos comunitarios, la tamización constante en los servicios de salud, el fortalecimiento de los recursos sociales y el fomento de la actividad física en la vejez, para lograr un envejecimiento saludable con mejor calidad de vida.

Conflicto de intereses

Se deja constancia de que no existió ningún conflicto entre las partes involucradas ni con los adultos mayores de Antioquia.

Referencias

AGRIGOROAEL, S.; LACHMAN, M. Cognitive functioning in midlife and old age: combined effects of psychosocial and behavioral factors. **The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences**. v. 66B, Supplement 1, p. 130-140, 2011.

ASHMAN, T.; MOHS, R.; HARVEY, P. **Cognition and aging**. Principles of geriatric medicine and gerontology. USA: McGraw-Hill, 1999. p. 1219-1228.

BIURRUMUNZUÉ, A. Impacto de la enfermedad de Alzheimer en la familia. **Geriátrica**. v. 16, n. 4, p. 45-95, 2000.

CARDONA, D.; SEGURA, A. M.; GARZÓN, M. O. **Situación de salud y condiciones de vida del adulto mayor**. Departamento de Antioquia, 2012. Medellín: Universidad CES/Gobernación de Antioquia, 2013.

_____. Efectos contextuales asociados a la variabilidad del riesgo de depresión de los adultos mayores. Departamento de Antioquia, 2012. **Biomédica**, v. 35, n. 1, p. 73-80, 2015.

CONSEJO DE ORGANIZACIONES INTERNACIONALES DE LAS CIENCIAS MÉDICAS; ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD. **Pautas éticas internacionales para la investigación biomédica en seres humanos**. Ginebra: CIOMS/OMS, 2002.

COPELAN, J.; DAVISON, A.; DEWEY, M. E. Pseudo-dementia: prevalence, incidence and three-years outcome, in Liverpool. **British Journal of Psychiatry**, v. 161, p. 230-239, 1992.

CRICHTON, R. Some problems of clinical trials in elderly people. **Archives of neurology**, v. 3, p. 247-253, 1961.

DE PAULO, J. R.; FOLSTEIN, M. F. Psychiatric disturbance in neurological patients. Detection, recognition and hospital course. **Annals of Neurology**, v. 4, p. 225-228, 1978.

DANE – Departamento Administrativo Nacional De Estadística. Proyecciones de población: proyecciones municipales 2005-2011. 2007. Disponible en: <<http://dane.gov.co>>. Acceso en: 10 abr. 2015.

FEDERACIÓN MUNDIAL DE SALUD MENTAL. La salud mental y el envejecimiento. **Psiquiatría Pública**, v. 11, n. 5-6, p. 169-175, 1999.

FLATIGLIONI, L.; WNAG, H. X. Smoking and Parkinson's disease and Alzheimer's disease: review of the epidemiological studies. **Behavioural Brain Research**, v. 113, n. 1-2, p. 117-120, 2000.

FOLSTEIN, M.; FOLSTEIN, S.; HUGH, P. R. Minimental state: a practical method for grading the cognitive state of the for clinician. **Journal of Psychiatric Research**, v. 12, p. 189-198, 1975.

FRIEDLAND, R. P. Epidemiology, education and ecology of Alzheimer's disease. **Neurology**, v. 43, p. 246-249, 1993.

GARCÍA, M.; SÁNCHEZ, M.; LIEBANA, A.; PÉREZ, V.; PÉREZ, P. F.; VIEDMA, G.; BORREGO, J.; GIL, J. Calidad de vida relacionada con la salud en pacientes ancianos en hemodiálisis. **Nefrología**, v. 23, n. 6, p. 528-537, 2003.

GOBERNACIÓN DE ANTIOQUIA. Adulto mayor. Disponible en: <<http://www.antioquia.gov.co/index.php/62-plan-de-desarrollo/linea-estrategica-2/2512-adulto-mayor>>. Acceso en: 4 sep. 2015.

_____. Regiones de Antioquia. Disponible en: <<http://antioquia.gov.co/index.php/antioquia/datos-de-antioquia/9790#>>. Acceso en: 4 sep. 2015.

GOLDBERG, D. **Manual del general health questionnaire**. Windsor: NFER Publishing, 1978.

GOLDBERG, D.; HILLER, V. A scaled version of the general health questionnaire. **Psychological Medicine**, v. 1, p. 139-45, 1979.

GÓMEZ, N.; BONNIN, B.; GÓMEZ, M.; YÁNEZ, B.; GÓNZALEZ, A. Caracterización clínica de los pacientes con deterioro cognitivo. **Revista Cubana de Medicina**, v. 42, n. 1, p. 12-17, 2003.

GÓMEZ, N.; RIVERO, E. Características clínicas e imagenológicas de la demencia vascular. **Revista Cubana de Medicina**, v. 37, n. 1, p. 6-12, 1998.

HERNÁNDEZ, E.; PEDRAZA, G.; CASTILLO, M. Deterioro cognitivo y calidad de vida en ancianos de una clínica de medicina familiar de la ciudad de México. **Archivos en Medicina Familiar**, v. 10, n. 4, p. 127-132, 2008.

HERRERA, E.; CAMELLI, P.; SILVEIRA, A. S.; MATHIAS, S. C.; NITRINI, R. Population epidemiology survey of dementia in Catanduva, Brazil. Preliminary results. **Journal of the Neurological Sciences**, v. 150, p. 155-156, 1997.

IBARRA, L.; VILLARREAL, J.; SALINAS, R. Capacidad cognitiva de los pacientes de un servicio geriátrico ambulatorio en Monterrey, México. **Medicina Universitaria**, v. 8, n. 31, p. 84-87, 2006.

KATZ, S.; FORD, A.; MOSKOWITZ, R.; JACKSON, B. A.; JAFFE, M. W. Studies of illness in the age: the index of ADL, a standardized measure of biological and psychosocial function. **JAMA**, v. 185, p. 914-919, 1963.

KATZMAN, R. Education and the prevalence of dementia and Alzheimer's disease. **Neurology**, v. 43, p. 13-20, 1993.

KETZOIAN, C.; ROMERO, S.; DIEGUEZ, E.; CAIROLO, G.; REGA, Y.; CASERES, R. Prevalence of demential syndromes in a population of Uruguay. Study of "Villa del Cerro". **Journal of the Neurological Sciences**, p. 150-155, 1997.

LEE, L.; KANG, S. A.; LEE, H. O.; LEE, B. H.; PARK, J. S.; KIM, J. H.; JUNG, I. K.; PARK, Y. J.; LEE, J. E. Relationships between dietary intake and cognitive function level in Korean elderly people. **Public Health**, v. 115, p. 133-138, 2001.

LEÓN, B.; MILIÁN, F.; CAMACHO, N.; ARÉVALO, R. E.; ESCARTÍN, M. Factores de riesgo para deterioro cognitivo y funcional en el adulto mayor. **Revista Médica del Instituto Mexicano del Seguro Social**, v. 47, n. 3, p. 277-284, 2009.

LETURIA, F.; YANGUAS, J.; ARRIOLA, E.; URIARTE, A. Escala de Recursos Sociales (OARS). Duke University Center (1978). **La valoración de las personas mayores: evaluar para conocer, conocer para intervenir**. Manual práctico. Barcelona: Caritas Española, 2001. p. 313-315.

LOBO, A.; LAUNER, L. J.; FRATIGLIONI, L.; ANDERSON, K.; DI CARLO, A.; BRETELIER, M. M. Prevalence of dementia and mayor subtypes in Europe: a collaborative study of population-based cohorts Neurology Disease in the Elderly Research Group. **Neurology**, v. 54, n. 11, suppl. 5, p. 4-9, 2000.

MARCOS, T. Métodos paraclínicos de diagnóstico en psiquiatría (III): tests neuropsicológicos. Deterioro: concepto y medida. In: VALLEJO, J.; BALLUS, C. **Introducción a la psicopatología y la psiquiatría**. 3. ed. Barcelona: Salvat, 1991.

MEJÍA, S.; MIGUEL, A.; VILLA, A.; RUIZ, L.; GUTIÉRREZ, L. M. Deterioro cognoscitivo y factores asociados en adultos mayores en México. **Salud Publica de Mexico**, v. 49, n. 4, p. 475-481, 2007.

MORGAN, K.; LILLEY, J. M. Índice of dementia in a representative Brit sample. **British Journal of Psychiatry**, v. 163, p. 467-70, 1993.

ORGANIZACIÓN MUNDIAL DE LA SALUD. Programa Envejecimiento y Ciclo vital. Envejecimiento activo: un marco político. **Revista Española de Geriátría y Gerontología**, v. 37, n. 74, p. 105, 2002.

PÉREZ, M. D.; GARCÍA, N. Estimulación cognitiva en el anciano dependiente hospitalizado. **Gerokomos**, v. 17, n. 3, p. 125-131, 2006.

PÉREZ, O.; CASTILLO, V. L.; RAITERI, J.; ROSELLÓ, H.; PÉREZ, J.; GÓMEZ, N. Prevalencia de demencia en la población geriátrica de la Habana Vieja. **Revista Española de Neurología**, v. 8, n. 1, p. 18-22, 1993.

PÉREZ, V. El deterioro cognitivo: una mirada provisoria. **Revista Cubana de Medicina General Integral**, v. 21, 2005.

SANCHÉZ, I. Y.; PERÉZ, V. T. El funcionamiento cognitivo en la vejez: atención y percepción en el adulto mayor. **Revista Cubana de Medicina General Integral**, v. 24, n. 2, p. 1-7, 2008.

SIRIA, J.; SÁNCHEZ, M.; MENDOZA, V. M. Estrés oxidativo y lugar de residencia urbano como factores de riesgo para deterioro cognitivo en adultos mayores. **Bioquímica**, v. 34, n. 1, p. 131-145, 2009.

VIVAS, L.; ANDRÉS, M. L.; CANET, L. Funcionamiento cognitivo y emocional en la vejez: claves para una intervención. 2011. Disponible en: <<http://www.aggmdp.org.ar/Funcionamiento%20cognitivo%20en%20la%20vejez.pdf>>. Acceso en: 10 abr. 2015.

Sobre las autoras

Angela Segura Cardona es doctora en Epidemiología de la Universidad de Antioquia. Docente investigadora en la Universidad CES, Colombia. Grupo de Investigación Epidemiología y Bioestadística.

Maria Garzón Duque es magíster en Epidemiología de la Universidad de Antioquia. Docente investigadora en la Universidad CES, Colombia. Grupo de Investigación Observatorio de la Salud Pública

Doris Cardona Arango es doctora en Demografía de la Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. Docente investigadora en la Universidad CES, Colombia. Grupo de Investigación Epidemiología y Bioestadística.

Alejandra Segura Cardona es magíster en Epidemiología de la Universidad CES. Docente investigadora en la Universidad CES, Facultad de Psicología.

Dirección para correspondencia (todas las autoras)

Universidad CES
Calle 10 A No. 22-04
050021 – Medellín, Antioquia, Colombia

Resumo

Risco de comprometimento cognitivo em pessoas idosas nas sub-regiões de Antioquia, Colômbia

Neste artigo, procura-se determinar a prevalência de risco de comprometimento cognitivo, a partir da escala minimental, e sua relação com fatores demográficos, sociais e funcionais em pessoas

de 60 anos e mais residentes nas sub-regiões de Antioquia, Colômbia. O estudo é quantitativo, analítico transversal, com fonte primária de informação e amostra probabilística. Verificou-se que 83,1% dos idosos têm algum risco de comprometimento cognitivo, especialmente mulheres, e está associado a residir nas sub-regiões de Magdalena Medio e Medellín, ter idade mais avançada, viuvez, não ter escolaridade, recursos sociais escassos, não participar em grupos comunitários, má percepção da qualidade de vida, não estar satisfeito com a saúde e dependência funcional para atividades básicas. Estes resultados permitem direcionar ações de saúde pública relacionadas com a inclusão dos idosos em programas educacionais, participação em grupos comunitários, triagem constante nos serviços de saúde, reforço dos recursos sociais e promoção da atividade física na velhice, para o envelhecimento saudável, com melhor qualidade de vida.

Palavras-chave: Idoso. Cognição. Envelhecimento.

Abstract

Risk of cognitive impairment in elderly people in the subregions of Antioquia, Colombia

We sought to determine the prevalence of risk of cognitive impairment and its relation to demographic, social and functional factors, in the older population of the subregions of Antioquia, Colombia. The study is quantitative, cross-sectional analytical, utilizing primary source of information and probabilistic sample. The risk of cognitive impairment was determined by using the minimal scale. The results show that 83.1% of the elderly have some risk, especially women, and is statistically associated with living in the sub-region of Magdalena Medio and Medellin, being older, widowhood, not having schooling, having scarce social resources, do not participate in community groups, have poor perception of quality of life, and to be dissatisfied with health and functional dependence for basic activities. These results allow for targeting public health programs related to the inclusion of elderly in educational programs, participation in community groups, constant screening in health services, strengthening of social resources and promoting physical activity at older age, for a healthy aging with a better quality of life.

Keyword: Elderly. Cognition. Aging.

Recebido para publicação em 21/06/2016

Recomendado para publicação em 17/11/2016

Aceito para publicação em 22/12/2016

Estimating age- and sex-specific mortality rates for small areas with TOPALS regression: an application to Brazil in 2010*

Marcos Roberto Gonzaga**
Carl Paul Schmertmann***

High variability in recorded vital events creates serious problems for small-area mortality estimation by age and sex. Many existing approaches to fitting local mortality schedules, including those most often used in Brazil, estimate rates by making rigid mathematical assumptions about local age patterns. Such methods assume that all areas within a larger area (for example, microregions within a mesoregion) have identically-shaped log mortality schedules by age. We propose a more flexible statistical estimation method that combines Poisson regression with the TOPALS relational model (DE BEER, 2012). We use the new method to estimate age-specific mortality rates in Brazilian small areas (states, mesoregions, microregions, and municipalities) in 2010. Results for Minas Gerais show notable differences in the age patterns of mortality between adjacent small areas, demonstrating the advantages of using a flexible functional form in regression models.

Keywords: Mortality. Small areas. TOPALS method. Poisson regression.

* This research was supported by Capes Foundation, Ministry of Education of Brazil. Support from the Research Projects 470866/2014-4 (Estimativas de mortalidade e construção de tabelas de vida para pequenas áreas no Brasil, 1980 a 2010 – MCTI/CNPQ/MEC/Capes/Ciências Sociais Aplicadas) and 454223/2014-5 (Estimativas de mortalidade e construção de tabelas de vida para pequenas áreas no Brasil, 1980 a 2010/MCTI/CNPQ/Universal 14/2014) are gratefully acknowledged by Marcos R. Gonzaga.

** Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN), Natal-RN, Brazil (mracs.roberto@gmail.com).

*** Florida State University, Tallahassee, FL, United States of America (schmert@fsu.edu).

Introduction

Approaches to small-area mortality estimation

Reliable estimates of levels, age patterns, and sex differences in small-area mortality are important for evaluating and targeting public investment. However, the combination of low risk and small populations can make small-area estimation a difficult task. Under those circumstances, observed event/exposure rates are often unstable across ages and times, and estimation of underlying mortality patterns is difficult (RIGGAN et al., 1991; BERNADINELLI; MONTOMOLI, 1992; PLETCHER, 1999; THATCHER et al., 2002; ASSUNÇÃO et al., 2005; DIVINO; EGIDI; SALVATORE, 2009).

For countries with good vital registration systems and annual population updates, researchers have recently made important advances in statistical modeling and estimation of complete mortality schedules in small areas (TOSON; BAKER, 2003; EAYRES; WILLIAMS, 2004; BRAVO; MALTA, 2010). The most sophisticated new approaches use Bayesian models to estimate small-area mortality rates and life expectancies (and their uncertainty) by “borrowing strength” over ages, sexes, times, and/or places. Demographers have played a role in developing Bayesian models (MCKINNON, 2010; TSIMBOS et al., 2014; ALEXANDER et al., 2016), but much of the progress in estimating small-area mortality schedules has been made by statistical epidemiologists (CONGDON, 2009; OCAÑA-RIOLA; MAYORAL-CORTÉS, 2010; JONKER et al., 2012; STEPHENS et al., 2013).

Studies of complete age- and sex-specific mortality schedules at subnational levels are rare in developing countries. There is a voluminous and well-known demographic literature on estimating *partial* mortality schedules (especially infant and child mortality indicators) in developing countries. Many classic methods rely on indirect information from surveys or censuses, rather than direct information from vital registration (e.g., BRASS; COALE, 1968; SULLIVAN, 1972; FEENEY, 1980; UNITED NATIONS, 1983; HILL, 1991; MOULTRIE et al., 2013). When applied to census data, classic indirect methods and their modern variants can produce useful child mortality indicators for small subnational areas e.g., Rajaratnam et al. (2010) for Mexico; UNDP (2013) for Brazil.

Researchers have also explored new methods for estimating small-area mortality and life expectancy for Brazil. McKinnon (2010) used Bayesian spatial smoothing to produce municipal-level estimates of child mortality (${}_5q_0$) from the 2000 census. Freire et al. (2015) combined formal demographic methods for estimating vital registration coverage with Empirical Bayes spatial smoothing. They estimated complete life tables by sex at the municipal level for 2010 from vital registration data, using indirect standardization of municipal rates based on mesoregional schedules. Lima et al. (2016) recently experimented with a variety of Poisson regression models, some with intra-state spatial smoothing of mortality rates, for estimating municipal-level life expectancy from vital registration data in the states of São Paulo and Maranhão.

Despite these advances, accurate estimation of age-specific rates for subnational populations in developing countries remains a challenge for demographers and public health researchers (HORTA et al., 1998; JUSTINO; FREIRE; LUCIO, 2012; UNDP, 2013; LIMA; QUEIROZ; SAWYER, 2014; FREIRE et al., 2014; LIMA; QUEIROZ, 2014). In particular, there is still value in developing robust estimation methods for complete mortality schedules, which could then serve as building blocks for more complex models.

Indirect standardization for sparse data

Indirect standardization (IS) is a common method for dealing with sparse data for small populations. IS assumes a specific pattern of relative mortality by age, and estimates only the *level* of local mortality from local, age-specific death and exposure data. The assumed age pattern for a small area is usually the empirical pattern observed in a larger geographic aggregate, such as the state to which the small area belongs.

Researchers in Brazil and elsewhere have used IS in two different ways, depending on the quality of vital records. For small areas in regions with reliable death registration, researchers have applied IS smoothing to estimate mortality rates directly (CURTIN; KLEIN, 1995; UNDP, 2013; RAM et al., 2015). Death registration is incomplete in many regions of Brazil, however (VASCONCELOS, 1998; PAES; ALBUQUERQUE, 1999; SZWARCOWALD et al., 2002; MELO-JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2007; LIMA; QUEIROZ, 2011; JUSTINO; FREIRE; LUCIO, 2012; FRIAS et al., 2013; LIMA; QUEIROZ; SAWYER, 2014; LIMA; QUEIROZ, 2014). In regions with problematic vital records, IS smoothing produces estimates of (uncorrected) mortality schedules, which then serve as inputs to procedures that estimate the degree and age pattern of under-registration (e.g., HORTA et al., 1998; UNDP, 2013; QUEIROZ et al., 2013; LIMA QUEIROZ; SAWYER, 2014; FREIRE et al., 2014; FREIRE et al., 2015). In both cases, the quality of mortality estimates depends on the fundamental IS assumption – namely, that a specific pattern of relative mortality rates by age is correct. In most applications of IS to small areas, this requires that mortality age patterns must be identical in a larger region (such as a state) and in each of its component subregions (such as microregions or municipalities).

In this paper we propose an alternative to IS that allows estimation of small-area schedules without imposing strong assumptions about the age pattern of mortality rates. Like IS, the new method can be used two ways: (1) to estimate complete schedule of log mortality rates in areas where the vital registration coverage is complete, or (2) to smooth reported death rates in areas with defective vital registration before applying undercount adjustments.

Poisson regression with a TOPALS relational model

We propose a Poisson regression method based on TOPALS, a relational model developed by De Beer (2012) for smoothing and projecting age-specific probabilities of death. Like all relational models (e.g. BRASS, 1971; MURRAY et al., 2003; WILMOTH

et al., 2012), TOPALS builds complete schedules of age-specific rates via mathematical adjustments to a specified standard schedule. Our version of TOPALS constructs a fitted schedule of log mortality rates at ages 0...99 by adding a linear spline function with seven parameters ($\alpha_0 \dots \alpha_6$) to a pre-specified standard schedule. We estimate parameters by maximizing a penalized Poisson likelihood function for age-specific deaths, conditional on age-specific exposure.

To our knowledge, demographers have not previously used TOPALS in regression models. Although relational models can be sensitive to the choice of the baseline schedule, we demonstrate that TOPALS regression results are extremely insensitive to the choice of the standard.

As a relational model with multiple, age-specific parameters, TOPALS is flexible enough to “bend” a standard schedule into a variety of alternative shapes. This flexibility can be important when age-specific mortality patterns vary across small areas within a larger region.

Mortality patterns differ significantly across large regions in Brazil (AGOSTINHO, 2009), but it is less clear what happens in small areas. Even adjacent regions can vary in the stage of epidemiological transition, and in levels of urbanization, development, and public investment. Consequently, they can also differ in age-specific mortality by cause of death, and in age patterns of all-cause mortality (PRATA, 1992; BARRETO et al., 1993; SCHRAMM et al., 2004; BARRETO; CARMO, 2007; ARAÚJO, 2012). In these circumstances, applying IS to estimate mortality rates before applying undercount adjustments could hide important differences between areas’ underlying mortality patterns – especially for males and for some specific causes of death.

The method that we present in this paper, TOPALS regression, offers at least three advantages over IS. First, rather than using multi-year age groups and a maximum age of 60 or 70, the new approach uses data for single years of age 0, 1, 2, ..., 99, even when the corresponding risk populations are very small. Second, Poisson regression allows appropriate use of the “zero” cells for specific ages and age groups in which there are no recorded deaths. Finally, and most importantly, our method does not assume a fixed age pattern of mortality rates in advance. Based on the empirical tests that we report in the paper and in the supplementary material on our project website, we conclude that the TOPALS method works well, even for areas with small populations and zero deaths at many ages.

In the text of this paper, we present only regression results for small areas of Brazil in which vital registration is nearly complete. In these cases TOPALS estimates may be interpreted directly as estimates of local mortality rates. On a supplementary website¹ we report regression results for all small areas of Brazil (all states, mesoregions, microregions, and municipalities). We strongly caution readers that many regression estimates on the website correspond to areas with incomplete vital registration. In such areas, TOPALS estimates, like IS estimates, still require adjustment for under-reporting of deaths.

¹ Available at <<http://topals-mortality.schmert.net>>.

Data and methods

Data

Population and deaths by sex and single-year ages, from 0 to 99, come from the Demographic Census (2010) and from the Ministry of Health's Mortality Information System (SIM/Datasus), respectively. Both types of data were collected at municipal level and then aggregated to microregions, mesoregions, and state levels, as defined by the Brazilian National Statistics Office (IBGE).

We used IBGE's automated retrieval system (SIDRA)² and *TabWin* software available on the Datasus website³ to collect data on population and deaths, respectively, for 5565 municipalities, 100 single-year ages, and 2 sexes. We recorded the 2010 census population, the number of deaths over calendar years 2009-2011, and geographic identifiers for each of the 1,113,000 combinations of (municipality, age, sex). We used the 2010 census populations to estimate age- and sex-specific exposure over 2009-2011.⁴ Despite using three years of exposure, almost half (49.2%) of the (municipality, age, sex) cells have no recorded deaths. The complete dataset is available for other researchers in the supplementary material on our project website.

Poisson regression with TOPALS

Several statistical models smooth mortality rates or probabilities using spline functions (MACNAB; DEAN, 2001; CURRIE; DURBAN; EILERS, 2004; DE BEER, 2012; CAMARDA, 2012). De Beer (2012)'s TOPALS model uses a linear spline to model the pattern of ratios between age-specific probabilities of death in a population and the corresponding probabilities in a standard schedule.

Our variant of TOPALS also uses a standard schedule and a linear spline offset. However, we use the spline to represent additive offsets on the log mortality rate scale, rather than multiplicative offsets on the probability scale. Specifically, we assume that the schedule of log mortality rates over ages 0...99 is the sum of a standard schedule $\lambda^* \in \mathbb{R}^{100}$ and a linear spline function:

$$\lambda(\alpha) = \lambda^* + B \alpha \quad (1)$$

where λ is a vector of log rates in a small area; λ^* is a standard schedule,⁵ B is a matrix of constants in which each column is a linear B-spline basis function (DE BOOR, 1978;

² <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>.

³ <<http://www.datasus.gov.br>>.

⁴ Details of this method are included on our project website. For all but the smallest areas, estimated exposure for a given age and sex is very close to three times the 2010 population at that age and sex.

⁵ The vector of mean sex- and age-specific log rates in the Human Mortality Database (HMD, 2015) over all schedules observed in any country after 1969.

EILERS; MARX, 1996),⁶ and α is a vector of parameters representing offsets to the standard schedule. We define knots at ages $t_0, \dots, t_6 = (0, 1, 10, 20, 40, 70, 100)$. For ages x in $\{0, 1, 2, \dots, 99\}$ and columns k in $\{0, \dots, 6\}$ the basis functions in B are:

$$B_{x,k} = \left\{ \begin{array}{l} \frac{x-t_{k-1}}{t_k-t_{k-1}} \text{ if } x \in [t_{k-1}, t_k]; \\ \frac{t_{k+1}-x}{t_{k+1}-t_k} \text{ if } x \in [t_k, t_{k+1}]; \\ 0 \text{ otherwise} \end{array} \right\} \quad (2)$$

With this parameterization, α values represent additive offsets ($\lambda_x - \lambda_x^*$) to the log rate schedule at exact ages (0, 1, 10, 20, 40, 70, 100) and offsets change linearly with age between those knots.

For any set of observed age-specific deaths and populations $\{D_x, N_x\}_{x=0 \dots 99}$, we assume that deaths are distributed as independent Poisson variables, $D_x \sim \text{Pois}[N_x \exp(\lambda_x)]$, so that the log likelihood is:

$$\log L(\alpha) = \text{constant} + \sum_x [D_x \lambda_x(\alpha) - N_x \exp(\lambda_x(\alpha))] \quad (3)$$

In order to avoid implausible fitted schedules for very small populations with very low numbers of deaths, we add a penalty term to the log likelihood that increases as the linear spline offsets become less smooth (EILERS; MARX, 1996). After omitting the constant (which does not affect the fit), the penalized log likelihood is:⁷

$$Q(\alpha) = \sum_x [D_x \lambda_x(\alpha) - N_x \exp(\lambda_x(\alpha))] - \sum_{k=0}^5 (\alpha_{k+1} - \alpha_k)^2 \quad (4)$$

The penalty term has virtually no effect on the fit for areas with moderate to large numbers of deaths D_x and exposure N_x , but it stabilizes estimates in the smallest municipalities.

The estimated mortality schedule for an area is $\lambda^* + B\hat{\alpha}$, where $\hat{\alpha}$ is the value that maximizes the penalized likelihood Q . This objective function is non-linear in α , but standard software (such as R's *optim* function or the *solver* add-in in Microsoft Excel) can easily find the offsets α that maximize the penalized log likelihood.⁸

Graph 1 provides an example regression fit, for females in the Pará de Minas microregion (IBGE code 31029), which is part of the Belo Horizonte metropolitan mesoregion (code 3107). This microregion had a 2010 female population of 62,248, with 891 female deaths recorded over 2009-2011. The graph shows the logarithms of deaths/(estimated exposure) at each single year of age as circles, and illustrates the fit to the (D_x, N_x) data with offsets

⁶ B-splines are only one of many possible methods for constructing linear spline basis functions. De Beer (2012) uses a different parameterization for linear splines, for example, but the columns spaces of his B matrix and ours are identical. B-splines have an advantage in regression problems, because the columns of the basis function are less collinear and parameter estimators have lower covariances. B-spline coefficients are also especially easy to interpret, because they represent the values of the spline at the knots.

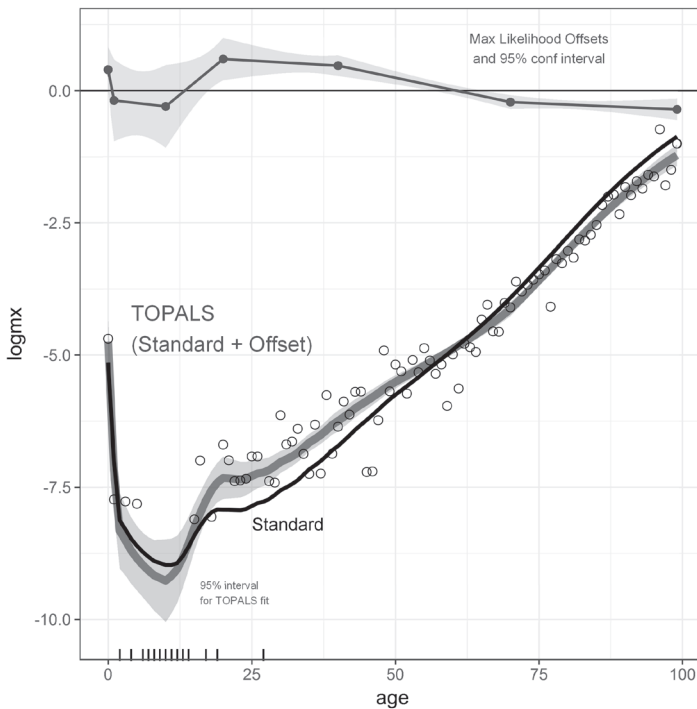
⁷ The penalty term has a Bayesian interpretation: $Q(\alpha)$ is the posterior log likelihood that arises when using an improper prior distribution $(\alpha_{k+1} - \alpha_k) \sim N(0, 1/2)$ with the Poisson likelihood. The penalty term is also related to the IS estimator $\lambda_x = \lambda_x^* + y \forall x$. In this second sense, IS is a special case of TOPALS, in which the penalty for differences in consecutive α terms is infinite and all age-specific offsets $\alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_6 (= \gamma)$ must be identical.

⁸ In the supplementary material for this paper (<http://topals-mortality.schmert.net>) we include an example spreadsheet, Pará de Minas.xlsx, that illustrates how to use Excel's *solver*. The R programs on the site use the *optim* function.

α that maximize the likelihood function in Equation (4). Several features of the plot merit attention:

- Regression estimates produce the smooth schedule ($\lambda^* + B\alpha$) represented by the thick line. This fitted schedule has a plausible age pattern because it is based on an observed standard, but it is appropriately adjusted to local levels and age patterns of mortality via the choice of offsets α .
- A non-linear Poisson regression approach allows estimates of the entire schedule of single-year rates, even when there are no deaths at some ages. For Pará de Minas females 2009-2011, fourteen single-year ages had $D_x=0$ (see figure caption), and there was one five-year group (10-14 year olds) with no recorded deaths.
- Because the regression method borrows information from both the standard and the local rates at younger ages, it is possible to extend rate estimates for small areas to single-year ages above 80.

GRAPH 1
Maximum likelihood TOPALS fit of log mortality by age, females
Pará de Minas microregion – 2010



Source: Human Mortality Database (2015) and IBGE (2010) and Ministry of Health (<http://www.datasus.gov.br>).
 Note: Open circles represent $\ln(D_x, N_x)$ for each single year of age. Tick marks on the horizontal axis represent 14 ages with no reported female deaths (2,4,6-14,17,19 and 27). The thin solid curve is the standard schedule λ^* . Segmented line at the top represents age-specific offsets from the standard ($\lambda_x - \lambda^*$); heights of the solid points are equal to maximum likelihood estimates for α . Final fitted schedule λ_x equals standard schedule plus estimated offset. Shaded bands represent 95% pointwise confidence intervals for linear spline offsets and for log mortality schedule λ_x .

- A Poisson regression approach allows calculation of standard errors for the estimated spline offsets and the corresponding standard errors in estimated log mortality rates. Pointwise 95% confidence intervals (discussed in more detail in section 2.4) appear as the light bands in Graph 1.
- As demonstrated in the next subsection, the shape of the final estimated schedule is extremely insensitive to the choice of standard. Because the approach allows different offsets at different ages, almost any choice of standard will produce a fitted schedule very similar to the thick line labeled TOPALS when applied to this data set.

Insensitivity to choice of standard

Selection of an appropriate standard can be a big challenge when using a relational model. One major advantage of our regression approach is that the estimated mortality rates change very little with different choices for the standard λ^* , so that demographers can use almost any schedule as a starting point.

To illustrate the (in)sensitivity of our proposed method, we estimated mortality rates for Brazilian areas using seven extremely different standards, based on average log mortality rates over alternative subsets of the HMD (2015): lifetables from (1) all countries, (2) Chile, (3) Sweden, (4) France, (5) Eastern European countries, (6) Anglophone countries, and (7) Asian countries.

The top left panel of Graph 2 shows the seven different standards. The other three panels of Graph 2 present Poisson regression estimates of male mortality rates using each of the seven standards for three municipalities with very different population sizes in 2010: Ribeirão Preto - SP (6,186 deaths over 2009-2011, with a 2010 census population of 290,165 males), Itajubá - MG (1,008 deaths, 44,489 males), and Fernando de Noronha (12 deaths, 1,292 males).

In all areas, the mortality pattern estimated by the regression model is very similar for all seven choices of standard schedule, and goodness of fit is almost identical. In order to compare fits, we calculate the deviance-based R^2 measure for Poisson regression models proposed by Cameron and Windmeijer (1996, p. 211).⁹ Each standard s produces a different fitted model and therefore a different goodness of fit R_s^2 to the observed deaths and exposure.

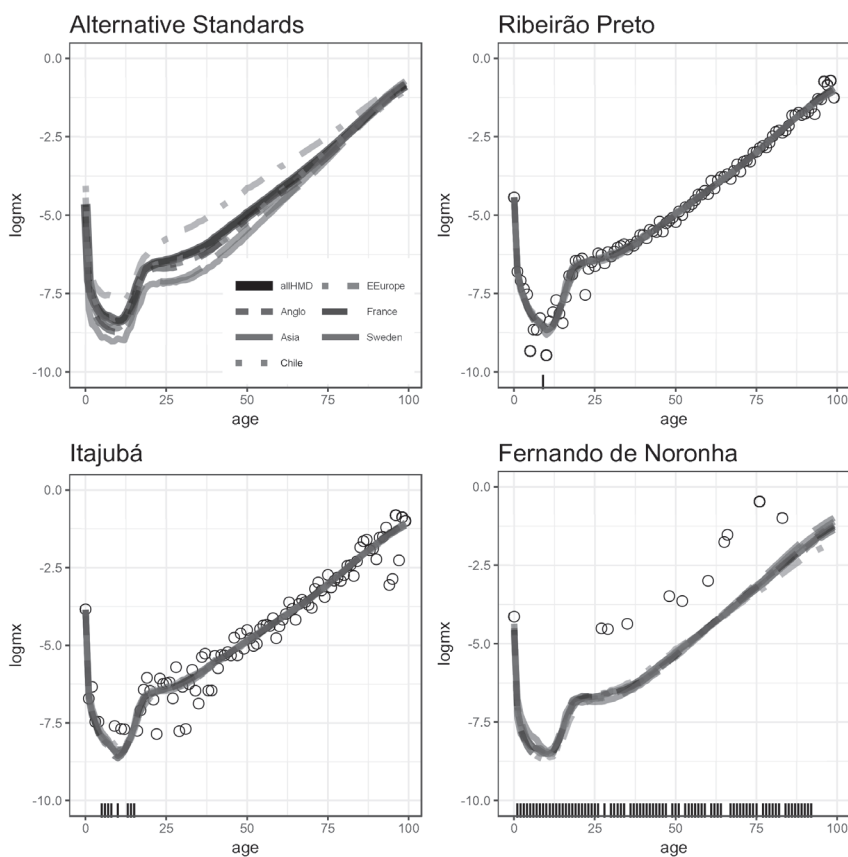
Ribeirão Preto (top right panel) had at least one male death over 2009-2011 at every single-year age except 9, and three years of exposure is sufficient to generate a regular pattern in age-specific rates even before smoothing (open circles). Regardless of the choice of standard, a TOPALS regression model reproduces the observed pattern well. All standards yield similar goodness of fit. Rounded to three decimal places, the seven Cameron-Widmeijer R_s^2 values for $s \in \{All_HMD \dots Asian\}$ all equal 0.999, indicating very good and extremely similar fits.

⁹ In our model this measure is $R_{DEV,P}^2 = 1 - \frac{\sum_x D_x \ln(D_x / \hat{D}_x) - (D_x - \hat{D}_x)}{\sum_x D_x \ln(D_x / \bar{D}_x)}$, where $\hat{D}_x = N_x \exp(\hat{\lambda}_x)$, $\bar{D} = (\sum_x D_x) / (\sum_x N_x)$, and by convention $0 \cdot \ln(0) = 0$.

In a municipality with a moderate-sized population, such as Itajubá in the bottom left panel, directly observed rates (open circles) are noisier and there are more ages at which no deaths are recorded. In this case regression smoothing is more necessary, but again the choice of standard has only minor effects on the fitted rates: estimated schedules are very similar for all eight standards. R_s^2 for $s \in \{All_HMD \dots Asian\}$ all round to 0.993, again indicating very similar fits.

GRAPH 2

Seven alternative standard schedules and corresponding estimated male mortality rates ($\log m_x$) by age for three municipalities with different population sizes: Ribeirão Preto, Itajubá and Fernando de Noronha – 2010



Source: IBGE (2010) and Ministry of Health (<http://www.datasus.gov.br>).

Finally, the bottom right panel shows regression results for an extreme case with a very small municipal population. Fernando de Noronha had only twelve recorded deaths for males over 2009-2011 (one infant death, one death each at ages 27, 29, 35, 52, 60, 65, 66, 76, and 83, and two deaths at age 48). The male resident population was also zero at many ages above 75 and at all ages 91-100. Remarkably, TOPALS regression produces reasonable (although highly uncertain) estimated mortality schedules, even in this case where mortality

and exposure data is very sparse. As in the other panels, the fitted schedules are similar for all choices of standard, although with only twelve observed deaths fits are of course slightly less stable. R_s^2 values for $s \in \{All_HMD \dots Asian\}$ are (.689, .686, .676, .673, .681, .678, .670).

Calculation of standard errors

A nonlinear regression approach to estimating the linear spline offsets α allows approximation of standard errors for α and λ terms. From standard nonlinear regression analysis (e.g. RUUD 2000, p. 327), the 7x7 covariance matrix of offset estimators $\hat{\alpha}$ is approximately equal to the negative of the inverse Hessian matrix of second derivatives of $Q(\alpha)$ from equation (4): $V(\hat{\alpha}) \approx -\left[\frac{\partial^2 Q(\hat{\alpha})}{\partial \alpha \partial \alpha'}\right]^{-1}$. In the TOPALS model the negative of the Hessian is

$$-\left(\frac{\partial^2 Q(\hat{\alpha})}{\partial \alpha \partial \alpha'}\right) = \sum_x \left[\hat{D}_x(\hat{\alpha}) b_x b_x' \right] + 2\Delta \tag{5}$$

where $\hat{D}_x = N_x e^{\lambda_x(\hat{\alpha})}$ is the number of deaths at age x predicted by the fitted model, b_x is a 7x1 column vector containing the (transposed) row of the spline matrix B that corresponds to age x , and Δ is a 7x7 matrix of differencing constants related to the penalty term in equation (4).^{10, 11} Inverting this matrix produces an estimate of the 7x7 covariance matrix $V(\hat{\alpha})$, which in turn produces a 100x100 covariance matrix for estimated log mortality rates: $V(\hat{\lambda}) = V(\lambda^* + B\hat{\alpha}) = BV(\hat{\alpha})B'$ (6)

The square roots of the diagonal of $V(\hat{\lambda})$ are the estimated pointwise standard errors for log mortality rates at ages 0...99.

Graph 1 includes example uncertainty estimates for the Pará de Minas female schedule. At each age, bands at (estimates ± 1.96 standard errors) illustrate 95% confidence intervals for both the spline offsets and the log rates. Analogous calculations are possible for any TOPALS regression estimates. Equation (5) shows that uncertainty about log mortality rates will be high when there are few expected local deaths around the age of interest. Standard errors are therefore large when age-specific populations are small (as in a small municipality) and when mortality rates are very low (as at ages 5-15).

Estimation errors for TOPALS and IS with simulated data

The evaluations in the previous subsections use real data in cases for which true mortality rates are unknown. It is also important to evaluate TOPALS regression in simulations with known rates in order to understand the method’s statistical performance – particularly in comparison with IS.

¹⁰ Δ is 7x7 with (1,2,2,2,2,2,1) on the main diagonal, -1 in every element of the first subdiagonal and first superdiagonal, and zero everywhere else.

¹¹ R calculates the Hessian automatically if the *optim* function includes the argument *hessian=TRUE*.

For this purpose, we compared TOPALS regression and IS by generating thousands of Monte Carlo samples of different sizes from a known mortality schedule (the national μ_x schedule for Brazilian males in 2010). Every sample in our simulations had a predetermined number of individuals N_x at each single year of age, and a random number of deaths $D_x \sim \text{Poisson}(N_x \mu_x)$.

We calculated two TOPALS regression fits from each sample – one using a standard schedule with an *incorrect* shape (the all-HMD average used earlier), and another using a standard with the *correct* shape (the μ_x values that actually generated the data). We also calculated two IS estimates for each sample, using both the HMD standard (incorrect shape) and the true Brazilian schedule (correct shape).¹²

The main questions for the Monte Carlo exercise are (1) Do typical errors approach zero as sample sizes increase? and (2) Does using an incorrect standard cause significant bias? The second question is particularly important for IS estimates in small areas, because the mortality schedule for a subregion may not have the same shape as the schedule for the larger region in which it resides. In that case, estimating the subregional schedule using the (locally incorrect) shape of the regional schedule could produce large errors.

Complete Monte Carlo results are available in the supplemental files on the project website. Here we briefly summarize by reporting mean absolute errors (MAE) in estimated log mortality rates and in estimated life expectancy over samples with different estimators and small-area sample sizes (Table 1).

TABLE 1
Mean absolute errors of log mortality rates and estimated life expectancy, with alternative methods, standards, and sample sizes

N_x	With correct standard		With incorrect standard	
	IS	TOPALS	IS	TOPALS
$\ln \hat{\mu}_x - \ln \mu_x$ over all ages and samples				
1	.415	.417	.733	.692
100	.040	.142	.539	.187
10000	.004	.028	.538	.057
$\hat{e}_0 - e_0$ over all samples				
1	4.79	4.94	6.31	6.10
100	0.52	1.29	5.54	1.43
10000	0.05	0.15	5.54	0.15

Source: Simulated data as described in text.

Note: IS=indirect standardization, N_x =number of individuals at each single-year age

TOPALS regression, which is able to “bend” any standard mortality schedule via age-specific offsets, performs similarly, regardless of the chosen standard. At extremely small sample sizes (such as $N_x=1$, which would correspond to total local population of only 100 people), TOPALS errors are fairly large,¹³ but they quickly become small as sample sizes

¹² In our notation, IS may be expressed as $\lambda_x = \lambda_x^* + \hat{\gamma}$, where $\hat{\gamma} = \ln \left[\frac{\sum_x D_x}{\sum_x (N_x \exp(\lambda_x^*))} \right]$ is the logarithm of (observed deaths)/(expected deaths). IS shifts a standard schedule of log rates up or down, by the same amount at each age.

¹³ For all methods, in very small samples the reported errors are almost entirely caused by underestimates of mortality rates and overestimates of e_0 . Scherbov and Ediev (2011) show that this bias is a mathematical feature of small-sample estimates.

increase (Table 1). This occurs for almost any chosen standard, as comparison of the last two columns in Table 1 suggests.

In contrast, the performance of IS depends critically on the chosen shape of the standard mortality schedule. If the standard shape is correct (first columns of table 1), then errors are smaller than TOPALS errors and decrease similarly with sample size. However, if the chosen standard schedule does *not* match the true schedule's shape (last columns of table 1), then IS can exhibit strong bias even as sample sizes become very large.

We conclude from the simulations that IS is slightly better than TOPALS when the shape of the local mortality schedule matches the assumed standard. (This makes statistical sense: when a strong mathematical assumption about the exact shape of the mortality schedule is correct, then adding extra parametric flexibility via TOPALS can only increase the variance of mortality estimates). However, TOPALS decisively outperforms IS when the shape of the local mortality schedule differs from the standard.

The underlying mortality pattern in Brazilian small areas

A flexible regression model like TOPALS is valuable when regional and subregional age patterns of mortality differ. We now return to contemporary Brazilian data to investigate whether that situation is common.

We illustrate intra-state differentials in underlying mortality patterns with results from the state of Minas Gerais and some of its subregions. We chose Minas Gerais as an example because its vital registration is very complete (LIMA; QUEIROZ, 2011; LIMA; QUEIROZ; SAWYER, 2014), and because it is a state with heterogeneous subregions in terms of social demographic variables (UNDP, 2013).

TOPALS regression versus IS

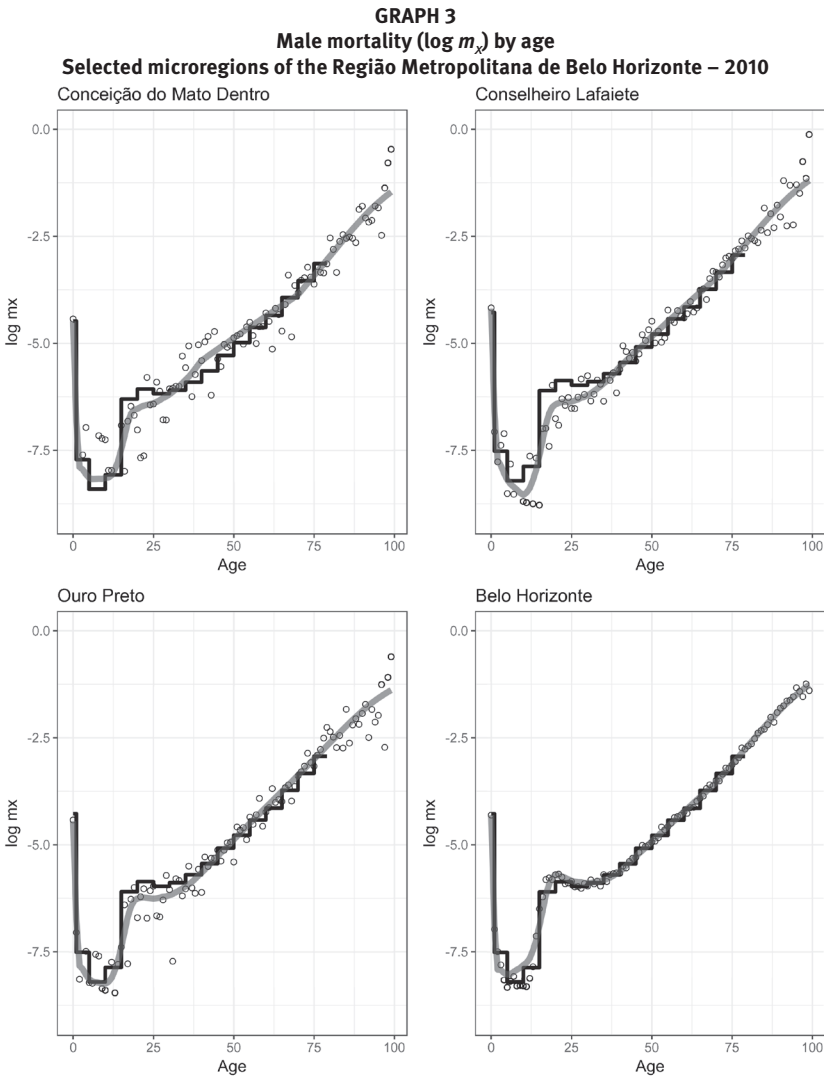
IS methods use the mortality pattern in a large region as a standard shape for the patterns in component subregions (HORTA et al., 1998; LIMA; QUEIROZ; SAWYER, 2014), which imposes a strong homogeneity assumption. In contrast, TOPALS regression allows estimation and smoothing of age-specific mortality rates for small areas without assuming homogeneity.

We first show results for several microregions in the Belo Horizonte metropolitan mesoregion, *Região Metropolitana de Belo Horizonte* (RMBH). We applied IS by (1) calculating mesoregion-level male mortality rates for standard age groups (0,1-4,5-9,...,75-79)¹⁴ as death/exposure ratios for the entire RMBH mesoregion; (2) calculating the expected number of deaths in each microregion at those rates, given local age-specific exposure; (3) calculating a multiplier for each microregion as (observed deaths)/(expected deaths at mesoregional rates); (4) assuming that the rate schedule in each microregion is its local multiplier times the mesoregional schedule. We also estimated TOPALS regressions for each microregion using the HMD standard.

¹⁴ Standard practice (e.g. FREIRE et al., 2015) uses an upper age limit, often 80, for IS. We repeat that practice for the calculations in Graph 3.

Because the Belo Horizonte microregion contains 76% of the male population of the RMBH mesoregion, it dominates these calculations: the shape of the RMBH schedule calculated in step (1) of IS is essentially determined by the age pattern of mortality in Belo Horizonte. This means, in turn, that the subregional schedules calculated in step (4) will also have the Belo Horizonte age pattern.

Graph 3 shows the results for four of the eight microregions in the RMBH mesoregion, and illustrates how TOPALS regression adds flexibility that can capture meaningful differences in mortality schedules across adjacent small areas.



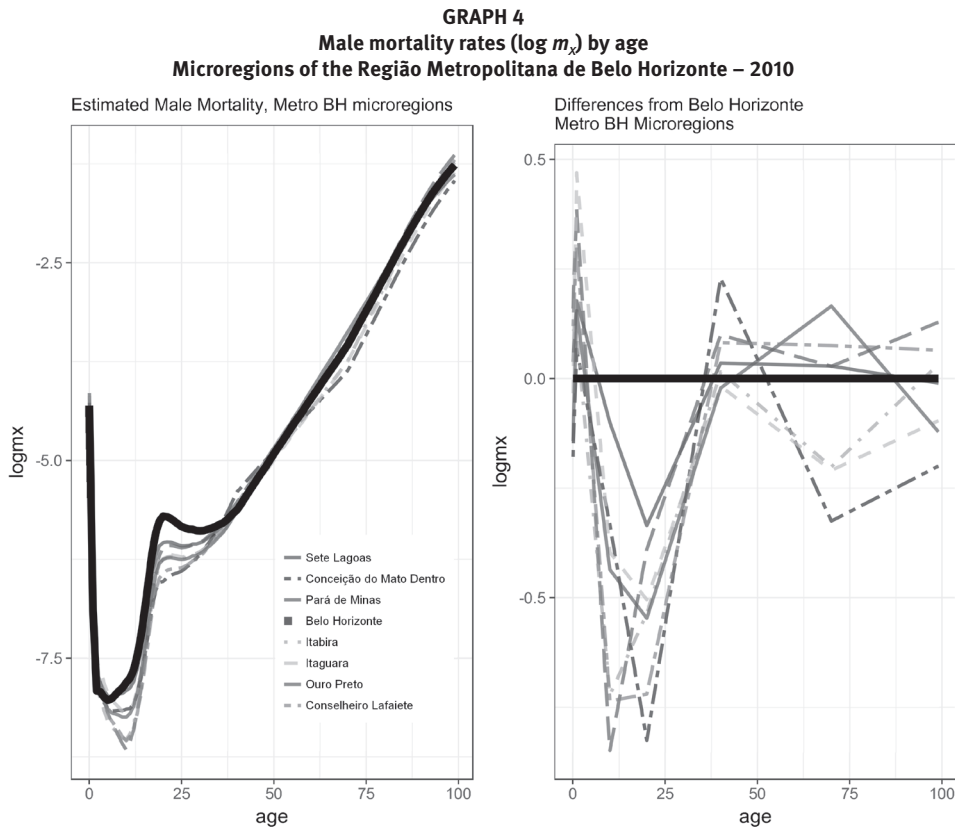
Source: IBGE (2010) and Ministry of Health (<http://www.datasus.gov.br>).

Note: Step functions over ages 0-79 are estimates from indirect standardization based on the mesoregion's aggregate rates. Open circles are $\ln(D_x/N_x)$ from recorded deaths. Smooth lines are local TOPALS regression estimates. There are eight microregions in the Belo Horizonte metropolitan mesoregion; these four were selected in order to illustrate the potential variety in local age patterns.

Differences within a mesoregion: microregions in RMBH

TOPALS regression allows each subregion to have a different age pattern of mortality. Graph 4 presents TOPALS estimates of mortality schedules for all microregions within the RMBH mesoregion. In the left panel of Graph 4 one can see that at the youngest ages, at young adult ages, and at older ages 70+, there are notable differences in mortality rates between microregions. These differences become clearer in the right panel of Graph 4, which shows the differences between each microregion’s log rates and those of the Belo Horizonte microregion.¹⁵

Brazilian data quality studies show that RMBH had nearly complete coverage of deaths by sex and age in 2010 (LIMA; QUEIROZ, 2011; LIMA; QUEIROZ; SAWYER, 2014). Clear differences between the schedules in Graph 4 show that homogeneity in the underlying mortality patterns between adjacent small areas (in this case, adjacent Brazilian microregions) may be a poor assumption.



Source: IBGE (2010) and Ministry of Health (<http://www.datasus.gov.br>).

¹⁵ Because all fitted schedules are the sum of a common standard schedule plus a location-specific linear spline, the differences between local schedules are also linear splines.

Differences between mesoregions: Minas Gerais

In Graph 5 we shift the level of analysis to larger geographic scales. In contrast to the previous analyses, the RMBH mesoregion is now one of several subregions, with the entire state of Minas Gerais as the larger area. The graph shows TOPALS regression fits for male mortality rates by mesoregion (left panel). Differences between each mesoregion's fitted schedule and the RMBH fit appear in the right panel. The left panel shows different underlying male mortality patterns between mesoregions, mainly for infants, young children, young adults, and at the oldest ages. Also, one can see that there is one mesoregion, Vale do Mucuri, with the highest mortality rates at almost every age. For females (results not shown in Graph 5),¹⁶ mesoregions other than Vale do Mucuri had more homogeneous mortality patterns than males, except at the oldest ages.

The notable differences between the Vale do Mucuri male mortality pattern and all other mesoregions in Minas Gerais need to be more carefully investigated. There is evidence that mortality due to violence and transit accidents in Brazil is increasing among young adult males (SOUZA; LIMA, 2007). There is also emerging evidence that mortality rates due to homicides are increasing in Brazil outside of metropolitan areas (SOUZA; LIMA, 2007; WAISELFISZ, 2013). However, these trends do not explain why mortality rates for children and adults are higher only in the Vale do Mucuri mesoregion, as we see in Graph 5.

In the right panel of Graph 5 we show differences between the estimated log mortality rates of each mesoregion and the RMBH mesoregion.¹⁷ Setting Vale do Mucuri aside temporarily, there are notable differences between RMBH and other Minas Gerais mesoregions.¹⁸ In particular, child and young adult mortality for males is much lower outside of RMBH. Mesoregions located in the North and Northeast of the state are characterized by higher infant mortality rates and lower young adult mortality rates (except for Vale do Mucuri). The high infant mortality rates outside of RMBH are consistent with the findings of Almeida and Szwarcwald (2014) for Minas Gerais. Municipalities in northern Minas Gerais, especially in the Jequitinhonha mesoregion, probably experienced the highest rates (CASTRO; SIMÕES, 2009; ALMEIDA; SZWARCWARD, 2014). The geographical distribution of child mortality risk seems similar to the infant mortality pattern (MCKINNON, 2010).

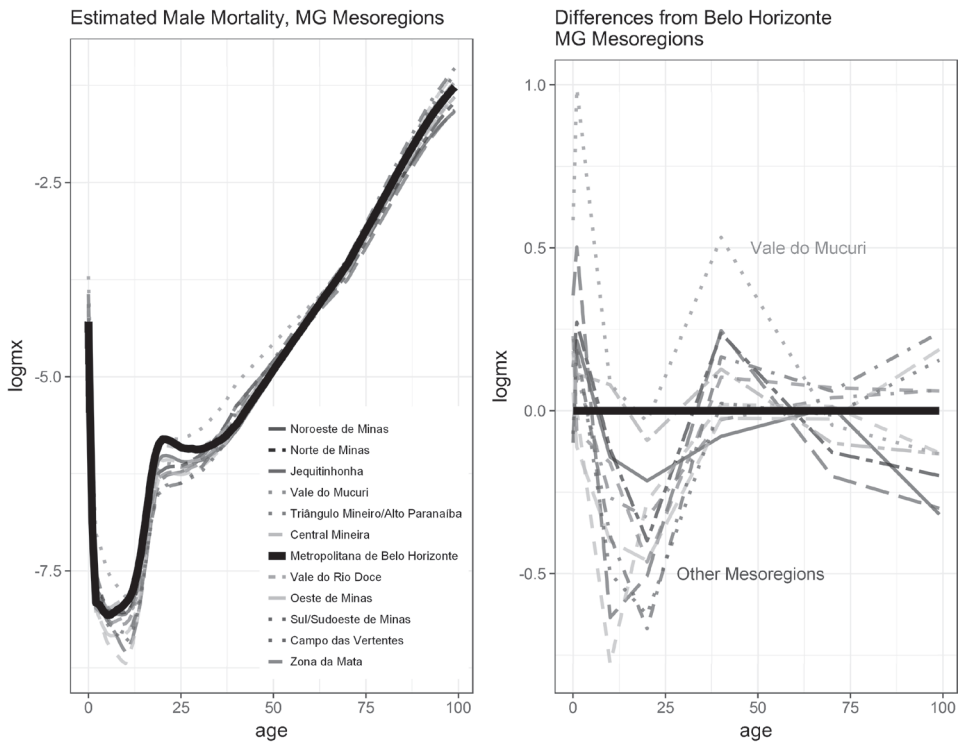
Differences between mesoregions in violence and transit accidents could explain the regional differences in the mortality rates of young adult males. Although mortality due to violence is increasing among young adults around many areas in Brazil (SOARES FILHO et al., 2007; SOUZA; LIMA, 2007; WAISELFISZ, 2013), mortality due to transit accidents is also responsible for higher rates in state capitals and metropolitan areas (MELLO-JORGE; LATORRE, 1994; MELLO-JORGE; GAWRYSZEWSKI; LATORRE, 1997; GAWRYSZEWSKI; KOIZUMI; MELLO-JORGE, 2004).

¹⁶ Results for females are available on the project website [URL redacted for review]

¹⁷ The shape of the mortality schedule for the RMBH mesoregion is very similar to the shape for the entire state of Minas Gerais.

¹⁸ Our project website has color versions of all graphics.

GRAPH 5
Male mortality by age
Mesoregions of Minas Gerais – 2010



Source: IBGE (2010) and Ministry of Health (<http://www.datasus.gov.br>).

Note: Right panel shows $\log(\mu_x) - \log(\mu_{x,RMBH})$ for each mesoregion in Minas Gerais.

In contrast to the situation for infants and young adults, at the oldest ages we have little evidence with which to evaluate the mesoregional differences. Due to the poor quality of both death and population data, there is no evidence about the underlying mortality pattern at oldest ages in Brazil, even in larger areas. A study about centenarians showed that age-specific mortality rates in Brazil are likely to be underestimated due to misreported ages (GOMES; TURRA, 2009). Brazilian centenarians are probably exaggerating their ages in the census (GOMES; TURRA, 2009). The results in Graph 5, in which mesoregions located in the North and Northeast of the state have the lowest mortality rates at the oldest ages, suggest that the data quality problems could lead to underestimation of mortality rates in those parts of Minas Gerais.

Consistency of small- and large-area TOPALS estimates

Consistency between disaggregated and aggregated schedules is a desirable property for a small-area estimation procedure. Ideally, a region's estimated mortality schedule should be identical regardless of whether one (1) aggregates death and exposure data for the entire region and then estimates a single mortality schedule, or (2) estimates separate mortality schedules for subregions and then aggregates those schedules.

TOPALS estimates of age-specific mortality rates do not have this mathematical property exactly, but in practice they are extremely consistent when aggregated. For purposes of analysis, note that empirical consistency implies that the estimated rate from aggregated regional data ($\tilde{\mu}_x$) is related to subregional estimates ($\hat{\mu}_{x1}, \hat{\mu}_{x2}, \dots$) at each age as

$$\tilde{\mu}_x = \sum_i \left(\frac{N_{xi}}{N_x} \right) \hat{\mu}_{xi} \quad (7)$$

where N_{xi} is the exposure at age x in subregion i and $N_x = \sum_i N_{xi}$. Multiplying both sides of equation (7) by N_x produces $N_x \tilde{\mu}_x = \sum_i N_{xi} \hat{\mu}_{xi}$, or even more simply in terms of predicted deaths $\tilde{D}_x = \sum_i \hat{D}_{xi}$. Thus, consistency between estimated regional and subregional schedules implies that, at every age, the sum of predicted deaths in each small area equals the number of predicted deaths for the larger area.

To assess the empirical consistency of TOPALS estimates, we aggregated predicted deaths by sex and age from smaller to larger areas at three geographic levels – from 137 Brazilian mesoregions to 27 state schedules, from 558 microregions to 137 mesoregional schedules, and from 5565 municipalities to 558 microregional schedules. In all cases we will call the higher-level aggregate the “regional” schedule. There are thus $27+137+558 = 722$ aggregate regions and $2 \cdot 722 = 1444$ sex-specific regional schedules. For each regional schedule we calculated the TOPALS-predicted number of deaths at each age $x=0 \dots 99$ from aggregated regional data (\tilde{D}_x) and the sum of predicted deaths from the corresponding subregional TOPALS estimates ($\hat{D}_x = \sum_i \hat{D}_{xi}$).

Perfect consistency between regional and subregional schedules occurs if all 100 calculated differences $\tilde{D}_x - \hat{D}_x$ are zero. Estimates are highly consistent if almost all differences are small. For each of the 1444 aggregated regional schedules, we evaluated consistency by calculating the mean absolute difference of the TOPALS estimates from higher- and lower-level geography, $MAD = \sum_x |\tilde{D}_x - \hat{D}_x| / 100$, and the mean absolute percent difference $MAPD = \sum_x \left| \frac{\tilde{D}_x - \hat{D}_x}{\tilde{D}_x} \right|$.

With TOPALS estimates, 1408 of the 1444 regional schedules had either $MAD < 1$ death or $MAPD < 1$ percent. In the other 36 regional schedules the MAD never exceeded 2.12 deaths. These are very small inconsistencies.

For males in the RMBH mesoregion, for example, the TOPALS mortality estimates illustrated in Graphs 4 and 5 (for the eight component microregions and the larger RMBH mesoregion, respectively) are highly consistent. In the RMBH mesoregion the TOPALS-predicted number of deaths in 2009-2011 from the mesoregional data is 58179, while the sum of deaths predicted in the component microregions is 58183. The fitted age-specific schedules for RMBH are also extremely similar: over 100 ages, the MAD between regional and subregional predictions is 0.84 deaths, and the MAPD is 0.3%.

In sum, TOPALS estimates for higher- and lower-level geographies are not perfectly consistent in theory. But they are highly consistent in practice.

Conclusion and discussion

In this paper we dealt with the problem of unstable event/exposure estimates in small populations. We proposed a Poisson regression method for estimating age-specific mortality rates that is based on the TOPALS relational model, and we illustrated the new method with small-area data from Brazil in 2010. In contrast to alternative estimation methods, our approach uses disaggregated, single-year age data, it does not impose a specific age pattern of mortality rates, and it allows appropriate use of the “zero” cells in which there are no recorded deaths.

Our application to Brazilian small areas was motivated by the hypothesis that different degrees of urbanization and development in subnational populations could mean that even adjacent areas might have different mortality patterns by age. Under this hypothesis, IS techniques commonly used to estimate age-specific mortality rates could produce biased estimates of small-area schedules.

To demonstrate the plausibility of this hypothesis, we estimated mortality rates between and within mesoregions in Minas Gerais, one of Brazil’s most socially and demographically heterogeneous states. We observed notable differences in relative levels of child, young adult, and old-age mortality between and within mesoregions. TOPALS regression can capture these meaningful differences in mortality schedules across adjacent small areas, which would be obscured by IS.

Many subnational areas in Brazil had almost full coverage of deaths in 2010, especially in the South and Southeast. For those areas, our method could be used to estimate complete life tables and to compare levels of mortality in terms of life expectancy at birth. Our method also allows comparisons of mortality rates at high ages (6099).

TOPALS regression represents a *potential* advance for mortality estimation in small areas with incomplete death registration that require undercount adjustments. Previous studies have identified many areas in Brazil with poor vital registration coverage (PAES; ALBUQUERQUE, 1999; LIMA; QUEIROZ, 2011; JUSTINO; FREIRE; LUCIO, 2012; LIMA; QUEIROZ; SAWYER, 2014; FREIRE et al., 2015). Current approaches for estimating mortality rates in such areas (e.g., HORTA et al., 1998; LIMA; QUEIROZ; SAWYER, 2014) use a two-step process: (1) IS to smooth small-area rates and estimate expected numbers of deaths by age group, followed by (2) correction for under-registration by applying Death Distribution Methods to the smoothed data.

As we have demonstrated above, IS based on higher-level geographic aggregates can lead to systematic mistakes in the first step of this process. These mistakes could then lead to incorrect conclusions about the completeness of registration in the second step. For example, if one used IS to smooth rates for Conselheiro Lafaiete (the step function in the top right panel of Graph 3), then the cluster of lower-than-expected mortality rates at child and young adult ages in would be misinterpreted as under-registration.

A method like TOPALS regression that does not impose a particular shape on the first-stage estimates would clearly work better in cases like Conselheiro Lafaiete, where the data is good, and a flexible model will more accurately estimate real local patterns. However, it remains unclear whether flexibility in the first stage has net benefits when observed death/exposure ratios are strongly affected by under-registration.¹⁹ TOPALS regression approach for first-stage estimation and smoothing seems promising as a component for more complex correction models, but we have not investigated its advantages and disadvantages in this paper.

References

- AGOSTINHO, C. S. **Estudo sobre a mortalidade adulta, para Brasil entre 1980 e 2000 e Unidades da Federação em 2000: uma aplicação dos métodos de distribuição de mortes**. Tese (Doutorado em Demografia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.
- ALEXANDER, M.; ZAGHENI, E.; BARBIERI, M. A Flexible Bayesian model for estimating subnational mortality. In: ANNUAL MEETING OF THE POPULATION ASSOCIATION OF AMERICA. Washington, 2016. Available at: <<https://paa.confex.com/paa/2016/mediafile/ExtendedAbstract/Paper6721/PAA.pdf>>. Accessed on: 23 Sep. 2016.
- ALMEIDA, W. S.; SZWARCOWALD, C. L. Mortalidade infantil nos municípios brasileiros: uma proposta de método de estimação. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, v. 14, n. 4, p. 331-342, 2014.
- ARAÚJO, J. D. Polarização epidemiológica no Brasil. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 21, n. 4, p. 533-538, 2012.
- ASSUNÇÃO, R. M.; SCHMERTMANN, C. P.; POTTER, J. E.; CAVENAGHI, S. M. Empirical Bayes estimation of demographic schedules for small areas. **Demography**, v. 42, n. 3, p. 537-558, 2005.
- BARRETO, M. L.; CARMO, E. H. Padrões de adoecimento e de morte da população brasileira: os renovados desafios para o Sistema Único de Saúde. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 12, supl., p.1779-1790, 2007.
- BARRETO, M. L.; CARMO, E. H.; NORONHA, C. V.; NEVES, R. B. B.; ALVES, P. C.; Mudanças dos padrões de morbi-mortalidade: uma revisão crítica das abordagens epidemiológicas. **PHYSIS – Revista de Saúde Coletiva**, v. 3, n. 1, 1993.
- BERNADINELLI, L.; MONTOMOLI, C. Empirical Bayes versus fully Bayesian analysis of geographical variation in disease risk. **Statistics in Medicine**, v. 11, n. 8, p. 983-1007, 1992.
- BRASS, W. On the scale of mortality. In: BRASS, W. (Ed.). **Biological aspects of demography**. London: Taylor and Francis, 1971.
- BRASS, W.; COALE, A. J. Methods of analysis and estimation. In: BRASS, W.; COALE, A. J.; DEMENY, P.; LORIMER, F. et al. (Ed.). **The demography of tropical Africa**. Princeton: Princeton University Press, 1968.
- BRAVO, J. M.; MALTA, J. Estimating life expectancy in small population areas. In: EUROSTAT – European Commission (Ed.). **Work session on demographic projections: methodologies and**

¹⁹ It is also unclear whether it is better to smooth mortality schedules before correcting for undercount, or vice-versa. That remains an open research question. TOPALS regression would likely be useful in the smoothing stage, regardless of the order of smoothing and correction.

working papers. Luxembourg: Eurostat, 2010. p. 113-126. Available at: <<http://tinyurl.com/bravo-malta-eurostat>>. Accessed on: 9 Sep. 2016.

CAMARDA, C. G. Mortality smooth: an R package for smoothing Poisson counts with P-splines. **Journal of Statistical Software**, v. 50, p. 1-24, 2012.

CAMERON, A. C.; WINDMEIJER, F. A. G. R-squared measures for count data regression models with applications to health-care utilization. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 14, n. 2, p. 209-220, 1996.

CASTRO, M. C.; SIMÕES, C. C. S. Spatio-temporal trends of infant mortality in Brazil. In: XXVI IUSSP INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE. **Proceeding...** Marrakech: International Union for the Scientific Study of Population, 2009. Available at: <<http://iussp2009.princeton.edu/papers/92270>>. Accessed on: 01 Oct. 2015.

CONGDON, P. Life expectancies for small areas: a Bayesian random effects methodology. **International Statistical Review**, v. 77, n. 2, p. 222-240, 2009.

CURRIE, I. D.; DURBAN, M.; EILERS, P.H.C. Smoothing and forecasting mortality rates. **Statistical Modelling**, v. 4, n. 4, p. 279-298, 2004.

CURTIN, L. R.; KLEIN, R. J. Direct standardization (age-adjusted death rates). **Healthy People 2000 Statistical Notes**, n. 6, Mar. 1995.

DE BEER, J. Smoothing and projecting age-specific probabilities of death by TOPALS. **Demographic Research**, v. 27, n. 20, p. 543-592, 2012.

DE BOOR, C. **A practical guide to splines**. Berlin: Springer, 1978.

DIVINO, F.; EGIDI, V.; SALVATORE, M. A. Geographical mortality patterns in Italy: a Bayesian analysis. **Demographic Research**, v. 20, n. 18, p. 435-466, 2009.

EAYRES, D.; WILLIAMS, E. S. Evaluation of methodologies for small area life expectancy estimation. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 58, n. 3, p. 243-249, 2004.

EILERS, P. H. C.; MARX, B. D. Flexible smoothing with B-splines and penalties. **Statistical Science**, v. 11, n. 2, p. 89-121, 1996.

FEENEY, G. Estimating infant mortality trends from child survivorship data. **Population Studies**, v. 34, p. 109-128, 1980.

FREIRE, F. H. M. A.; QUEIROZ, B. L.; LIMA, E. E. C.; GONZAGA, M. R.; SOUZA, F. H. Mortality estimates and construction of life tables for small areas in Brazil, 2010. In: ANNUAL MEETING OF THE POPULATION ASSOCIATION OF AMERICA. **Proceedings...** San Diego, 2015. Available at: <<http://paa2015.princeton.edu/abstracts/150854>>. Accessed on: 01 Dec. 2015.

FREIRE, F. H. M. A.; SOUZA, F. H.; QUEIROZ, B. L.; LIMA, E. E. C.; GONZAGA, M. R. Tabelas de sobrevivência para os municípios brasileiros em 2010: análise espacial do padrão e nível da mortalidade. In: XIX ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS. **Anais...** São Pedro (SP): Abep, 2014. Available at: <<http://abep.info/anais/anais.php?id=59#.VsyRk30rLcs>>. Accessed on: 01 Nov. 2015.

FRIAS, P. G.; SZWARCOWALD, C. L.; SOUZA JUNIOR, P. R. B de; ALMEIDA, W. S.; LIRA, P. I. C. Correcting vital information: estimating infant mortality, Brazil, 2000-2009. **Revista de Saúde Pública**, v. 46, n. 6, p. 1-10, jul., 2013.

GAWRYSZEWSKI, V. P.; KOIZUMI, M. S.; MELLO-JORGE, M. H. P. As causas externas no Brasil no ano 2000: comparando a mortalidade e a morbidade. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 4, p.995-1003, jul./ago. 2004.

GOMES, M. M. F.; TURRA, C. M. The number of centenarians in Brazil: indirect estimates based on death certificates. **Demographic Research**, v. 20, n. 20, p. 495-502, 2009.

HILL, K. Approaches to the measurement of childhood mortality: a comparative review. **Population Index**, v. 57, n. 3, p. 368-382, 1991.

HORTA, C. J. G.; NOGUEIRA, O. J. O.; WONG, L. L. R.; CARVALHO, J. A. M. Estimativas de mortalidade para os municípios brasileiros: uma proposta metodológica para resultados comparativos. In: XI ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS. **Anais...** Caxambu: Abep, 1998. Available at: <<http://www.abep.org.br/?q=publicacoes/anais/anais-1998-sess%C3%B5es-tem%C3%A1ticas-especiais>>. Accessed on: 03 Nov. 2015.

HUMAN MORTALITY DATABASE. University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany), 2015. Available at: <<http://www.mortality.org/>>. Accessed on: 01 Oct. 2015.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico do Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010 (Resultados da Amostra).

JONKER, M. F.; VAN LENTHE, F. J.; CONGDON, P. D.; DONKERS, B.; BURDOF, A.; MACKENBACK, J. P. Comparison of Bayesian random-effects and traditional life expectancy estimations in small-area applications. **American Journal of Epidemiology**, v. 176, n. 10, p. 929-937, 2012.

JUSTINO, J. R.; FREIRE, F. H. M. A.; LUCIO, P. S. Estimaco de sub-registros de bitos em pequenas reas com os mtodos bayesiano emprico e algoritmo EM. Rio de Janeiro: **Revista Brasileira de Estudos de Populao**, v. 29, n. 1, p. 87-100, jan./jun. 2012.

LIMA, E. E. C.; QUEIROZ, B. L. Evolution of the deaths registry system in Brazil: associations with changes in the mortality profile, under-registration of death counts, and ill-defined causes of death. **Cadernos de Sade Pblica**, v. 30, n. 8, p. 1721-1730, 2014.

_____. A evoluo do sub-registro de mortes e causas de bitos mal definidas em Minas Gerais: diferenciais regionais. **Revista Brasileira de Estudos de Populao**, v. 28, n. 2, p. 303-320, jul./dez. 2011.

LIMA, E. E. C.; QUEIROZ, B. L.; MISSOV, T.; LENART, A. Methods to estimate mortality curves in small areas: an application to municipality data in Brazil. In: ANNUAL MEETING OF THE POPULATION ASSOCIATION OF AMERICA. **Proceedings...** Washington, 2016. Available at: <<https://paa.confex.com/paa/2016/mediafile/ExtendedAbstract/Paper6532/Version%20Final%206532%20PAA.pdf>>. Accessed on: 11 Sep. 2016.

LIMA, E. E. C.; QUEIROZ, B. L.; SAWYER, D. O. Mtodo de estimaco de grau de cobertura em pequenas reas: uma aplicao nas microrregies mineiras. **Cadernos de Sade Coletiva**, v. 22, n. 4, p. 409-18, 2014.

MACNAB, Y. C.; DEAN, C.B. Autoregressive spatial smoothing and temporal spline smoothing for mapping rates. **Biometrics**, v. 57, n. 3, p. 949-956, Sep. 2001.

MCKINNON, S. A. **Municipal-level estimates of child mortality for Brazil: a new approach using Bayesian statistics**. (Dissertation). University of Texas at Austin, Faculty of the Graduate School, Texas, 2010. Available at: <<https://repositories.lib.utexas.edu/handle/2152/ETD-UT-2010-08-1866>>. Accessed on: 20 Sep. 2015.

MELO-JORGE, M. H. P. M.; GAWRYSZEWSKI, V. P.; LATORRE, M. R. D. O. Anlise dos dados de mortalidade. **Revista de Sade Pblica**, v. 31, n. 4, p. 5-25, 1997.

MELO-JORGE, M. H. P. M.; LATORRE, M. R. D. O. Acidentes de trnsito no Brasil: dados e tendncias. **Cadernos de Sade Pblica**, v. 10, n. 1, p. 19-44, 1994.

MELO-JORGE, M. H. P. M.; LAURENTI, R.; GOTLIEB, S. L. D. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do Sinasc. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 12, n. 3, p. 643-654, 2007.

MOULTRIE T. A.; DORRINGTON R. E.; HILL, A. G.; HILL, K.; TIMAEUS, I. M.; ZABA, B. **Tools for demographic estimation**. Paris: International Union for the Scientific Study of Population, 2013 Available at: <<http://demographicestimation.iussp.org/content/introduction-tools-demographic-estimation>>. Accessed on: 6 Sep. 2016.

MURRAY, C. J. L.; FERGUSON, B. D.; LOPEZ, A. D.; GUILLOT, M.; SALOMON, J. A.; AHMAD, O. Modified logit life table system: principles, empirical validation, and application. *Population Studies*, v. 57, n. 2, p. 165-182, 2003.

OCAÑA-RIOLA, R.; MAYORAL-CORTÉS, J. M. Spatio-temporal trends of mortality in small areas of Southern Spain. *BMC Public Health*, v. 10, n. 26, p. 1-12, 2010.

PAES, N. A.; ALBUQUERQUE, M. E. E. Avaliação da qualidade dos dados populacionais e cobertura dos registros de óbitos para as regiões brasileiras. *Revista de Saúde Pública*, v. 33, n. 1, p. 33-43, fev. 1999.

PLETCHER, S. D. Model fitting and hypothesis testing for age-specific mortality data. *Journal of Evolutionary Biology*, v. 12, n. 3, p. 430-439, 1999.

PRATA, P. R. A transição epidemiológica no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 8, n. 2, p.168-175, abr./jun. 1992.

QUEIROZ, B. L.; LIMA, E. E. C.; FREIRE, F. H. M. A.; GONZAGA, M. R. Adult mortality estimates for small areas in Brazil, 1980-2010: a methodological approach. *Lancet* (British edition), v. 381, p. S120, 2013.

RAJARATNAM, J. K.; TRAN, L. N.; LOPEZ, A. D.; MURRAY, C. J. L. Measuring under-five mortality: validation of new low-cost methods. *PLOS Med*, v. 7, n. 4, e1000253, 2010. Available at: <<http://dx.doi.org/10.1371/journal.pmed.1000253>>. Accessed on: 7 Sep. 2016.

RAM, U.; JHA, P.; GERLAND, P.; HUM, R. J.; RODRIGUEZ, P.; SURAWEERA, W.; KUMAR, K.; KUMAR, R.; DIKSHIT, R.; XAVIER, D.; GUPTA, R.; GUPTA, P. C.; RAM, F. Age-specific and sex-specific adult mortality risk in India in 2014: analysis of 0-27 million nationally surveyed deaths and demographic estimates from 597 districts. *Lancet Glob Health*, v. 3, p.767-75, Dec. 2015.

RIGGAN, W.; MANTON, K.; CREASON J.; WOODBURY, M.; STALLARD, E. Assessment of spatial variation of risks in small populations. *Environ Health Perspectives*, v. 96, p. 223-238, 1991.

RUUD, P. A. **Classical econometric theory**. New York: Oxford University Press, 2000.

SCHERBOV, S.; EDIEV, D. Significance of life table estimates for small populations: simulation-based study of standard errors. *Demographic Research*, v. 24, n. 22, p. 527-550, 2011.

SCHRAMM, J. M. A.; OLIVEIRA, A. F.; LEITE, I. C.; VALENTE, J. G.; GADELHA, A. M. J.; PORTELA, M. C.; CAMPOS, M. R. Transição epidemiológica e o estudo de carga de doença no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 9, n. 4, p. 897-908, 2004.

SOARES FILHO, A. M.; SOUZA, M. F. M.; GAZAL-CARVALHO, C.; MALTA, D. C.; ALENCAR, A. P.; SILVA, M. M. A.; MORAIS NETO, O. L. de. Análise da mortalidade por homicídios no Brasil. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, v. 16, n. 1, p. 7-18, jan./mar. 2007.

SOUZA, E. R.; LIMA, M. L. C. Panorama da violência urbana no Brasil e suas capitais. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 11, supl., p. 1211-1222, 2007.

STEPHENS, A. S.; PURDIE, S.; YANG, B.; MOORE, H. Life expectancy estimation in small administrative areas with non-uniform population sizes: application to Australian New South Wales local government areas. *BMJ Open*, v. 3, n. e003710, doi: 10.1136/bmjopen-2013-003710, 2013.

SULLIVAN, J. M. Models for the estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood. *Population Studies*, v. 26, n. 1, p. 79-97, 1972.

SZWARCWALD, C. L.; LEAL, M. C.; ANDRADE, C. L. T.; SOUZA, P. R. B. Estimaco da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informaoes sobre  bitos e nascimentos do Minist rio da Sa de? *Cadernos de Sa de P blica*, v. 18, n. 6, p. 1725-1736, nov./dez. 2002.

THATCHER, R.; KANNISTO, V.; ANDREEV, K. The survivor ratio method for estimating numbers at high ages. *Demographic Research*, v. 6, n. 1, p. 1-18, 2002.

TOSON, B.; BAKER, A.; Life expectancy at birth: methodological options for small populations. *National Statistics Methodological Series*, v. 33, p. 1-27, 2003. Available at: <<http://tinyurl.com/toson-baker-e0-small-pops>>. Accessed on: 9 Sep. 2016.

TSIMBOS, C.; KALOGIROU, S.; VERROPOULOU, G. Estimating spatial differentials in life expectancy in Greece at local authority level. *Population, Space and Place*, v. 20, n. 7, p. 646-663, 2014.

UNDP. *Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil*. United Nations Development Programme, 2013. Available at: <<http://www.pnud.org.br/atlas>>. Accessed on: 07 Dec. 2015.

UNITED NATIONS. Population Division. *Manual X: indirect techniques for demographic estimation*. New York: United Nations, Department of Economic and Social Affairs, ST/ESA/SER.A/81, 1983.

VASCONCELOS, A. M. N. A qualidade das estat sticas de  bitos no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de Populao*, v. 15, n. 1, p. 115-124, 1998.

WASELFISZ, J. J. *Mapa da viol ncia 2013: homic dios e juventude no Brasil*. Bras lia: Flacso, 2013.

WILMOTH, J. R.; ZUREICK, S.; CANUDOS-ROMO, V.; INOUE, M.; SAWYER, C. A flexible two-dimensional mortality model for use in indirect estimation. *Population Studies*, v. 66, n. 1, p. 1-28, 2012.

About the authors

Marcos Roberto Gonzaga is Ph.D., Demography, Center for Development and Urban Planning (Cedeplar), Federal University of Minas Gerais (UFMG). Professor, Department of Demography and Actuarial Science, and Researcher Associate, Demography Graduate Program (PPGDEM), University of Rio Grande do Norte (UFRN).

Carl Paul Schmertmann is Ph.D., Economics, University of California-Berkeley. Professor, Department of Economics, and Research Associate, Center for Demography and Population Health, Florida State University.

Contact address

Marcos Roberto Gonzaga

Universidade Federal do Rio Grande do Norte

Centro de Ci ncias Exatas e da Terra

Departamento de Demografia e Ci ncias Atuariais, Campus Universit rio

59078-970 – Natal-RN, Brasil

Carl Paul Schmertmann

FSU Population Center

601 Bellamy Building

113 Collegiate Loop

32306-2240 – Tallahassee-FL, United States

Resumo

Estimativa de taxas de mortalidade por idade e sexo para pequenas áreas com regressão de TOPALS: uma aplicação para o Brasil em 2010

A alta variabilidade dos dados nos registros vitais, em razão do baixo número de pessoas expostas, impõe sérios problemas para estimação da mortalidade por idade e sexo em pequenas áreas. Muitas abordagens atuais, incluindo as mais utilizadas no Brasil, estimam as taxas específicas de mortalidade assumindo pressupostos matemáticos rígidos sobre o verdadeiro padrão etário da mortalidade. Padronização indireta, por exemplo, assume que todas as áreas dentro de uma área maior (microrregiões em uma mesorregião, por exemplo) possuem um padrão de mortalidade idêntico, com diferença constante no nível das taxas logarítmicas por idade. Propomos um método estatístico mais flexível que combina regressão Poisson com um modelo relacional denominado TOPALS (DE BEER, 2012). Usamos o novo método para estimar as taxas específicas de mortalidade em pequenas áreas no Brasil (estados, mesorregiões, microrregiões e municípios) em 2010. Resultados para o estado de Minas Gerais mostram diferenças notáveis no padrão de mortalidade por idade entre pequenas áreas adjacentes, demonstrando as vantagens do uso de um método de estimação mais flexível.

Palavras-chave: Mortalidade. Pequenas áreas. Método TOPALS. Regressão Poisson.

Resumen

Estimación de las tasas de mortalidad por edad y sexo de las pequeñas áreas con regresión de TOPALS: una aplicación a Brasil en 2010

La alta variabilidad de los datos en los registros vitales, debida al bajo número de personas expuestas al riesgo de morir, plantea serios problemas para la estimación de la mortalidad por edad y sexo en pequeñas áreas. Muchos enfoques recientes, incluyendo los más utilizados en Brasil, estiman las tasas de mortalidad por edad con presupuestos matemáticos rígidos acerca del verdadero padrón etario de la mortalidad. La estandarización indirecta, por ejemplo, asume que todas las áreas dentro de una área mayor (microrregiones de una mesorregión) tengan una idéntica estructura de la mortalidad, con diferencia constante en los niveles de las tasas logarítmicas por edad. Proponemos un método estadístico más flexible que combina la regresión de Poisson con un modelo relacional llamado TOPALS. Utilizamos el nuevo método para estimar las tasas de mortalidad específicas en pequeñas áreas en Brasil (estados, mesorregiones, microrregiones y municipios) en 2010. Los resultados para el estado de Minas Gerais muestran diferencias notables en la estructura de mortalidad entre áreas pequeñas adyacentes, lo que demuestra las ventajas de usar un método de estimación más flexible.

Palabras clave: Mortalidad. Áreas pequeñas. Método TOPALS. Regresión Poisson.

Recebido para publicação em 12/06/2016

Recomendado para publicação em 06/12/2016

Aceito para publicação em 10/12/2016

Mortality tables for the Brazilian insured population*

Mário Moreira Carvalho de Oliveira**
Milton Ramos Ramirez***
Ricardo Milton Frischtak****
Rafael Brandão de Rezende Borges*****
Bruno Costa*****
Ricardo Cunha Pedroso*****

This paper describes the construction of the BR-EMS 2015 mortality tables for the Brazilian insured population. The tables were based on data collected from insurance companies which represent about 80 per cent of the Brazilian insurance market, and they are updates of their previous versions, BR-EMS 2010, which have been the first mortality tables built with Brazilian market experience. Additional data from government sources was used to improve the information of the companies' databases. The mortality rates of the population under risk products (death coverage) are remarkably different than those under savings products (survivorship coverage); as such, four different mortality tables are constructed, separating the population by sex as well as the type of insurance coverage. A straight comparison between the BR-EMS 2015 tables with the statistics of the general Brazilian population shows a striking difference on life expectancies. The BR-EMS 2015 tables are also compared with other life tables.

Keywords: Life tables. Mortality. Death rate. Insurance market. Heligman-Pollard.

* This research received support from *Federação Nacional de Previdência Privada e Vida* (FenaPrevi); and *Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro* (Faperj).

** Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro-RJ, Brazil (mario@labma.ufrj.br).

*** Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro-RJ, Brazil (milton@labma.ufrj.br).

**** Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro-RJ, Brazil, posthumous tribute.

***** Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ), Rio de Janeiro-RJ, Brazil (rborges@labma.ufrj.br).

***** Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro-RJ, Brazil (bcosta@labma.ufrj.br).

***** Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), Rio de Janeiro-RJ, Brazil (ricardo@labma.ufrj.br).

Introduction

Over the past few decades, the Brazilian insurance market has expanded at an accelerated rate. Insurance companies operating in Brazil had to resort to foreign and outdated mortality tables in their actuarial analysis and computations, such as the American Annuity 2000 Mortality Table, AT-2000 (JOHANSEN, 1995), since there were no local life tables available based on the Brazilian insurance market.

Following several joint initiatives from the Brazilian government and insurance companies, the Brazilian association of insurance and pension companies, FenaPrevi,¹ through an agreement with the LabMA/UFRJ² research group, commissioned the construction of mortality tables for the Brazilian insurance market. The Brazilian regulatory agency for the insurance market, SUSEP,³ determined the first version of these tables, named BR-EMS 2010 (for “*Experiência do Mercado Segurador Brasileiro*” — Experience of the Brazilian insurance market), as the new official standard tables for the Brazilian insurance market. BR-EMS 2010 tables are separated by sex and type of insurance coverage: survivorship (pertaining to old-age pensions) and death (risk products), since the death rates for these two insured groups were shown to be clearly distinct. These tables were built using data from 13 insurance company groups (amounting to about 80 per cent of the Brazilian insurance market) from 2004 to 2006, comprising more than 39 million individuals. The process of building these tables was detailed in the book (DE OLIVEIRA et al., 2012b), which also has an English version (DE OLIVEIRA et al., 2012a).

In 2015, BR-EMS tables were reviewed in order to stay up-to-date with the most current mortality information available at the time. The new version, named BR-EMS 2015, is the current standard for the Brazilian insurance market, published in (SUPERINTENDÊNCIA DE SEGUROS PRIVADOS, 2015). In this revision, data from 2007 to 2012 was incorporated, comprising more than 83 million individuals.

The goal of this paper is to describe and analyse the methodology employed in the construction of Brazilian insurance market tables and perform a comparison with well-established native and foreign mortality tables. Due to the large amount of collected data, parametric models were not used for the entire age range. Instead, we applied a sequence of moving averages to the intermediate age interval in order to smooth the crude rates. We also applied logit patching and exponential fitting to smooth the connection of the extreme age intervals to the middle one.

BR-EMS 2015 tables were compared with mortality tables issued by the Brazilian Institute of Geography and Statistics, IBGE,⁴ for the general Brazilian population. The results

¹ In Portuguese, *Federação Nacional de Previdência Privada e Vida*.

² The Applied Mathematics Laboratory of the Rio de Janeiro Federal University. In Portuguese, *Laboratório de Matemática Aplicada da Universidade Federal do Rio de Janeiro*.

³ In Portuguese, *Superintendência de Seguros Privados*.

⁴ In Portuguese, *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística*.

show a striking difference between both groups of tables, which reflects the improved socioeconomic conditions of the Brazilian insured population. We also compared other life tables, such as the aforementioned AT-2000, the Chilean table for the insured market, and RV-2009 (SUPERINTENDENCIA DE PENSIONES, 2010), as well as other foreign tables.

The present paper is organized as follows: in section 2, the insurance companies' databases and effects of their aggregation with government databases are described in more detail, along with some demographic features of the studied population. Section 3 details procedures used to build the curve of death probabilities from crude rates obtained from data. Section 4 contains BR-EMS 2015 tables compared with their previous version, BR-EMS 2010, and with different tables from around the world. Final considerations are shown in section 5.

The database

This section describes the whole series of annual data collected from 2004 to 2012 from the 13 insurance company groups participating in the Brazilian mortality tables study commissioned by FenaPrevi. All of this private data was provided to LabMA/UFRJ under a confidentiality agreement with FenaPrevi and the company groups involved.

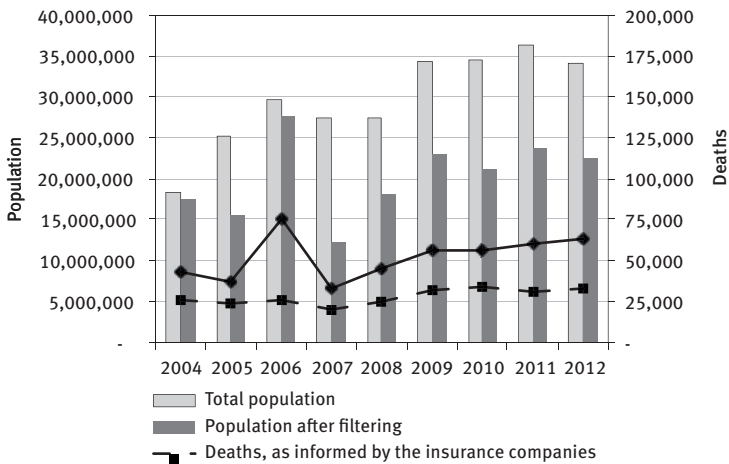
BR-EMS 2010 tables used data from the three-year period ranging from 2004 to 2006, while BR-EMS 2015 used data from the period from 2004 to 2012. It is worth noting that more than 1.5 billion lines of information have been processed, from around 83 million individuals. Despite being a unique identifier, the CPF⁵ (the Brazilian individual taxpayer registry identification) cannot be mapped as a key for individuals in the database, since the same CPF code is sometimes used for individuals from the same family in the companies' databases, or even within the same group of clients of an insurance agent. Thus, in this study, insured individuals were modelled using their attributes of birth date, sex, and CPF, with the extra precaution of allowing only a limited number of individuals with the same CPF code.

During data processing, it was also necessary to deal with undercounting and imprecision of death records of the companies' databases. For instance, sometimes the death of an individual is not reported by the insurance company, or the death event is misreported as the end of his/her contract (and vice versa). Such data inconsistencies required all informed data records to be checked against the official Brazilian social information databases, *Cadastro Nacional de Informações Sociais* (CNIS) and *Sistema Nacional de Óbitos* (SISOBI), which have, respectively, information for all pension payments made by the Brazilian Social Security Institute and all deaths registered at all government notary offices in the country. Data from CNIS and SISOBI were obtained through a cooperation agreement with their legal holder, the Brazilian Ministry of Social Security (*Ministério da Previdência Social*).

⁵ In Portuguese, *Cadastro de Pessoas Físicas*.

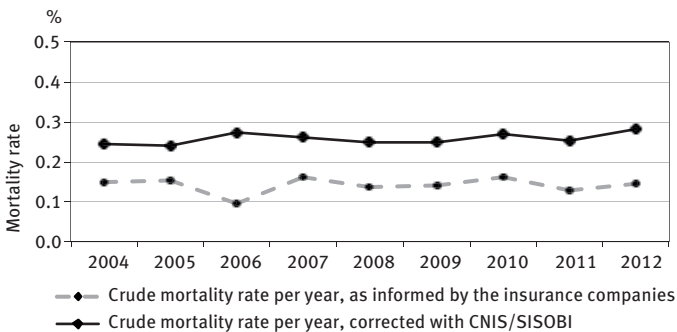
Graph 1 shows annual counts of exposed individuals and deaths, and Graph 2 shows crude mortality rate for each calendar year, which remained stable around 0.26 per cent throughout the years. One can notice a steady growth in the number of exposed individuals, reflecting recent expansion of the Brazilian insurance market along the period. The fluctuations observed in Graph 1 reflect a loss of information due to specific insurance companies' database problems in particular years. Graph 1 also shows that the correction provided by the government databases equals 34 per cent of the amount reported by the companies. This represents a fundamental improvement for the computation of the mortality tables.

GRAPH 1
 Insured population (before/after data filtering) and number of death records (before/after correction with CNIS/SISOBI data)
 Brazil – 2004-2012



Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

GRAPH 2
 Crude mortality rates of insured individuals (before/after correction with CNIS/SISOBI data)
 Brazil – 2004-2012



Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

Table 1 shows exposed individuals of Graph 1 in greater detail, classified by sex and type of insurance coverage: death (pertaining to risk products) and survivorship (pertaining to old-age pensions and savings products). In our analysis, all individuals who have both coverages are considered to belong to the survivorship group only. As one can see in section 4, mortality tables for these groups show a clear separation between death and survivorship coverages. Table 1 also shows that death coverage accounts for more than four times as many individuals as survivorship coverage.

TABLE 1
Insured population by type of insurance coverage and sex (/1,000)
Brazil – 2004-2012

Years	Death (1)		Survivorship (2)	
	Females	Males	Females	Males
2004	5,469	7,965	1,928	2,927
2005	9,343	11,060	2,012	2,709
2006	10,799	13,715	2,238	2,914
2007	9,956	12,275	2,326	2,990
2008	8,530	13,282	2,485	3,148
2009	12,528	16,732	2,246	2,803
2010	11,146	17,835	2,278	3,215
2011	12,057	18,953	2,280	3,167
2012	10,667	17,109	2,741	3,684

Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis.

(1) Risk products.

(2) Old-age pensions.

Regarding territorial distribution of the studied population, the total number of individuals in the five geographical regions of Brazil is shown in Table 2. Notice that more than 70 per cent of the population belongs to the most socioeconomically developed regions, the South and Southeast, where about 28 per cent of the population participates in the insurance market (Note: the data represent about 80 per cent of the Brazilian insurance market). It can also be inferred that the Brazilian insured population corresponds to around 22 per cent of the entire Brazilian population in 2012, which is a small proportion compared to more developed countries.

TABLE 2
Insured and general population by region and type of insurance coverage (/1,000)
Brazil – 2012

Zones	Death (1)		Survivorship (2)		Both coverages		Brazilian population	
	N	%	N	%	N	%	N	%
Southeast	14,319	51	3,973	61	18,292	53	81,566	42
South	5,164	19	1,081	17	6,245	18	27,732	15
Northeast	4,849	17	783	12	5,632	17	53,907	28
Central-West	2,329	8	430	7	2,759	8	14,424	7
North	1,237	5	195	3	1,432	4	16,318	8
Total	27,897	100	6,462	100	34,359	100	193,947	100

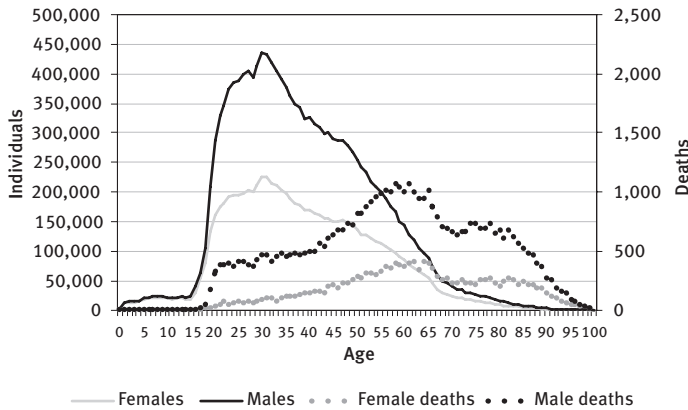
Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis; IBGE. Censo Demográfico 2010.

(1) Risk products.

(2) Old-age pensions.

Graph 3 shows the population under study for the year 2012 distributed by age and sex. Almost three-fourths of this population is concentrated between the ages of 20 and 50, and the maximum number of deaths is at age 58 for males and 62 for females. The decrease at ages 82 and over is due to the much smaller number of insured elderly people.

GRAPH 3
Distribution of number of insured individuals and deaths by age and sex
Brazil – 2012



Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

Table 3 shows the distribution of the Brazilian insured population under study for all years, highlighting the very low figures regarding the extreme age groups (i.e., young and old individuals). This is particularly true for the age 80 or above, which, as we shall see in the next section, is essential for completion of the table.

TABLE 3
Number of insured individuals at young and old ages (/1,000)
Brazil – 2004-2012

Years	Age 18 years				Age 60 years				Age 80 years			
	Males		Females		Males		Females		Males		Females	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%
2004	285	2.6	240	3.3	946	8.7	704	9.5	48	0.4	31	0.4
2005	385	2.8	336	3.0	1,194	8.7	1,202	10.6	67	0.5	63	0.6
2006	444	2.7	390	3.0	1,571	9.4	1,529	11.7	105	0.6	98	0.8
2007	477	4.4	406	5.9	929	8.5	676	9.8	65	0.6	52	0.8
2008	510	3.8	439	5.1	1,242	9.3	915	10.7	87	0.7	75	0.9
2009	459	2.5	397	3.0	1,622	9.0	1,360	10.3	90	0.5	75	0.6
2010	535	2.5	446	3.3	2,048	9.7	1,612	12.0	134	0.6	104	0.8
2011	612	2.8	511	3.6	2,842	12.8	2,382	16.6	214	1.0	200	1.4
2012	649	3.1	568	4.2	2,921	14.0	2,486	18.5	246	1.2	246	1.8
Total	4,355	3.0	3,734	3.7	15,315	10.4	12,865	12.7	1,055	0.7	944	0.9

Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis.

Methodology for computing the mortality tables

Annual mortality rates

Data provided by insurance companies still contained inaccuracies and inconsistencies even after correction using data from CNIS/SISOBI. The set of problematic data needed to be filtered out using reliable criteria. In this section, procedures used to filter data and compute crude mortality rates corresponding to the years 2007-2012 are detailed. Part of these procedures is also described in (DE OLIVEIRA et al., 2012a).

First, clearly inconsistent records were discarded, such as those containing:

- Invalid CPF, date of birth or death;
- Wildcard CPF (i.e., CPF shared by more than four different individuals in the database);
- Date of death preceding the beginning of the insurance contract or birth date.

Second, individuals were sorted into different subpopulations, which are defined as groups of individuals with the same sex, coverage (death or survivorship), insurance company, and acquired insurance product, in the same calendar year. This grouping was necessary because there is a clear separation between the mortality tables for males and females, and also between individuals with different coverages of the same sex. Additionally, it allows filtering out inconsistent data records and unbalanced insurance products in a more precise way, since the same company may report problematic data for some products but not others.

Next, the subpopulations were statistically filtered in order to exclude outliers (which may correspond to problematic data). This filtering method only makes sense for statistically relevant groups; for this reason, subpopulations with fewer than 1000 individuals were discarded. Each remaining subpopulation was then grouped by sex and coverage, and with similar subpopulations from the past two calendar years (e.g., to filter the subpopulations corresponding to the annual table of 2008, subpopulations of 2006 and 2007 were also taken into consideration). This was done to avoid large gaps between annual tables for consecutive years.

In order to compare these subpopulations and filter out those with too many or too few death records, two extreme mortality tables were used as a basis of comparison, namely:

- IBGE Complete Mortality Tables 2005, based on mortality in Brazil's general population in 2005, which has higher mortality rates than the Brazilian insured population (IBGE, 2005). This table was continuously extended to 103 years for use in the filtering process.
- CSO 2001 Valuation Basic Table, which has low mortality rates, based on some US insurance companies' 1990-1995 mortality experience, projected to 2001 (AMERICAN ACADEMY OF ACTUARIES, 2002).

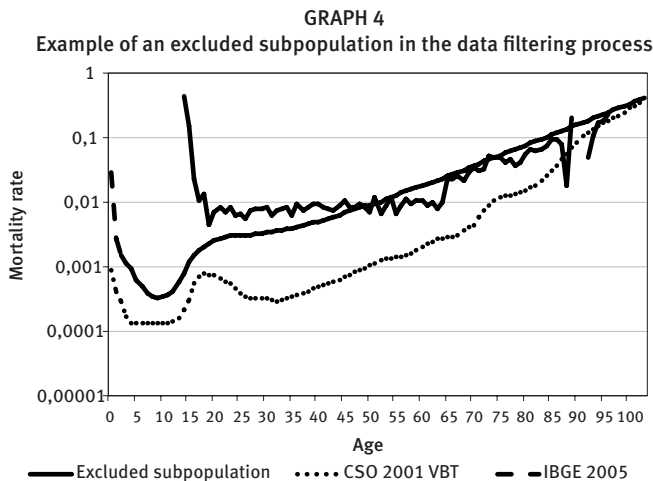
For each subpopulation s , the ratio between the observed and the theoretical number of deaths under each of the extreme tables, denoted by $r_{s,e}$, is defined as:

$$r_{s,e} = \frac{o_s}{\sum_x q_{e,x} E_{s,x}}, \tag{1}$$

where o_s is the total observed number of death records of subpopulation s , $q_{e,x}$ is the probability of death at age x in extreme table e , and $E_{s,x}$ denotes the number of individuals at age x in subpopulation s . When $r_{s,e}$ is close to 1, this means that the mortality rate of subpopulation is close to the rate of extreme table e .

If all subpopulations have about the same mortality pattern, then all values of $r_{s,e}$ should be roughly near a central value and close to each other. Subpopulations with $r_{s,e}$ very different from the central value should be discarded, as they probably involve data errors. Since the numerator of each fraction $r_{s,e}$ is the actual number of deaths for each subpopulation, and since the number of deaths, considered as a random variable, is the sum of independent binomial random variables (one for each age), one may assume that the numerator of each fraction will be approximately normally distributed. As such, Tukey’s fences (TUKEY, 1977) were applied to the ratios $r_{s,e}$ in order to define and discharge outlier subpopulations, via an iterative process that was repeated until all outliers ceased to exist. For the present case, each bound was established by adding and subtracting 1.5 inter-quartile distances from the median, leaving roughly 95 per cent of the subpopulations unaffected.

After this statistical filtering, the remaining subpopulations were further examined, in order to visually detect and discard those for which mortality rates greatly diverged from the expected mortality pattern for human populations. Graph 4 shows an example of an insurance company/product subpopulation that was excluded from the final population due to its over mortality with respect to the IBGE 2005 table, and its non-increasing mortality rates over the age interval from 20 to 65 years, which is not an expected mortality pattern. This indicates a likely error in the death records.



Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI; American Academy of Actuaries: CSO Task Force Report, 2002; IBGE: Complete Mortality Tables, 2005.

Graph 1 shows the extent of this data filtering process for each year from 2004 to 2012. It shows the great impact filtering has on the amount of data used for the construction of BR-EMS tables. For instance, in 2012 approximately 34 per cent of individuals were discarded due to data filtering.

After all subpopulations were filtered, the death probability $q_{c,s,x}^y$ for year y for the population with coverage c and sex s at age x was estimated by the mortality rate, as follows:

$$\hat{q}_{c,s,x}^y = \frac{d_{c,s,x}^y}{E_{c,s,x}^y}, \tag{2}$$

where $d_{c,s,x}^y$ is the total number of deaths and $E_{c,s,x}^y$ is the total exposition (i.e., respectively the sum of deaths and exposition of all remaining subpopulations with coverage c and sex s of calendar year y).

BR-EMS 2015 tables

The procedure detailed in the previous section was used to obtain annual mortality rates $\hat{q}_{c,s,x}^y$ for the years 2007 to 2012. For each coverage c and sex s , the crude mortality rates of BR-EMS 2015 tables, $\hat{q}_{c,s,x}^{BR15}$, were then estimated as an exponentially weighted average of $\hat{q}_{c,s,x}^y$ and the corresponding BR-EMS 2010 table entry $\hat{q}_{c,s,x}^{BR10}$, namely,

$$\hat{q}_{c,s,x}^{BR15} = \frac{\hat{q}_{c,s,x}^{2012}}{2} + \frac{\hat{q}_{c,s,x}^{2011}}{4} + \frac{\hat{q}_{c,s,x}^{2010}}{8} + \frac{\hat{q}_{c,s,x}^{2009}}{16} + \frac{\hat{q}_{c,s,x}^{2008}}{32} + \frac{\hat{q}_{c,s,x}^{2007} + q_{c,s,x}^{BR10}}{64}, \tag{3}$$

This weighting emphasizes the most recent information, because the most current value $\hat{q}_{c,s,x}^{2012}$ has the same weight as all past tables combined.

The resulting rates were graduated by applying different methods to three distinct age groups, hereafter called “younger”, “intermediate”, and “older”. The 2010 and 2015 versions of the tables differ on this point, as BR-EMS 2010 only had the Heligman-Pollard model applied to its full set of ages, from the earliest to the oldest. The separation into three age groups was necessary due to the relative scarcity of data for the younger group (as seen in Graph 3 and Table 3), and to the well-known death undercounting in the older group, as reported in Gomes and Turra (2009) and Queiroz and Sawyer (2012). More extensive modelling was required for these two groups, whereas the crude rates of the intermediate age interval exhibit smooth behaviour. The exact range of each age group by coverage and sex are:

- **Death coverage, females.** Younger: 19 and under; Intermediate: 20-99; Older: 100 and over.
- **Death coverage, males.** Younger: 16 and under; Intermediate: 17-90; Older: 91 and over.
- **Survivorship coverage, females.** Younger: 17 and under; Intermediate: 18-100; Older: 101 and over.
- **Survivorship coverage, males.** Younger: 16 and under; Intermediate: 17-96; Older: 97 and over.

For the younger group, crude rates $\hat{q}_{c,s,x}^y$ were graduated by a nonlinear fit to the data using a nine-parameter version of the Heligman-Pollard model (HELIGMAN; POLLARD, 1980),

$$q(x) = A^{(x+B)^C} + De^{-E(\ln x - \ln F)^2} + \frac{GH^x}{1 + KGH^x} \tag{4}$$

Due to the scarcity of data in this age interval, the sets of both death and survivorship coverage were used together to obtain the parameters.

For the intermediate group, in which most of the exposed population is concentrated, the rates $q_{c,s,x}$ were obtained by a simple moving average of length three of $\hat{q}_{c,s,x}$, followed by one of length five for further smoothing. There was no need for more extensive modelling due to the amount of good quality data available for this age group – all resulting rates are fairly smooth and monotone for this age interval, with the exception of naturally occurring humps around age 23. Rates for younger ages were then smoothly interpolated to the intermediate rates using a suggestion proposed by (BRASS, 1975), calculating a constant logit distance between the curves for males and females.

The older group had its rates $q_{c,s,x}$ generated from exponential extrapolations of the intermediate group rates. Any two different curves were forced to coincide at the age where they first met. Thus, rates for males insured under death and survivorship coverages coincide from 97 years on; rates for females insured under death coverage coincide with the two rates for males from 100 years on; and the rates for females insured under survivorship coverage coincide with the remaining rates from 117 years on.

Confidence intervals

Assuming that all individuals with the same age x die independently and with the same probability, the number of deaths in year y for coverage c and sexes s , $d_{c,s,x}^y$, can be understood as a random variable with a binomial $B(|E_{c,s,x}^y|, q_{c,s,x}^y)$ distribution, where $q_{c,s,x}^y$ is unknown. As before, let $\hat{q}_{c,s,x}^y = d_{c,s,x}^y / E_{c,s,x}^y$. Using the binomial hypothesis, and estimating $q_{c,s,x}^y$ with $\hat{q}_{c,s,x}^y$, one has the following estimate for the variance of $\hat{q}_{c,s,x}^y$:

$$\text{Var}(\hat{q}_{c,s,x}^y) = \frac{\hat{q}_{c,s,x}^y (1 - \hat{q}_{c,s,x}^y)}{E_{c,s,x}^y} \tag{5}$$

For a given age x , each annual rate $\hat{q}_{c,s,x}^y$ is assumed to be independent from the others; therefore, the variance of $\hat{q}_{c,s,x}^{BR15}$ can be estimated by the weighted sum of the variances of $\hat{q}_{c,s,x}^y$ and $\hat{q}_{c,s,x}^{BR10}$ (cf. Eq. 2),

$$\text{Var}(\hat{q}_{c,s,x}^{BR15}) = \frac{\text{Var}(\hat{q}_{c,s,x}^{2012})}{2^2} + \frac{\text{Var}(\hat{q}_{c,s,x}^{2011})}{4^2} + \dots + \frac{\text{Var}(\hat{q}_{c,s,x}^{2007}) + \text{Var}(\hat{q}_{c,s,x}^{BR10})}{64^2} \tag{6}$$

Finally, using the normal approximation to $\hat{q}_{c,s,x}^{BR15}$, one gets the confidence interval

$$\left[\hat{q}_{c,s,x}^{BR15} - 1.96\sqrt{\text{Var}(\hat{q}_{c,s,x}^{BR15})}, \hat{q}_{c,s,x}^{BR15} + 1.96\sqrt{\text{Var}(\hat{q}_{c,s,x}^{BR15})} \right] \tag{7}$$

where 95 per cent of the values lie.

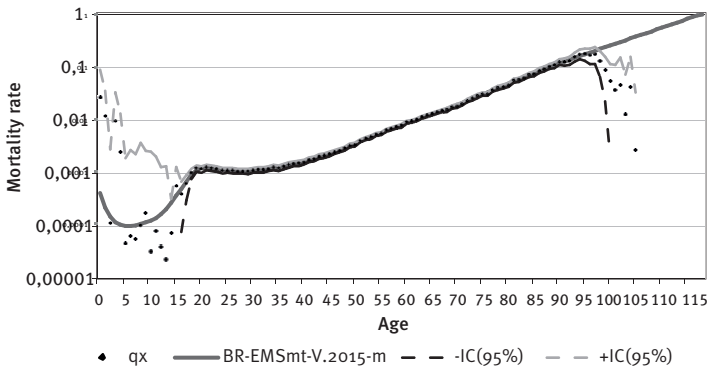
The mortality tables

In this section, BR-EMS 2015 tables are presented for both sexes and the two different types of insurance coverage: death and survivorship. The complete tables are given in Appendix A (TABLES 1 to 4), following the official nomenclatures as (SUPERINTENDÊNCIA DE SEGUROS PRIVADOS, 2015):

- Death coverage, females: BR-EMSmt-V.2015-f.
- Death coverage, males: BR-EMSmt-V.2015-m.
- Survivorship coverage, females: BR-EMSsb-V.2015-f.
- Survivorship coverage, males: BR-EMSsb-V.2015-m.

Graph 5 presents the case of males insured under death coverage. The crude rates \hat{q} are shown along with the smoothed curve q_x obtained by the graduation techniques described in section 3. Note that confidence intervals between ages 20 to 90 are very tight, reflecting the large amount of data available, supporting the use of moving averages instead of the Heligman-Pollard model in the intermediate interval.

GRAPH 5
BR-EMS 2015 mortality table for the Brazilian insured population, along with crude mortality rates, and confidence intervals for males, death coverage (on logarithmic scale)
Brazil – 2015



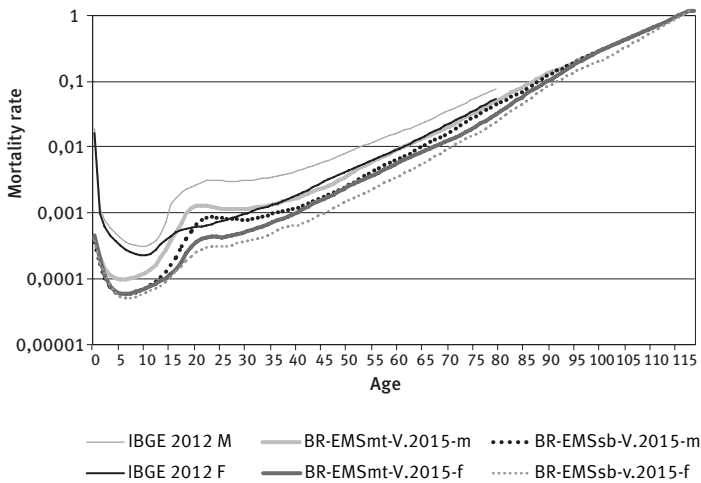
Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

Graph 6 shows all four cases together with IBGE 2012 tables for the sake of comparison. One clearly notices the separation between males and females. Overmortality for males is plainly observed in both coverages, mainly around age 20, where there is a more pronounced hump in the curve due to deaths from external causes. Note that rates for death coverage are higher than rates for survivorship coverage for males and females at all ages.

Graphs 7 and 8 present a direct comparison between the 2010 and 2015 versions of the BR-EMS tables, for death and survival coverage, respectively. Note that except for the earlier ages, intervals where mortality rates decrease may be clearly identified in both tables for males. The tables for females, on the other hand, show either stabilization or increase in mortality rates. These variations deserve further investigation.

GRAPH 6

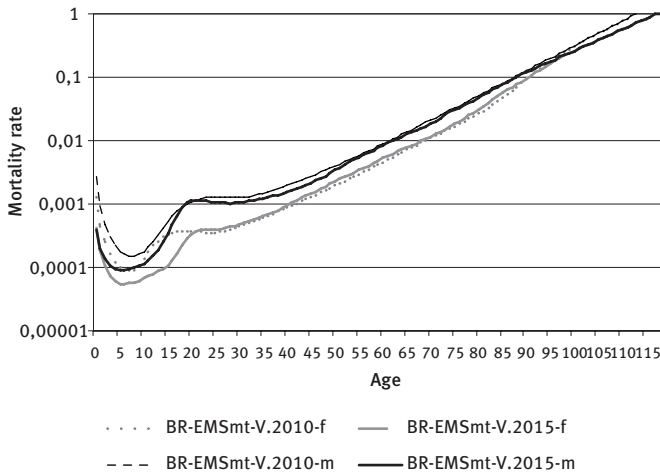
BR-EMS 2015 mortality tables for the Brazilian insured population alongside the IBGE Complete Mortality Tables 2012 for the Brazilian general population (on logarithmic scale)



Source: IBGE: Complete Mortality Tables, 2012; Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

GRAPH 7

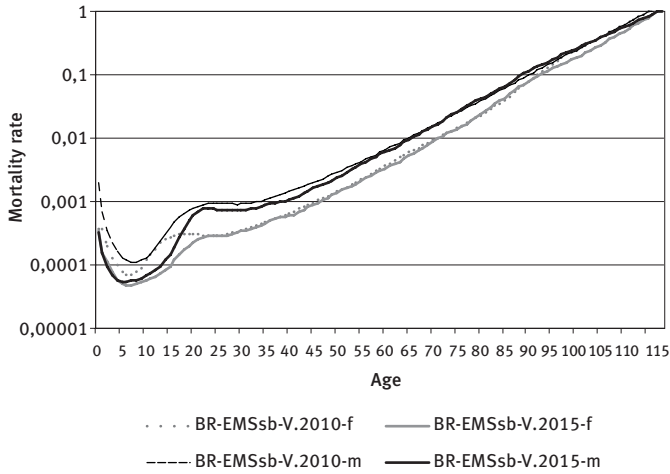
Comparison between the 2010 and 2015 versions of the BR-EMS tables for the Brazilian insured population, death coverage (on logarithmic scale)



Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

Table 4 displays the difference in life expectancies when comparing the BR-EMSsb 2015, which was built with data up to 2012, with the IBGE Complete Mortality Tables 2012 (IBGE, 2012). It can be seen that the insured population in Brazil has remarkably higher life expectancy, which reflects its elevated socioeconomic conditions as compared to those of the general population.

GRAPH 8
Comparison between the 2010 and 2015 versions of the BR-EMS tables for the Brazilian insured population, survivorship coverage (on logarithmic scale)



Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

TABLE 4
Life expectation of the population under survivorship coverage according to the BR-EMS 2015 tables, and that of the Brazilian population according to IBGE 2012 tables, at ages 0, 30 and 60 (in years)

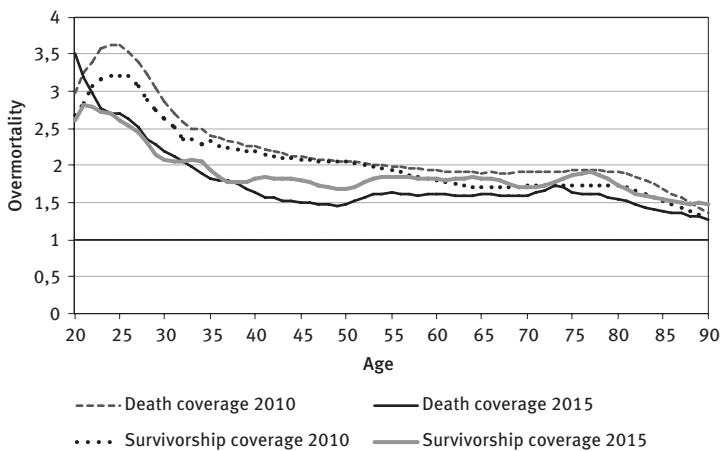
Sex	Age	IBGE 2012	BR-EMS 2015 Survivorship	Difference between BR-EMS 2015 and IBGE 2012
Females	0	78.3	87.8	9.5
	30	50.3	58.1	7.8
	60	23.3	29.5	6.2
Males	0	71	82.4	11.4
	30	44.4	53	8.6
	60	19.8	25.1	5.3

Source: IBGE. Complete Mortality Tables, 2012; Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

The curves of Graph 9, starting at age 20, show the decrease of overmortality for males during the period between the 2010 and 2015 tables. This is seen more distinctly in life insurance coverage for all age intervals. Note that in the 2010 tables, survivorship coverage showed lower overmortality for males, a situation that was reversed in the 2015 tables.

GRAPH 9

Comparison of the overmortality for males between the 2010 and 2015 versions of the BR-EMS mortality tables for the Brazilian insured population (on logarithmic scale)



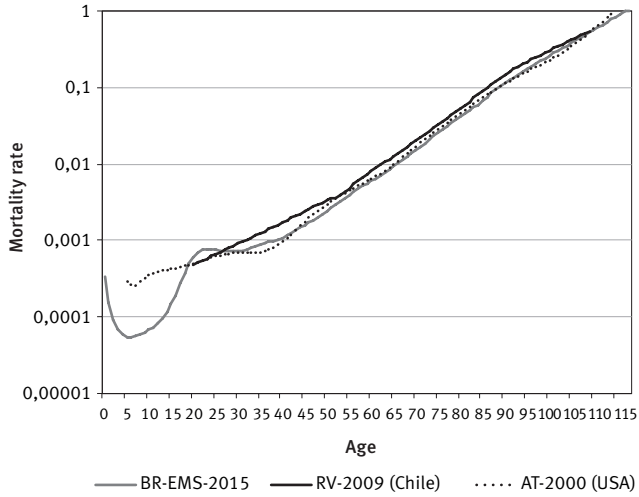
Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

Comparison with other mortality tables

In order to highlight some characteristics of the Brazilian insured population under analysis, we performed some comparisons with foreign market tables, as well as with general population tables from developed countries. In Graph 10 illustrates the AT 2000 and RV-2009 tables in direct comparison with the survivorship version of BR-EMS 2015 for males. RV-2009 was constructed using the experience of the Chilean annuity market, pension funds, and the Social Security Institute (SUPERINTENDENCIA DE PENSIONES, 2010), while AT 2000 (JOHANSEN, 1995) uses data from the American individual annuity market and was the former standard for the Brazilian market before the appearance of BR-EMS 2010. Note the similarity of the BR-EMS 2015 with the AT-2000 at most of the age intervals under consideration and, similarly, its lower mortality against the Chilean RV-2009.

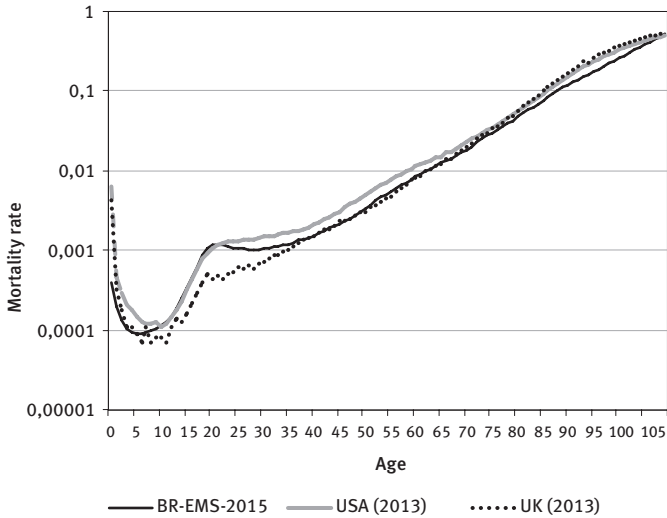
In Graph 11, mortality tables for the general population of the United States (NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS, 2013) and the United Kingdom (OFFICE FOR NATIONAL STATISTICS, 2013) in 2013 are compared with the BR-EMS 2015 table for males insured under mortality coverage. Despite being a less developed country, the mortality rates of the insured population of Brazil are similar to ones of for the populations in these developed countries very closely. The USA and BR-EMS tables are very similar at the external-causes hump. The same is not true for the British table. On the other hand, the latter almost coincides with the Brazilian table between the ages of 35 and 70. The life expectancy of insured males as predicted by the BR-EMS 2015 is 82.9 years of age at birth, which is superior to life expectancies for the general populations in the USA and UK, which are, according to the aforementioned tables, 76.6 and 79 years of age, respectively.

GRAPH 10
Comparison between the BR-EMS 2015 table for males/survivorship coverage with other market tables



Sources: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOB; Superintendencia de Pensiones, Chile: Circular n. 1679/2010; Society of Actuaries, USA: Mortality and Other Rate Tables, 2016.

GRAPH 11
Comparison between the BR-EMS 2015 table for males/death coverage with foreign tables (UK and USA)



Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOB; National Center for Health Statistics, USA: Multiple Cause of Death Public Use File, 2006 (2013); Office for National Statistics, UK: Deaths by sex and single year of age until the last age 110+, 2013.

Conclusions

This paper describes the database and procedures used to construct BR-EMS mortality tables, which were the first ones compiled from Brazilian market experience data. Despite being more focused on the 2015 version, this paper also contains an account of the design of BR-EMS 2010 via a direct comparison between the two versions. For instance, the newer version showed improvements with regards to the amount and quality of collected data from the participating insurance companies.

The database contains over a billion records, from which information on around 83 million insured individuals was compiled, allowing the elaboration of four distinct tables, classified under sex and insurance coverage types (death or survivorship). The whole database has been scrutinized and checked against official government social information databases, which proved to be a necessary step for the accuracy of a large part of the collected data.

For the construction of BR-EMS 2010 and 2015 tables, data were first classified into subpopulations separated by calendar year, company, product, sex, and type of insurance coverage. These subpopulations were filtered using various exclusion criteria, ranging from possessing a small number of individuals to having a nonstandard mortality pattern. Afterwards, outliers were further excluded using Tukey's fences. The remaining groups of subpopulations were merged, giving rise to the final population from which all death rates were obtained. The Heligman–Pollard model was then used to graduate the set of obtained rates; however, distinctly from BR-EMS 2010, which was entirely fitted with this model, the 2015 version used parametric models only at the extreme age groups. In the range between 18 and 90 years, only moving averages were used, due to the smooth behaviour exhibited by crude rates in this interval.

Mortality tables for the Brazilian insured population were shown to be much lower than those for the Brazilian general population, and more akin to those for more developed countries, such as the USA and UK. This reflects the fact that only about 22 per cent of the Brazilian population – which can be assumed to have a higher socioeconomic level compared to the rest of the population – has some kind of insurance contract.

As future studies, we cite the investigation of mortality trends at older ages, which will depend on insurance companies providing further and more specific; analysis of mortality rates in different regions of Brazil, which may improve insurance companies' underwriting experience; and analysis of the changes in mortality rates for the Brazilian insured population over the years.

References

AMERICAN ACADEMY OF ACTUARIES. **CSO Task Force Report**. 2002. Available at: <<http://www.actuary.org/content/cso-task-force-report>>. Accessed on: 1 Dec. 2016.

BRASS, W. **Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data**. Chapel Hill: University of North Carolina, 1975.

DUCHÊNE, J.; WUNSCH, G. J. **Population aging and the limits to human life**. Louvain-la-Neuve: CIACO, 1988.

GOMES, M. M. F.; TURRA, C. M. The number of centenarians in Brazil: indirect estimates based on death certificates. **Demographic Research**, v. 20, p. 493-502, 2009.

HELIGMAN, L.; POLLARD, J. H. The age pattern of mortality. **Journal of the Institute of Actuaries**, v. 107, p. 49-80, 1980.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico: microdados**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

_____. **Complete life tables 2005**. Available at: <<http://www.ibge.gov.br/english/estatistica/populacao/tabuadevida/2005/default.shtm>>. Accessed on: 1 Dec. 2016.

_____. **Complete mortality tables 2012**. Available at: <<http://www.ibge.gov.br/english/estatistica/populacao/tabuadevida/2012/default.shtm>>. Accessed on: 1 Dec. 2016.

JOHANSEN, R. J. Review of adequacy of 1983 individual annuity mortality table. **Transactions of Society of Actuaries**, v. 47, p. 211-249, 1995.

MCCULLAGH, P.; NELDER, J. A. **Generalized linear models**. London: Chapman and Hall, 1989.

NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS. **Multiple cause of death public use file, 2006**. USA, 2013. Available at: <<http://www.mortality.org>>. Accessed on: 1 Dec. 2016.

NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. Generalized linear models. **Journal of the Royal Statistical Society A**, v. 135, n. 3, p. 370-384, 1972.

OFFICE FOR NATIONAL STATISTICS, UK. **Deaths by sex and single year of age until the last age 110+**. 2013. Available at: <<http://www.mortality.org>> Accessed on: 1 Dec. 2016.

DE OLIVEIRA, M.; FRISCHTAK, R.; RAMIREZ, M.; BELTRÃO, K.; PINHEIRO, S. **Brazilian mortality and survivorship life tables: insurance market experience – 2010**. Rio de Janeiro: Fundação Escola Nacional de Seguros – Funenseg, 2012.

_____. **Tábuas biométricas de mortalidade e sobrevivência: experiência do mercado segurador brasileiro – 2010**. Rio de Janeiro: Fundação Escola Nacional de Seguros – Funenseg, 2012.

QUEIROZ, B. L.; SAWYER, D. O. O que os dados de mortalidade do Censo de 2010 podem nos dizer? **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 29, n. 2, p. 225-38, 2012.

SOCIETY OF ACTUARIES. **Mortality and other rate tables**. USA, 2016. Available at: <<http://mort.soa.org/>>. Accessed on: 1 Dec. 2016.

SUPERINTENDENCIA DE PENSIONES. **Circular n. 1679/2010**. Chile, 2010. Available at: <<http://www.spensiones.cl/files/normativa/circulares/CAFP1679.pdf>>. Accessed on: 1 Dec. 2016.

SUPERINTENDÊNCIA DE SEGUROS PRIVADOS. Circular SUSEP n. 402, de 18 de março de 2010. **Diário Oficial da União**, Brasília, v. 53, p. 30, 2010.

_____. Circular SUSEP n. 515, de 3 de julho de 2015. **Diário Oficial da União**, Brasília, v. 133, p. 23-25, 2015.

TUKEY, J. W. **Exploratory data analysis**. Reading: Addison-Wesley Publishing Company, 1977.

VINDAS, A. **Seguro de invalidez, vejez y muerte**. Estudio actuarial. San José: Departamento Actuarial y Estadístico de la Caja Costarricense de Seguro Social, 1957.

About the authors

Mário Moreira Carvalho de Oliveira has doctorate degree in *Dynamic Systems*, University of Warwick. Professor of the Applied Mathematics Department of *Universidade Federal do Rio de Janeiro* (UFRJ) and head of the Applied Mathematics Laboratory of UFRJ.

Milton Ramos Ramirez has doctorate degree in Systems and Computational Engineer from *Universidade Federal do Rio de Janeiro* (UFRJ). Professor of the Applied Mathematics Department of *Universidade Federal do Rio de Janeiro* (UFRJ) and vice-head of the Applied Mathematics Laboratory of UFRJ.

Ricardo Milton Frischtak researcher of the Applied Mathematics Department of *Universidade Federal do Rio de Janeiro* (UFRJ).

Rafael Brandão de Rezende Borges has doctorate degree in Mathematics from *Universidade Federal do Rio de Janeiro* (UFRJ). Professor of the Mathematical Analysis Department of *Universidade do Estado do Rio de Janeiro* (UERJ) and researcher of the Applied Mathematics Laboratory of UFRJ.

Bruno Costa has doctorate degree in Applied Mathematics from University of Indiana Professor of the Applied Mathematics Department of *Universidade Federal do Rio de Janeiro* (UFRJ) and researcher of the Applied Mathematics Laboratory of UFRJ.

Ricardo Cunha Pedroso has undergraduation degree in Actuarial Sciences and Statistics from *Universidade Federal do Rio de Janeiro* (UFRJ). Researcher of the Applied Mathematics Laboratory of UFRJ.

Contact address (all authors)

Av. Athos da Silveira Ramos 149, Sala ABC-110
Centro de Tecnologia, Cidade Universitária, Ilha do Fundão
21941-909 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

Resumo

Tábuas de mortalidade para a população brasileira de segurados

Este artigo descreve a construção das tábuas de mortalidade BR-EMS 2015 para a população brasileira de segurados. As tábuas foram elaboradas a partir de dados coletados de companhias de seguros que representam 80% do mercado segurador brasileiro e são atualizações das tábuas BR-EMS 2010, que foram as primeiras tábuas de mortalidade a serem produzidas usando-se a experiência do mercado segurador brasileiro. Informações adicionais de fontes governamentais foram utilizadas para complementar e melhorar as informações fornecidas pelas companhias de seguros. As taxas de mortalidade da população contratante de produtos com cobertura de morte são notavelmente diferentes daquelas referentes aos contratantes de produtos de sobrevivência. Assim, quatro tábuas de mortalidade diferentes foram construídas, separando a população por sexo e também pelo tipo de cobertura de seguro. Uma comparação direta entre as tábuas BR-EMS 2015 com as estatísticas da população brasileira geral mostra uma diferença considerável nas expectativas de vida. As tábuas BR-EMS 2015 ainda são comparadas com outras tábuas de mortalidade.

Palavras-chave: Tábuas atuariais. Mortalidade. Taxa de mortalidade. Mercado segurador. Heligman-Pollard.

Resumen

Tablas de mortalidad de la población brasileña asegurada

En este trabajo se describe la construcción de las tablas de mortalidad BR-EMS 2015 para la población asegurada de Brasil. Las tablas se confeccionaron a partir de datos recogidos de las compañías de seguros que representan alrededor del 80% del mercado brasileño de seguros y son actualizaciones de sus versiones anteriores, BR-EMS 2010 —las primeras tablas de mortalidad hechas con base en la experiencia del mercado brasileño—. Se utilizó información adicional de fuentes gubernamentales para complementar y mejorar las bases de datos de las empresas. Las tasas de mortalidad de la población con contrato de productos de riesgo (cobertura de la muerte) son notablemente diferentes a las de los incluidos en los productos de ahorro (cobertura de supervivencia). Por lo tanto, cuatro diferentes tablas de mortalidad se han construido, separando la población según el sexo y el tipo de cobertura de seguro. Una comparación directa entre las tablas BR-EMS 2015 para la población asegurada de Brasil con las estadísticas de la población en general de Brasil muestra una diferencia considerable en la esperanza de vida. Las tablas BR-EMS 2015 también se comparan con otras tablas de vida.

Palabras clave: Tablas actuariales. Mortalidad. Índice de mortalidad. Mercado de seguros. Heligman-Pollard.

Appendix

BR-EMS 2015 mortality tables

TABLE 1
BR-EMS 2015 mortality table for males, survivorship coverage

BR-EMSsb-V.2015-m									
Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x	Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x
0	0.0003372	—	0.0004601	82.4	60	0.0060008	0.0055785	0.0065806	25.1
1	0.0001568	0.0000313	0.0003004	81.4	61	0.0065038	0.0057443	0.0068260	24.3
2	0.0000941	0.0000019	0.0001312	80.4	62	0.0070974	0.0063579	0.0075268	23.4
3	0.0000688	—	0.0001466	79.4	63	0.0078021	0.0068684	0.0081651	22.6
4	0.0000582	0.0000101	0.0001562	78.4	64	0.0086713	0.0076143	0.0090447	21.8
5	0.0000543	—	0.0001123	77.4	65	0.0095833	0.0089048	0.0105576	21.0
6	0.0000539	0.0000287	0.0001895	76.4	66	0.0105349	0.0096438	0.0114647	20.2
7	0.0000555	0.0000197	0.0001732	75.5	67	0.0114564	0.0110306	0.0130871	19.4
8	0.0000584	0.0000200	0.0001495	74.5	68	0.0124987	0.0107566	0.0128659	18.6
9	0.0000624	0.0000020	0.0001252	73.5	69	0.0135974	0.0120266	0.0143593	17.8
10	0.0000673	0.0000100	0.0001456	72.5	70	0.0150356	0.0131070	0.0156831	17.1
11	0.0000738	0.0000257	0.0001844	71.5	71	0.0166761	0.0151923	0.0181320	16.3
12	0.0000831	0.0000425	0.0002255	70.5	72	0.0187002	0.0162117	0.0193218	15.6
13	0.0000971	0.0000089	0.0001312	69.5	73	0.0208752	0.0197566	0.0233805	14.9
14	0.0001182	0.0000188	0.0001508	68.5	74	0.0232898	0.0204555	0.0242138	14.2
15	0.0001487	0.0000634	0.0002945	67.5	75	0.0257844	0.0237511	0.0279666	13.5
16	0.0001909	0.0000195	0.0001965	66.5	76	0.0286674	0.0263564	0.0310054	12.8
17	0.0002796	0.0001060	0.0003647	65.5	77	0.0317212	0.0279893	0.0330158	12.2
18	0.0003740	0.0001074	0.0003561	64.5	78	0.0348424	0.0314183	0.0370503	11.6

BR-EMSSb-V.2015-m									
Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x	Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x
19	0.0004909	0.0003343	0.0006625	63.6	79	0.0382344	0.0369938	0.0433616	11.0
20	0.0006045	0.0005644	0.0009935	62.6	80	0.0417852	0.0377950	0.0445176	10.4
21	0.0007069	0.0004186	0.0007494	61.6	81	0.0457989	0.0388412	0.0458777	9.8
22	0.0007623	0.0007485	0.0011770	60.7	82	0.0499480	0.0481660	0.0566452	9.3
23	0.0007817	0.0007073	0.0010812	59.7	83	0.0544018	0.0473654	0.0564657	8.7
24	0.0007731	0.0004720	0.0007466	58.8	84	0.0597001	0.0555617	0.0660344	8.2
25	0.0007544	0.0006772	0.0009975	57.8	85	0.0665090	0.0590970	0.0710866	7.7
26	0.0007373	0.0005705	0.0008389	56.9	86	0.0744187	0.0581873	0.0710348	7.2
27	0.0007298	0.0005357	0.0007748	55.9	87	0.0839599	0.0775002	0.0938849	6.8
28	0.0007258	0.0006692	0.0009324	54.9	88	0.0934390	0.0884822	0.1085387	6.3
29	0.0007177	0.0006331	0.0008741	54.0	89	0.1049700	0.0882675	0.1108556	5.9
30	0.0007211	0.0005669	0.0007785	53.0	90	0.1143591	0.1084554	0.1372477	5.6
31	0.0007342	0.0005625	0.0007703	52.0	91	0.1247292	0.0944340	0.1261158	5.2
32	0.0007579	0.0006251	0.0008474	51.1	92	0.1325577	0.1340578	0.1764087	4.9
33	0.0007941	0.0006910	0.0009280	50.1	93	0.1466181	0.1017761	0.1465084	4.6
34	0.0008395	0.0007406	0.0009804	49.2	94	0.1585720	0.1310846	0.1887968	4.3
35	0.0008802	0.0007860	0.0010373	48.2	95	0.1737468	0.1202828	0.1882540	4.0
36	0.0009202	0.0007437	0.0009856	47.2	96	0.1895589	0.1800968	0.2786733	3.7
37	0.0009512	0.0008456	0.0011122	46.3	97	0.2053710	0.1280817	0.2399470	3.4
38	0.0009876	0.0008457	0.0011124	45.3	98	0.2220684	0.1372591	0.2704877	3.2
39	0.0010291	0.0009099	0.0011870	44.4	99	0.2401233	0.0936042	0.2478258	3.0
40	0.0010883	0.0008832	0.0011552	43.4	100	0.2596462	0.0709706	0.2612205	2.8
41	0.0011563	0.0009721	0.0012590	42.5	101	0.2807563	-	-	2.6
42	0.0012443	0.0010892	0.0013957	41.5	102	0.3035828	-	-	2.4
43	0.0013505	0.0011953	0.0015121	40.6	103	0.3282651	-	-	2.2
44	0.0014798	0.0012633	0.0015954	39.6	104	0.3549543	-	-	2.0
45	0.0016034	0.0014090	0.0017597	38.7	105	0.3838133	-	-	1.9
46	0.0017246	0.0015799	0.0019457	37.7	106	0.4150187	-	-	1.7
47	0.0018463	0.0017713	0.0021654	36.8	107	0.4487611	-	-	1.6
48	0.0020009	0.0016472	0.0020233	35.9	108	0.4852470	-	-	1.4
49	0.0021789	0.0018339	0.0022444	34.9	109	0.5246993	-	-	1.3
50	0.0023873	0.0020945	0.0025436	34.0	110	0.5673592	-	-	1.2
51	0.0026229	0.0024889	0.0029863	33.1	111	0.6134875	-	-	1.1
52	0.0029034	0.0026636	0.0031939	32.2	112	0.6633662	-	-	1.0
53	0.0032172	0.0027495	0.0033021	31.3	113	0.7173002	-	-	0.9
54	0.0035536	0.0031244	0.0037195	30.4	114	0.7756192	-	-	0.8
55	0.0039070	0.0036191	0.0042868	29.5	115	0.8386798	-	-	0.7
56	0.0042981	0.0040578	0.0047995	28.6	116	0.9068674	-	-	0.6
57	0.0047163	0.0042631	0.0050350	27.7	117	0.9805989	-	-	0.5
58	0.0051323	0.0045029	0.0053273	26.9	118	1.0000000	-	-	0.5
59	0.0055507	0.0052183	0.0061402	26.0					

Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

TABLE 2
BR-EMS 2015 mortality table for females, survivorship coverage

BR-EMSSb-V.2015-f									
Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x	Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x
0	0.0003438	-	0.0005157	87.8	60	0.0033009	0.0028676	0.0037850	29.5
1	0.0001527	0.0000024	0.0002489	86.8	61	0.0035957	0.0028336	0.0038094	28.6
2	0.0001159	0.0000291	0.0002981	85.8	62	0.0039135	0.0034820	0.0046102	27.7
3	0.0000791	-	0.0001047	84.8	63	0.0042898	0.0036846	0.0049342	26.8
4	0.0000576	0.0000272	0.0002201	83.9	64	0.0047135	0.0038296	0.0050806	25.9
5	0.0000494	0.0000895	0.0003281	82.9	65	0.0052346	0.0043106	0.0057349	25.0
6	0.0000471	0.0000358	0.0002272	81.9	66	0.0057864	0.0050778	0.0067244	24.1
7	0.0000475	0.0000894	0.0003290	80.9	67	0.0063930	0.0052629	0.0069876	23.3
8	0.0000496	0.0000050	0.0001481	79.9	68	0.0071061	0.0064645	0.0084680	22.4
9	0.0000526	0.0000120	0.0001408	78.9	69	0.0079214	0.0064644	0.0085299	21.6
10	0.0000565	-	0.0000802	77.9	70	0.0088362	0.0068243	0.0090208	20.7
11	0.0000610	0.0000110	0.0001439	76.9	71	0.0097454	0.0093127	0.0119991	19.9
12	0.0000664	0.0000383	0.0002216	75.9	72	0.0107480	0.0093361	0.0120629	19.1
13	0.0000731	-	0.0000975	74.9	73	0.0117749	0.0103784	0.0133390	18.3
14	0.0000825	-	0.0001456	73.9	74	0.0128002	0.0106514	0.0136876	17.5
15	0.0000968	0.0000122	0.0000707	72.9	75	0.0138450	0.0122032	0.0155904	16.7
16	0.0001220	0.0000261	0.0002453	71.9	76	0.0151097	0.0135731	0.0172523	16.0
17	0.0001428	0.0001054	0.0004234	70.9	77	0.0166446	0.0134669	0.0172280	15.2
18	0.0001708	0.0000563	0.0002825	69.9	78	0.0186115	0.0159908	0.0202627	14.5
19	0.0002035	0.0000661	0.0002514	68.9	79	0.0210603	0.0179160	0.0225324	13.7
20	0.0002313	0.0000925	0.0003476	68.0	80	0.0240473	0.0200704	0.0251228	13.0
21	0.0002520	0.0001684	0.0004502	67.0	81	0.0273368	0.0251988	0.0311254	12.3
22	0.0002726	0.0001497	0.0004179	66.0	82	0.0307907	0.0274535	0.0338054	11.6
23	0.0002870	0.0001298	0.0003398	65.0	83	0.0342908	0.0312612	0.0385392	11.0
24	0.0002872	0.0002469	0.0005221	64.0	84	0.0381713	0.0334486	0.0415755	10.4
25	0.0002883	0.0001412	0.0003350	63.0	85	0.0428888	0.0358394	0.0448472	9.8
26	0.0002895	0.0001775	0.0003840	62.1	86	0.0490175	0.0403966	0.0508624	9.2
27	0.0002978	0.0001950	0.0004009	61.1	87	0.0560458	0.0474815	0.0597653	8.6
28	0.0003144	0.0001755	0.0003548	60.1	88	0.0632215	0.0575942	0.0728071	8.1
29	0.0003336	0.0002579	0.0004578	59.1	89	0.0703395	0.0669034	0.0853944	7.6
30	0.0003480	0.0002617	0.0004560	58.1	90	0.0776935	0.0664111	0.0872479	7.2
31	0.0003575	0.0003326	0.0005385	57.2	91	0.0858280	0.0660068	0.0902789	6.7
32	0.0003685	0.0002281	0.0003944	56.2	92	0.0942675	0.0765699	0.1062159	6.3
33	0.0003831	0.0002264	0.0004000	55.2	93	0.1042955	0.0870142	0.1234421	5.9
34	0.0004103	0.0003342	0.0005410	54.2	94	0.1150503	0.0986205	0.1421199	5.5
35	0.0004548	0.0002982	0.0004957	53.2	95	0.1264029	0.0941398	0.1442040	5.2
36	0.0004992	0.0004159	0.0006577	52.3	96	0.1371851	0.1101155	0.1738843	4.9
37	0.0005337	0.0004523	0.0007060	51.3	97	0.1477910	0.1075871	0.1854425	4.6
38	0.0005578	0.0004796	0.0007449	50.3	98	0.1592878	0.1059616	0.2071148	4.3
39	0.0005769	0.0004119	0.0006616	49.3	99	0.1717446	0.1126357	0.2387093	4.0
40	0.0005968	0.0003913	0.0006388	48.4	100	0.1817103	0.0899087	0.2533851	3.7
41	0.0006254	0.0005375	0.0008252	47.4	101	0.1981795	-	-	3.4
42	0.0006793	0.0004663	0.0007397	46.4	102	0.2190084	-	-	3.1
43	0.0007460	0.0005906	0.0008950	45.5	103	0.2420264	-	-	2.8

BR-EMSSb-V.2015-f									
Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x	Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x
44	0.0008159	0.0006497	0.0009733	44.5	104	0.2674637	-	-	2.6
45	0.0008868	0.0007489	0.0010885	43.5	105	0.2955744	-	-	2.4
46	0.0009663	0.0008232	0.0011819	42.6	106	0.3266396	-	-	2.1
47	0.0010661	0.0007522	0.0011014	41.6	107	0.3609698	-	-	1.9
48	0.0011670	0.0009623	0.0013619	40.7	108	0.3989082	-	-	1.7
49	0.0012926	0.0010524	0.0014679	39.7	109	0.4408339	-	-	1.6
50	0.0014107	0.0013033	0.0017936	38.8	110	0.4871661	-	-	1.4
51	0.0015282	0.0011978	0.0016772	37.8	111	0.5383679	-	-	1.2
52	0.0016306	0.0014741	0.0020170	36.9	112	0.5949510	-	-	1.1
53	0.0017601	0.0014116	0.0019488	35.9	113	0.6574810	-	-	1.0
54	0.0019246	0.0014128	0.0019588	35.0	114	0.7265831	-	-	0.8
55	0.0021113	0.0018153	0.0024670	34.0	115	0.8029478	-	-	0.7
56	0.0023298	0.0020125	0.0027104	33.1	116	0.8873386	-	-	0.6
57	0.0025640	0.0023128	0.0030794	32.2	117	0.9805989	-	-	0.5
58	0.0028004	0.0022189	0.0029948	31.3	118	1.0000000	-	-	0.5
59	0.0030334	0.0026527	0.0035199	30.4					

Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOB.

TABLE 3
BR-EMS 2015 mortality table for males, death coverage

BR-EMSm-V.2015-m									
Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x	Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x
0	0.0003911	-	-	79.9	60	0.0084372	0.0083931	0.0091053	23.7
1	0.0002025	-	-	78.9	61	0.0092120	0.0087556	0.0095160	22.9
2	0.0001350	-	-	77.9	62	0.0098629	0.0093399	0.0101625	22.1
3	0.0001068	-	-	77.0	63	0.0106900	0.0102532	0.0111506	21.3
4	0.0000948	-	-	76.0	64	0.0116459	0.0111312	0.0121026	20.5
5	0.0000906	-	-	75.0	65	0.0125490	0.0120788	0.0131592	19.8
6	0.0000909	-	-	74.0	66	0.0135129	0.0128054	0.0140171	19.0
7	0.0000938	-	-	73.0	67	0.0143795	0.0138099	0.0152074	18.3
8	0.0000987	-	-	72.0	68	0.0156326	0.0144610	0.0159763	17.5
9	0.0001052	-	-	71.0	69	0.0167943	0.0163247	0.0180164	16.8
10	0.0001141	-	-	70.0	70	0.0183789	0.0170886	0.0188987	16.1
11	0.0001277	-	-	69.0	71	0.0202899	0.0189700	0.0209750	15.4
12	0.0001509	-	-	68.0	72	0.0226976	0.0217824	0.0240245	14.7
13	0.0001911	-	-	67.0	73	0.0254119	0.0239913	0.0264423	14.0
14	0.0002557	-	-	66.0	74	0.0280659	0.0267492	0.0294820	13.4
15	0.0003486	0.0001388	0.0009397	65.1	75	0.0298929	0.0293750	0.0323556	12.7
16	0.0004682	0.0002126	0.0005339	64.1	76	0.0326954	0.0292065	0.0321888	12.1
17	0.0006352	0.0004362	0.0007509	63.1	77	0.0358784	0.0347630	0.0382833	11.5
18	0.0008963	0.0008160	0.0010616	62.2	78	0.0398857	0.0384142	0.0424148	10.9
19	0.0010702	0.0010604	0.0012523	61.2	79	0.0429656	0.0405713	0.0448674	10.4
20	0.0011606	0.0010260	0.0012046	60.3	80	0.0479174	0.0434413	0.0480848	9.8
21	0.0011614	0.0011275	0.0012927	59.3	81	0.0528419	0.0525664	0.0579730	9.3
22	0.0011614	0.0010799	0.0012380	58.4	82	0.0586542	0.0545016	0.0604839	8.8

BR-EMSmt-V.2015-m									
Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x	Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x
23	0.0011071	0.0010397	0.0011907	57.5	83	0.0638227	0.0597814	0.0666190	8.3
24	0.0010760	0.0009748	0.0011196	56.5	84	0.0694993	0.0668961	0.0746545	7.8
25	0.0010557	0.0009928	0.0011384	55.6	85	0.0773917	0.0702550	0.0787896	7.3
26	0.0010491	0.0009836	0.0011249	54.7	86	0.0847935	0.0818401	0.0919153	6.9
27	0.0010373	0.0009565	0.0010986	53.7	87	0.0943216	0.0872256	0.0987353	6.5
28	0.0010233	0.0009600	0.0011002	52.8	88	0.1019140	0.0963876	0.1098260	6.1
29	0.0010371	0.0009443	0.0010800	51.8	89	0.1130950	0.1019021	0.1174076	5.8
30	0.0010541	0.0009982	0.0011398	50.9	90	0.1207108	0.1171713	0.1358756	5.5
31	0.0010763	0.0010094	0.0011531	49.9	91	0.1284853	0.1152730	0.1366352	5.1
32	0.0011029	0.0010056	0.0011518	49.0	92	0.1389316	0.1199890	0.1459676	4.8
33	0.0011428	0.0010704	0.0012272	48.0	93	0.1502272	0.1399481	0.1728321	4.5
34	0.0011748	0.0011209	0.0012810	47.1	94	0.1624412	0.1568366	0.1990034	4.2
35	0.0012103	0.0010941	0.0012551	46.1	95	0.1756482	0.1542759	0.2043695	4.0
36	0.0012596	0.0011690	0.0013415	45.2	96	0.1899291	0.1410388	0.1983652	3.7
37	0.0013443	0.0012596	0.0014381	44.3	97	0.2053710	0.1422694	0.2136175	3.4
38	0.0014038	0.0013341	0.0015235	43.3	98	0.2220684	-	-	3.2
39	0.0014580	0.0013409	0.0015266	42.4	99	0.2401233	-	-	3.0
40	0.0015362	0.0014131	0.0016096	41.4	100	0.2596462	-	-	2.8
41	0.0016430	0.0015595	0.0017676	40.5	101	0.2807563	-	-	2.6
42	0.0017815	0.0016467	0.0018615	39.6	102	0.3035828	-	-	2.4
43	0.0018980	0.0018131	0.0020408	38.6	103	0.3282651	-	-	2.2
44	0.0020322	0.0018962	0.0021294	37.7	104	0.3549543	-	-	2.0
45	0.0021748	0.0020363	0.0022776	36.8	105	0.3838133	-	-	1.9
46	0.0023466	0.0022256	0.0024840	35.9	106	0.4150187	-	-	1.7
47	0.0025429	0.0023953	0.0026606	34.9	107	0.4487611	-	-	1.6
48	0.0027966	0.0026062	0.0028858	34.0	108	0.4852470	-	-	1.4
49	0.0030327	0.0029606	0.0032710	33.1	109	0.5246993	-	-	1.3
50	0.0033904	0.0030737	0.0033992	32.2	110	0.5673592	-	-	1.2
51	0.0037727	0.0036405	0.0039977	31.3	111	0.6134875	-	-	1.1
52	0.0042051	0.0040662	0.0044589	30.5	112	0.6633662	-	-	1.0
53	0.0046575	0.0043296	0.0047377	29.6	113	0.7173002	-	-	0.9
54	0.0050194	0.0049536	0.0053993	28.7	114	0.7756192	-	-	0.8
55	0.0055152	0.0051148	0.0055818	27.9	115	0.8386798	-	-	0.7
56	0.0059796	0.0057641	0.0062775	27.0	116	0.9068674	-	-	0.6
57	0.0065447	0.0062955	0.0068442	26.2	117	0.9805989	-	-	0.5
58	0.0070133	0.0067519	0.0073352	25.3	118	1.0000000	-	-	0.5
59	0.0077397	0.0071131	0.0077400	24.5					

Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOMI.

TABLE 4
BR-EMS 2015 mortality table for females, death coverage

BR-EMSt-V.2015-f									
Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x	Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x
0	0.0004151	-	-	84.7	60	0.0052625	0.0047657	0.0053806	27.1
1	0.0001843	-	-	83.7	61	0.0057335	0.0053405	0.0060323	26.2
2	0.0001048	-	-	82.7	62	0.0062466	0.0058562	0.0066011	25.3
3	0.0000732	-	-	81.7	63	0.0067445	0.0065460	0.0073847	24.5
4	0.0000600	-	-	80.7	64	0.0072829	0.0066739	0.0075465	23.7
5	0.0000551	-	-	79.8	65	0.0078072	0.0073839	0.0083633	22.8
6	0.0000543	-	-	78.8	66	0.0084053	0.0075111	0.0086130	22.0
7	0.0000558	-	-	77.8	67	0.0090414	0.0084463	0.0098087	21.2
8	0.0000588	-	-	76.8	68	0.0097934	0.0088182	0.0102934	20.4
9	0.0000627	-	-	75.8	69	0.0105983	0.0097606	0.0114250	19.6
10	0.0000675	-	-	74.8	70	0.0115216	0.0104040	0.0122794	18.8
11	0.0000730	-	-	73.8	71	0.0124819	0.0113474	0.0134358	18.0
12	0.0000791	-	-	72.8	72	0.0136001	0.0122920	0.0145151	17.2
13	0.0000862	-	-	71.8	73	0.0147735	0.0135792	0.0160197	16.4
14	0.0000950	-	-	70.8	74	0.0164225	0.0141698	0.0167845	15.7
15	0.0001080	-	-	69.8	75	0.0182079	0.0164700	0.0195039	14.9
16	0.0001299	0.0000675	0.0002320	68.8	76	0.0203084	0.0168877	0.0200380	14.2
17	0.0001653	0.0001299	0.0002993	67.8	77	0.0223018	0.0233764	0.0274675	13.5
18	0.0002244	0.0002146	0.0003829	66.8	78	0.0247974	0.0214198	0.0255632	12.8
19	0.0002806	0.0002227	0.0003381	65.8	79	0.0276023	0.0239309	0.0286157	12.1
20	0.0003307	0.0002825	0.0004181	64.9	80	0.0309387	0.0258966	0.0309048	11.4
21	0.0003653	0.0003856	0.0005257	63.9	81	0.0348520	0.0317041	0.0376682	10.8
22	0.0003893	0.0003599	0.0004934	62.9	82	0.0394659	0.0374427	0.0442739	10.1
23	0.0004000	0.0003049	0.0004248	61.9	83	0.0444953	0.0380712	0.0456849	9.5
24	0.0003980	0.0003116	0.0004353	61.0	84	0.0497225	0.0465859	0.0557147	9.0
25	0.0003921	0.0003841	0.0005170	60.0	85	0.0559396	0.0491658	0.0595253	8.4
26	0.0003997	0.0002859	0.0003979	59.0	86	0.0627591	0.0534150	0.0651957	7.9
27	0.0004128	0.0003466	0.0004746	58.0	87	0.0699435	0.0616295	0.0757743	7.4
28	0.0004337	0.0003476	0.0004643	57.1	88	0.0770216	0.0736720	0.0916715	6.9
29	0.0004563	0.0003993	0.0005269	56.1	89	0.0854361	0.0744645	0.0951460	6.4
30	0.0004818	0.0004485	0.0005844	55.1	90	0.0952068	0.0757165	0.0996102	6.0
31	0.0005078	0.0004330	0.0005648	54.1	91	0.1055215	0.0839596	0.1130493	5.5
32	0.0005376	0.0004572	0.0005977	53.2	92	0.1176157	0.1033095	0.1414962	5.1
33	0.0005755	0.0004453	0.0005818	52.2	93	0.1322245	0.1125635	0.1601010	4.7
34	0.0006176	0.0005518	0.0007060	51.2	94	0.1462507	0.1044274	0.1598997	4.4
35	0.0006637	0.0006072	0.0007749	50.2	95	0.1626539	0.1297183	0.2063967	4.1
36	0.0007043	0.0006385	0.0008132	49.3	96	0.1810076	0.1409713	0.2387968	3.8
37	0.0007494	0.0006711	0.0008449	48.3	97	0.1999287	0.1110581	0.2109873	3.5
38	0.0007991	0.0006570	0.0008384	47.4	98	0.2191843	0.1725731	0.3321869	3.2
39	0.0008630	0.0006815	0.0008643	46.4	99	0.2407379	-	-	3.0
40	0.0009412	0.0008834	0.0010969	45.4	100	0.2596462	-	-	2.8
41	0.0010410	0.0009221	0.0011333	44.5	101	0.2807563	-	-	2.6
42	0.0011431	0.0010048	0.0012262	43.5	102	0.3035828	-	-	2.4
43	0.0012474	0.0011412	0.0013809	42.6	103	0.3282651	-	-	2.2

BR-EMSt-V.2015-f									
Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x	Age x	q_x	-IC(95%)	+IC(95%)	e_x
44	0.0013457	0.0012707	0.0015282	41.6	104	0.3549543	-	-	2.0
45	0.0014550	0.0012545	0.0015078	40.7	105	0.3838133	-	-	1.9
46	0.0015758	0.0014424	0.0017069	39.7	106	0.4150187	-	-	1.7
47	0.0017322	0.0015149	0.0017893	38.8	107	0.4487611	-	-	1.6
48	0.0019093	0.0016752	0.0019606	37.9	108	0.4852470	-	-	1.4
49	0.0021023	0.0019559	0.0022796	36.9	109	0.5246993	-	-	1.3
50	0.0022899	0.0022768	0.0026269	36.0	110	0.5673592	-	-	1.2
51	0.0024860	0.0022645	0.0026194	35.1	111	0.6134875	-	-	1.1
52	0.0026688	0.0024223	0.0027966	34.2	112	0.6633662	-	-	1.0
53	0.0028667	0.0026119	0.0030014	33.3	113	0.7173002	-	-	0.9
54	0.0030948	0.0029047	0.0033214	32.4	114	0.7756192	-	-	0.8
55	0.0033761	0.0029982	0.0034239	31.5	115	0.8386798	-	-	0.7
56	0.0036901	0.0034205	0.0038902	30.6	116	0.9068674	-	-	0.6
57	0.0040317	0.0038030	0.0043143	29.7	117	0.9805989	-	-	0.5
58	0.0044048	0.0040906	0.0046365	28.8	118	1.0000000	-	-	0.5
59	0.0048090	0.0045244	0.0051096	27.9					

Source: Brazilian insurance companies participating in the analysis, CNIS, and SISOBI.

Recebido para publicação em 03/10/2016
 Recomendado para publicação em 25/11/2016
 Aceito para publicação em 05/12/2016

Análise de parados do Censo Demográfico 2010: uma investigação de fatores associados a erros não amostrais do levantamento de dados

Luciano Tavares Duarte*
Denise Britz do Nascimento Silva**
José André de Moura Brito***

A relevância de um Censo Demográfico para o sistema de estatísticas públicas de uma nação é indiscutível do ponto de vista de sua abrangência temática e territorial. Em contrapartida, sua complexidade e dimensão levam a desafios na garantia da qualidade de seus resultados. O presente artigo tem por objetivo apresentar os possíveis fatores associados a erros não amostrais detectados na coleta das informações, mediante a análise de parados e dos microdados do Censo Demográfico brasileiro de 2010. Os dados utilizados provêm das informações sobre a operação de coleta e administração da pesquisa oriundas, respectivamente, do sistema de gerenciamento de recursos humanos do pessoal de coleta e do sistema de supervisão da operação de coleta, ou seja, os parados. Também se utilizam os microdados do universo do Censo Demográfico. Neste estudo foram analisadas as divergências observadas entre as informações coletadas pelos recenseadores e aquelas obtidas por supervisores nas reentrevistas realizadas em procedimentos de supervisão do trabalho de campo. Para análise de divergências detectadas entre os dados coletados por recenseadores e supervisores, foram empregados modelos hierárquicos generalizados. Os resultados mostram que existem diferenciais nas divergências associados à estrutura de coleta dos dados e às características dos recenseadores, supervisores e informantes, além de revelarem diferenças regionais. Fica evidente, sobretudo, uma forte influência das características do informante nas chances de ocorrência das divergências, em detrimento das características dos supervisores e recenseadores. Os resultados da modelagem estatística sugerem que as entrevistas realizadas com informantes do sexo masculino, analfabetos ou com baixa escolaridade, mais velhos e que vivem em domicílios com indicadores que refletem condições de vida menos satisfatórias apresentam aumento nas chances em favor da ocorrência de divergências entre respostas coletadas por recenseador e supervisor.

Palavras-chave: Censo Demográfico brasileiro. Parados. Modelos hierárquicos. Erros não amostrais.

* Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro-RJ, Brasil (luciano.duarte@ibge.gov.br).

** Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro-RJ, Brasil (denise.silva@ibge.gov.br).

*** Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro-RJ, Brasil (jose.m.brito@ibge.gov.br).

Introdução

Para uma nação, é inquestionável a relevância das estatísticas públicas, sob vários aspectos. São a base para o desenvolvimento e monitoramento de políticas públicas, alocação de recursos nas mais diversas áreas, bem como subsidiam o setor privado na condução e tendências do mercado. Assim, a cada dia mais, as estatísticas públicas vêm se tornando uma ferramenta nas mãos dos cidadãos para o julgamento das ações governamentais, além de desempenharem papel fundamental na comparação do desenvolvimento dos países por meio de indicadores econômicos e sociais no cenário internacional (HOLT, 2005).

Nesse sentido, o Censo Demográfico no Brasil caracteriza-se como uma das mais importantes fontes de informação sociodemográfica do rol das estatísticas públicas produzidas no país, tanto por sua abrangência temática, quanto por sua cobertura em âmbito nacional. Além disso, tal instrumento tem papel fundamental no que concerne à produção de informações relevantes para os diversos níveis de desagregação territorial no país (IBGE, 2012).

Buscando sempre o aprimoramento de suas práticas, em consonância com os recentes avanços tecnológicos, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) tem desenvolvido e adotado métodos inovadores nas últimas operações censitárias. Uma massiva inserção de novas tecnologias de informação e comunicação (TICs) no processo de coleta de dados gerou ganhos significativos no que diz respeito às possibilidades de controle da operação (IBGE, 2008). Como consequência, houve um substancial aumento na produção de informações gerenciais e operacionais do processo de pesquisa.

É nesse contexto que se insere a definição do termo paradados (*paradata*), utilizado pela primeira vez no âmbito de pesquisas quantitativas por Couper (1998). A expressão refere-se ao uso de dados relativos à operação de coleta e administração da pesquisa para avaliação e melhoria da qualidade do processo de pesquisa.

A importância do desenvolvimento do uso de paradados para os Institutos Nacionais de Estatística se reflete na vasta bibliografia já disponível sobre o tema e também no empenho de vários pesquisadores internacionais em focar sua pesquisa acadêmica nesta área de conhecimento. Em 2013, foi publicado um volume do *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)* dedicado ao assunto.¹ A série intitulada *The use of paradata in social survey research* consiste, basicamente, em uma coletânea de artigos dedicados a recentes métodos aplicados à análise de paradados, à discussão sobre qualidade de dados e à detecção de erros de medição usando novas fontes de paradados. É importante ressaltar, entretanto, a falta de publicações cujo tema seja o uso de paradados na operação censitária, provavelmente devido às questões de sigilo das informações.²

¹ Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/rssa.2012.176.issue-1/issuetoc>> Acesso em: jul. 2013.

² No caso do IBGE, o acesso a dados restritos pode ser solicitado por meio de contato inicial com o Centro de Documentação e Disseminação de Informações do IBGE (CDDI), pelo e-mail ibge@ibge.gov.br, que enviará as normas de acesso. A solicitação será avaliada pelo Comitê de Avaliação a Acesso a Dados não Desidentificados (CAD).

No presente artigo, explora-se parte deste conjunto de informações a fim de identificar questões e fatores associados à melhoria dos procedimentos e protocolos do levantamento e à qualidade dos resultados. São analisados os parâmetros do Censo Demográfico de 2010 referentes ao sistema de supervisão do processo de coleta de dados, combinando as informações de recursos humanos e microdados do universo referentes aos informantes.³

É importante destacar que três agentes tiveram participação direta no preenchimento das informações dos questionários do Censo Demográfico de 2010: a pessoa que prestou as informações – o informante –, o recenseador e o supervisor. O principal objetivo deste artigo é identificar possíveis fatores associados às divergências encontradas entre as informações registradas nos questionários pelo recenseador e aquelas obtidas pelo supervisor nos procedimentos de controle de qualidade da operação de coleta do Censo 2010. A hipótese é de que os três agentes constituíram-se como fonte de variabilidade não desprezível das divergências encontradas.

A seguir, discorre-se sobre as possíveis fontes de erro em levantamentos estatísticos e descreve-se o aporte metodológico aplicado ao estudo das divergências. Posteriormente, são apresentados os resultados da aplicação dos métodos estatísticos ao fenômeno das divergências. Por fim, são tecidas as principais considerações com base nos resultados alcançados por meio das análises estatísticas dos dados.

Possíveis fontes de erro em levantamentos estatísticos

Groves (1989) define que o erro total associado a um processo de pesquisa é derivado de duas componentes. Uma refere-se ao erro sistemático ou vício, que pode levar a superestimar ou subestimar o verdadeiro valor de um parâmetro populacional de interesse. A outra componente, em caso de pesquisas amostrais, está associada à variabilidade ou à precisão das estimativas.

Já a abordagem de Biemer e Lyberg (2003) separa os erros associados à pesquisa em duas componentes: os erros amostrais e os não amostrais. Como mencionado, a principal hipótese deste trabalho é de que há várias fontes de erro não amostral e fatores relacionados ao processo de coleta que se apresentam como potenciais causas de falha ou variação não controlada, podendo afetar a confiabilidade dos dados populacionais e domiciliares de uma operação censitária.

Os autores afirmam que em uma pesquisa, como em qualquer outro processo de produção em que há interferência humana, tal fator é considerado fonte de variação intrínseca que contribui com uma parcela não desprezível dentre as diversas causas de falha ou variação não controlada, caracterizando-se assim como uma das possíveis fontes de erro não amostral (BIEMER; LYBERG, 2003).

³ Este artigo tem como base a dissertação de mestrado de Duarte (2014), na qual o uso dos dados foi viabilizado dentro das instalações do IBGE e por meio de autorização expressa para sua utilização para fins acadêmicos, com base em termo de compromisso firmado com a instituição, garantindo manutenção do sigilo das informações.

As principais fontes de erros não amostrais em pesquisas, segundo Biemer e Lyeberg (2003), são:

- erro de especificação – gerado, por exemplo, por problemas na definição e operacionalização de conceitos;
- erro de cadastro – que pode afetar a cobertura;
- erro de medida – oriundo do processo de trabalho do entrevistador, da resposta do entrevistado e do instrumento de medida (o questionário);
- erro de não resposta – parcial ou total;
- erro de processamento – que pode ocorrer nas etapas de captura dos dados, crítica, codificação, etc.

Os sistemas de controle do Censo 2010 produziram informações gerenciais com a finalidade de avaliar o trabalho de toda a equipe de campo, na tentativa de mitigar, ainda em tempo de coleta, efeitos de possíveis falhas que impactam diretamente na qualidade dos dados obtidos, sobretudo no que se refere ao efeito da interferência humana no processo. Dentre estes instrumentos, destaca-se o sistema de supervisão, que fornece informações sobre divergências entre entrevistas realizadas por recenseadores e reentrevistas feitas por supervisores (IBGE, 2013).

Além dos dados gerenciais dos sistemas de controle, há outra rica fonte de informações administrativas e de recursos humanos que permite conhecer e associar o perfil sociodemográfico dos recenseadores e supervisores que trabalharam na coleta dos dados à ocorrência de divergências no censo brasileiro. Adicionalmente, de acordo com Weisberg (2005), identifica-se outra potencial fonte de variação inerente ao processo de coleta: a pessoa (ou as pessoas) que efetivamente forneceu informações durante a realização da entrevista, que denominamos de informante. No último censo, uma das novidades no questionário foi a identificação de quem prestou as informações sobre cada um dos moradores, o que possibilitou conhecer todas as características investigadas nos questionários a respeito de cada informante.

Outras bases de dados também se caracterizam como importantes fontes de investigação. Trata-se de informações utilizadas para o controle operacional da coleta, com objetivo de dar segurança à integridade dos dados da pesquisa: dados de controle de data e hora em que cada entrevista foi realizada; número de vezes que o questionário foi editado; etc. (NICOLAAS, 2011).

Metodologia aplicada ao estudo das divergências

Tendo em vista a multiplicidade de potenciais fatores geradores de erros não amostrais e a disponibilidade de informações referentes ao processo de coleta, fez-se oportuna a análise dos parâmetros do Censo 2010, o que pode contribuir para o planejamento de futuras operações censitárias e pesquisas amostrais. Neste estudo foram analisadas as

divergências observadas entre as informações coletadas pelos recenseadores durante a realização da entrevista para o Censo 2010 e aquelas obtidas pelos supervisores por meio das reentrevistas geradas pelo sistema de supervisão.⁴

As reentrevistas foram feitas em um subconjunto de domicílios durante a operação de coleta do censo, com o objetivo de fornecer indícios de falhas de coleta cometidas pelos recenseadores. A seleção da amostra de unidades para verificação por reentrevista tinha como finalidade fornecer resultados indicativos de divergência para cada setor censitário. Por ser o setor censitário um recorte geográfico muito pequeno, a opção de fixar uma precisão mínima para realização de uma amostra probabilística de reentrevistas implicaria, em alguns casos, a seleção de todas as unidades do setor. Evidentemente, seria impraticável atribuir aos supervisores a tarefa de conferir todas as unidades domiciliares trabalhadas por seus recenseadores. Alguns procedimentos testados durante as operações pré-censitárias foram utilizados para a definição de critérios de seleção da amostra de unidades (questionários) a serem verificadas em cada setor censitário.

Visando tornar exequível o procedimento de campo de verificação pelos supervisores, foi elaborado um algoritmo para seleção de uma amostra não probabilística que atendesse, simultaneamente, à necessidade de avaliação de cobertura e à viabilidade de aplicação das reentrevistas. Uma das questões abordadas, por exemplo, foi a heterogeneidade dos tamanhos dos setores censitários (tanto em número de unidades quanto em área) e a necessidade de se controlar a distância entre as unidades a serem verificadas, limitando assim os deslocamentos realizados pelos supervisores.

Definição das fontes de dados e variáveis de estudo

Foi considerada divergência, no questionário, a ocorrência de diferença entre as respostas obtidas pelo recenseador e aquelas coletas pelo supervisor para, pelo menos, um dos três quesitos investigados sobre o informante no domicílio entrevistado: sexo, idade⁵ e sabe ler e escrever. Tais quesitos foram escolhidos por fazerem parte de ambos os questionários utilizados no Censo 2010 (o questionário do universo e o da amostra). Além disso, tais questões são objetivas e, portanto, dificilmente gerariam dúvidas de entendimento por parte do entrevistado. Acredita-se ser pouco provável que o tipo de abordagem ou a maneira com que estas perguntas são realizadas pelo recenseador ou supervisor tenham forte influência nos resultados das respostas.

Vale destacar que a divergência é utilizada como *proxy* da ocorrência de falha no processo de coleta, pois, apesar de se acreditar que a informação do supervisor seja mais “confiável”, muitas das divergências são oriundas de falhas do supervisor e não do recenseador. Uma limitação do estudo, portanto, é a questão de considerar a divergência

⁴ Mais detalhes sobre o sistema de supervisão do Censo 2010, os critérios de seleção dos domicílios que foram visitados para as reentrevistas e sobre as bases de dados utilizadas neste estudo estão descritos em Duarte (2014).

⁵ No Censo 2010 não se pergunta sobre idade diretamente ao entrevistado, mas esta é calculada a partir de perguntas sobre mês e ano de nascimento, ou idade completa ou presumida.

uma falha sem poder identificar a real fonte do erro. Essa limitação é inerente à fonte de informação, pois não é realizada uma reconciliação por um outro agente para verificar quem cometeu a falha de coleta, se o recenseador ou o supervisor.

Com base nesta suposição, decidiu-se buscar evidências empíricas sobre a influência que os três agentes (informante, recenseador e supervisor) exerceram nas respostas das entrevistas e reentrevistas, e com que grau de intensidade cada um deles pode ter atuado, de forma a gerar maior ou menor interferência nas probabilidades de divergência. Além disso, procuraram-se evidências de possíveis variações associadas às características sociodemográficas destes agentes como prováveis fatores explicativos para o fenômeno em estudo.

Tomou-se como população de estudo o subconjunto das reentrevistas aplicadas em setores censitários trabalhados por somente um recenseador.⁶ Foi selecionado um estado por grande região geográfica: Alagoas, Amazonas, Santa Catarina, Rio de Janeiro e Mato Grosso. Esta escolha tomou por base os percentuais de divergências encontradas exclusivamente para os dados do informante e daquelas identificadas para os demais moradores (Gráfico 1). Observa-se que os percentuais de divergência nos estados variam entre 4% e 9%, sendo que os menos desenvolvidos apresentam os maiores valores de divergência. Para a análise selecionaram-se estados de diferentes portes populacionais, regiões e níveis de divergência. Foram escolhidos estados com baixos níveis de divergência, para as Regiões Sul e Norte, e com altos níveis de divergência, no Centro-Oeste e Nordeste. Não foram analisados os estados com os maiores percentuais de divergências, pois se considerou, também, o tamanho dos municípios estudados.

No que diz respeito à Região Sudeste, a escolha do Rio de Janeiro teve como principal motivação o papel estratégico da unidade estadual do IBGE deste estado no processo de treinamento e disseminação de instruções passadas ao pessoal de campo durante a fase de coleta de dados, além da proximidade com as equipes de acompanhamento centralizado na sede do IBGE localizada na cidade do Rio de Janeiro.

A base de dados final para análise das divergências foi constituída de 170.395 registros para os quais foi possível realizar a correspondência biunívoca entre as bases de dados da supervisão e dos microdados do universo do Censo 2010.⁷ O total de registros – reentrevistas realizadas em setores coletados por somente um recenseador – processados para cada estado foi de: 15.836 no Amazonas (AM); 12.946 em Alagoas (AL); 82.741 no Rio de Janeiro (RJ); 37.856 em Santa Catarina (SC); e 21.016 em Mato Grosso (MT).⁸

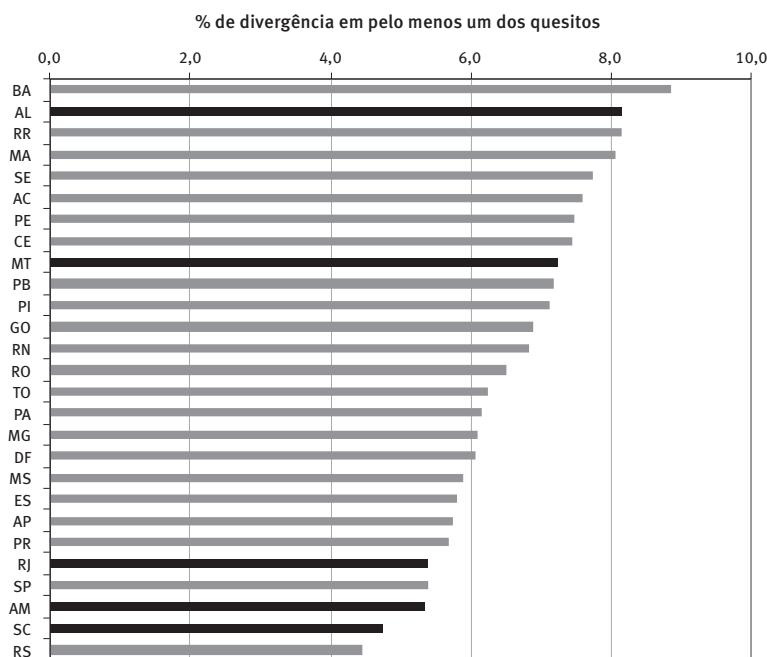
⁶ Nos setores trabalhados por mais de um recenseador não foi possível identificar qual deles aplicou cada uma das reentrevistas, inviabilizando a associação reentrevista/recenseador (equivale a 11% do total de reentrevistas aplicadas).

⁷ Um dos prováveis motivos para estes registros não terem sido pareados estava relacionado à possibilidade de que um recenseador, ao ser instruído a realizar correções em um questionário, erroneamente, excluía o questionário com erro e criava o registro de um novo questionário, o que ocorreu em cerca de 10% dos casos. Tal fato causava a exclusão da chave primária de identificação do questionário original, impossibilitando o pareamento com os dados da supervisão.

⁸ Mais detalhes sobre a construção das bases estão disponíveis em Duarte (2014).

É importante ressaltar que a decisão de considerar apenas alguns estados no escopo do estudo tinha também como foco permitir a realização de uma investigação inicial na qual, caso necessário, as respectivas unidades estaduais do IBGE poderiam esclarecer dúvidas e colaborar na análise.

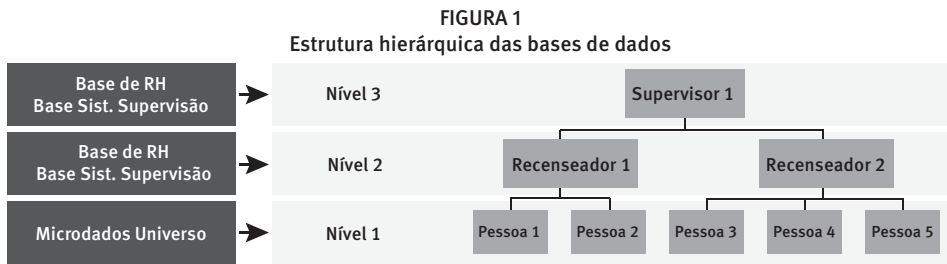
GRÁFICO 1
Percentagens de divergências entre as informações coletas pelo recenseador e pelo supervisor na realização das reentrevistas, em pelo menos um dos quesitos do informante (sexo, idade e sabe ler e escrever), por unidade da federação
Brasil – 2010



Fonte: IBGE. Censo Demográfico 2010 (microdados do universo, base de dados de recursos humanos do pessoal de coleta e base de dados do sistema de supervisão).

Modelagem estatística aplicada ao estudo das divergências

A estrutura de dados deste estudo é decorrente dos procedimentos adotados para reentrevista. No Censo 2010 foi definido que cada supervisor era responsável pela aplicação de um conjunto de reentrevistas em uma amostra dos questionários realizados pelos recenseadores sob sua coordenação, as quais foram aplicadas somente em domicílios com informante único; portanto, cada reentrevista corresponde a um mesmo e único informante. Trata-se, assim, de uma estrutura de dados agregados ou hierárquicos aninhados, em que o 1º nível corresponde ao informante, o segundo nível corresponde ao recenseador e o terceiro nível corresponde ao supervisor (Figura 1).



Buscou-se, então, a abordagem metodológica adequada para obtenção de inferências que atendessem aos questionamentos hora levantados e que incorporassem a hipótese de que existe efeito significativo nos níveis de hierarquia na estrutura dos dados. Para isso, foram empregados modelos hierárquicos de regressão logística (HOX, 2010; RAUDENBUSH; BRYK, 2002).

A metodologia de análise de dados hierárquicos consiste na aplicação de métodos estatísticos para o tratamento de dados com padrões de variação complexos. Esta complexidade diz respeito, sobretudo, à formação de subgrupos dentro da população-alvo (SNIJDERS; BOSKER, 1999).

Em situações comuns de análise, uma das hipóteses a respeito dos dados é que todas as unidades são mutuamente independentes. Quando este pressuposto é violado, os resultados da aplicação de um modelo tradicional podem ser seriamente comprometidos (SNIJDERS; BOSKER, 1999). As estimativas de erro dos coeficientes de regressão do primeiro nível podem ser viesadas. Além disso, estimativas de erros dos coeficientes de covariáveis de níveis superiores tendem a ser subestimadas, trazendo prejuízos às inferências realizadas (BARTHOLOMEW et al., 2008).

Uma das justificativas para utilização de um modelo hierárquico consiste na necessidade de considerar a possibilidade de existência de correlação significativa entre as respostas de indivíduos pertencentes a um mesmo grupo em um mesmo nível de agregação. O interesse neste estudo foi de investigar fatores associados às divergências entre as informações coletadas pelo supervisor e pelo recenseador, levando à formulação de uma variável resposta dicotômica associada à ocorrência ou não de divergência. Com isso, assumiu-se que a ocorrência de divergência é uma variável aleatória Y com distribuição *Bernoulli*, para a qual se deseja estimar a probabilidade de ocorrência π , em que:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{ocorrência de divergência} \\ 0 & \text{não ocorrência de divergência} \end{cases}$$

Levando em conta as características da variável resposta e a estrutura de agregação dos dados (cada supervisor responsável por vários recenseadores e cada recenseador realizando entrevistas em vários domicílios), optou-se pela utilização de um modelo hierárquico logístico, que é dado pelas seguintes expressões:

$$\text{Logit}(\pi_{ijk}) = \underbrace{(\beta_{0jk})}_{\text{efeito aleatório}} + \underbrace{\sum_{q=1}^Q \beta_q X_{qjki}}_{\text{Informantes}} + \underbrace{\sum_{r=1}^R \gamma_r Z_{rjk}}_{\text{Recenseadores}} + \underbrace{\sum_{s=1}^S \delta_s W_{sk}}_{\text{Supervisores}} \tag{1}$$

$$\beta_{0jk} = \beta_0 + u_{ok} + v_{0jk} \begin{cases} \beta_0 - \text{intercepto} \\ u_{ok} \sim N(0, \sigma_u^2) - \text{componente de variância atribuída aos supervisores} \\ v_{0jk} \sim N(0, \sigma_v^2) - \text{componente de variância atribuída aos recenseadores} \end{cases} \tag{2}$$

Em que:

π_{ijk} é a probabilidade de haver divergência em pelo menos um dos quesitos sexo, idade e sabe ler e escrever do informante i , associado ao recenseador j e ao supervisor k ;

Q refere-se ao número de efeitos fixos e covariáveis associadas aos informantes;

R corresponde ao número de efeitos fixos e covariáveis associadas aos recenseadores;

S é o número de efeitos fixos e covariáveis associadas aos supervisores.

Medida para avaliação das componentes de variância

O coeficiente de correlação intraclasse (ρ) é a medida relativa de composição da variação não explicada de um fenômeno estocástico. No presente estudo, por meio do cálculo desse coeficiente, foi possível estimar o quanto da variação não explicada das divergências poderia ser atribuído aos recenseadores, o quanto poderia ser atribuído aos supervisores e uma outra parcela que diz respeito a outros fatores, entre eles o informante.

O cálculo dos coeficientes de correlação intraclasse toma por base as parcelas de componentes de variância de todos os níveis de hierarquia adotados no modelo, neste caso três níveis. No entanto, em sua concepção, o modelo logístico hierárquico não contém um parâmetro de escala que corresponda ao erro aleatório, que seria a componente de variância do primeiro nível (HOX, 2010). Isso se dá pelo fato de a função de ligação ser expressa pela esperança do quociente entre as probabilidades de ocorrência e não ocorrência do evento, o que impede a obtenção direta de uma componente de variância para o 1º nível de hierarquia.

Existem algumas formas para o cálculo do coeficiente de correlação intraclasse para modelos com variável resposta binária, por meio da padronização dos parâmetros de locação e escala, de acordo com a função de ligação utilizada (HOX, 2010, p. 133). Um dos métodos mais utilizados é o da variável latente, também conhecido como representação de modelo limítrofe (*threshold model*) (SNIJDERS; BOSKER, 1999, p. 223).

Suponha que a variável binária Y_{ijk} pode ser representada por uma variável latente contínua Y_{ijk}^* . Pode-se supor que Y_{ijk}^* é a propensão de $Y_{ijk} = 1$. Então, define-se a variável latente como uma variável contínua de forma que $Y_{ijk}^* > 0$ se a variável observada $Y_{ijk} = 1$ e $Y_{ijk}^* \leq 0$ se $Y_{ijk} = 0$.

$$Y_{ijk} = \begin{cases} 1 & Y_{ijk}^* > 0 \\ 0 & Y_{ijk}^* \leq 0 \end{cases} \tag{3}$$

Sob essas premissas, o modelo logístico hierárquico de três níveis pode ser representado de forma equivalente ao seguinte modelo linear hierárquico para a variável latente contínua Y_{ijk}^* :

$$Y_{ijk}^* = \underbrace{\beta_{0jk}}_{\text{efeito aleatório}} + \underbrace{\sum_{q=1}^Q \beta_q X_{qjki}}_{\text{Informantes}} + \underbrace{\sum_{r=1}^R \gamma_r Z_{rjk}}_{\text{Recenseadores}} + \underbrace{\sum_{s=1}^S \delta_s W_{sk}}_{\text{Supervisores}} + u_{0jk} + v_{0jk} + \varepsilon_{ijk}^* \tag{4}$$

Em que:

ε_{ijk}^* é o termo de erro do 1º nível, o qual se supõe ter uma distribuição logística padrão, com média 0 e variância $\pi^2/3 \cong 3,29$;

β_0 é o intercepto;

$u_{0k} \sim N(0, \sigma_{u_0}^2)$ corresponde ao componente de variância atribuída aos supervisores;

$v_{0k} \sim N(0, \sigma_{v_0}^2)$ é o componente de variância atribuída aos recenseadores.

Para o modelo de três níveis, a correlação entre as variáveis latentes para os indivíduos de um mesmo grupo nos níveis 2 (recenseador) ou 3 (supervisor) é dada, respectivamente, por (HOX, 2010, p. 133):

$$\rho_{v0} = \frac{\sigma_{v_0}^2}{\sigma_{u_0}^2 + \sigma_{v_0}^2 + \left(\frac{\pi^2}{3}\right)} = \frac{\sigma_{v_0}^2}{\sigma_{u_0}^2 + \sigma_{v_0}^2 + 3,29} \tag{5}$$

$$\rho_{u0} = \frac{\sigma_{u_0}^2}{\sigma_{u_0}^2 + \sigma_{v_0}^2 + \left(\frac{\pi^2}{3}\right)} = \frac{\sigma_{u_0}^2}{\sigma_{u_0}^2 + \sigma_{v_0}^2 + 3,29} \tag{6}$$

Analogamente, é possível obter a representação da variação conjunta dos níveis 2 e 3 (recenseador e supervisor) em uma mesma medida, por meio da soma dos coeficientes ρ_{v0} e ρ_{u0} :

$$\rho_{v0} + \rho_{u0} = \frac{\sigma_{v_0}^2 + \sigma_{u_0}^2}{\sigma_{u_0}^2 + \sigma_{v_0}^2 + \left(\frac{\pi^2}{3}\right)} = \frac{\sigma_{v_0}^2 + \sigma_{u_0}^2}{\sigma_{u_0}^2 + \sigma_{v_0}^2 + 3,29} \tag{7}$$

Para estimação das componentes de variância, foi escolhido o método de integração numérica de Laplace. Tal opção se deu, sobretudo, por conta da possibilidade de utilização das razões de verossimilhanças para o teste dos fatores aleatórios nos modelos (SNIJDERS; BOSKER, 1999). O método de Laplace por integração numérica se baseia na aproximação da função de verossimilhança real. Apesar desses métodos apresentarem boas aproximações para as estimativas, há que se levar em conta a alta carga de processamento computacional demandada para execução de seus algoritmos. Neste artigo, a estimação dos modelos foi implementada no pacote estatístico SAS.⁹

⁹ SAS Enterprise Guide, versão 4.1 – PROC GLIMMIX, SAS Institute Inc., Cary, NC, USA.

Avaliação de adequabilidade do ajuste dos modelos

A comparação entre dois modelos M_0 e M_1 com números de parâmetros q e p , respectivamente, pode ser feita com base na estatística da razão de verossimilhanças de dois modelos, dada por:

$$\Delta D = 2 [l(b_1; y) - l(b_0; y)] \quad (8)$$

Em que:

$l(b_0; y)$ é o valor do logaritmo da verossimilhança para o modelo M_0 ;

$l(b_1; y)$ é o valor do logaritmo da verossimilhança para o modelo M_1 ;

ΔD segue uma distribuição qui-quadrado com $p-q$ graus de liberdade (DOBSON; BARNETT, 2008).

$$\Delta D \sim X_{p-q}^2 \text{ onde } q < p < N \quad (9)$$

Snijders e Bosker (1999) propuseram uma medida de adequabilidade do ajuste para modelos hierárquicos logísticos, a qual consiste em uma extensão do método de McKelvey e Zavoina (1975, apud SNIJDERS; BOSKER, 1999) baseado na variação explicada da variável latente Y_{ijk}^* .

No caso do modelo logístico hierárquico com três níveis, considerado neste estudo, a variância de Y_{ijk}^* pode ser decomposta nas seguintes parcelas:

σ_ε^2 – variância do primeiro nível hierárquico fixada em $\pi^2/3 \cong 3,29$;

$\sigma_{u_0}^2$ – componente de variância atribuída ao segundo nível hierárquico (supervisores);

$\sigma_{v_0}^2$ – componente de variância atribuída ao terceiro nível hierárquico (recenseadores);

σ_F^2 – variância atribuída aos efeitos fixos do modelo, que corresponde à variância dos valores preditos da variável resposta binária Y .

Dessa forma, para o modelo hierárquico de três níveis, a proporção da variância explicada pelos efeitos fixos é determinada pela seguinte expressão:

$$R_{MZ}^2 = \frac{\sigma_F^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_{u_0}^2 + \sigma_{v_0}^2 + \sigma_F^2} \quad (10)$$

Resultados

Primeiramente, foram realizados os testes para os efeitos aleatórios a fim de avaliar estatisticamente a hipótese de que havia diferença na variação aleatória nas divergências entre grupos de recenseadores e entre grupos de supervisores.

Vale lembrar que, além dos níveis hierárquicos, foram obtidas informações provenientes das diferentes bases de dados referentes aos informantes, variáveis individuais e outras sobre as características dos domicílios, bem como algumas características dos recenseadores e dos supervisores. Os dados dos informantes e de seus domicílios foram obtidos nos microdados do universo do Censo Demográfico 2010 e as informações dos recenseadores e supervisores são provenientes da base de dados de recursos humanos da equipe de coleta.

À medida que os modelos eram avaliados, algumas variáveis apresentaram categorias estatisticamente significativas de acordo com os testes aplicados, enquanto outras não. Nesses casos, foram consideradas algumas combinações de agrupamento em busca de melhores estimativas para os modelos. O Apêndice contém uma lista de todas as variáveis incluídas inicialmente na modelagem, sendo que a descrição detalhada de suas categorias e as formas de agrupamento estão disponíveis em Duarte (2014).

A Tabela 1 apresenta as razões de verossimilhanças entre os modelos não condicionais em relação ao modelo nulo, sem considerar os efeitos aleatórios com seus respectivos níveis de significância. O modelo M1 corresponde ao modelo logístico nulo, contendo somente o parâmetro β_0 (intercepto). O modelo hierárquico não condicional M2 acrescenta, a M1, o efeito aleatório de recenseador v_{0jk} . No modelo hierárquico condicional M3 adiciona-se o efeito aleatório de supervisor u_{0k} , tal que:

$$M1 - \text{Logit}(\pi_{ijk}) = \beta_0$$

$$M2 - \text{Logit}(\pi_{ijk}) = \beta_0 + v_{0jk}$$

$$M3 - \text{Logit}(\pi_{ijk}) = \beta_0 + u_{0k} + v_{0jk}$$

TABELA 1
Deviances e razões de verossimilhanças dos modelos hierárquicos da divergência em pelo menos um dos quesitos do informante (sexo, idade e sabe ler e escrever)
Estados selecionados – 2010

Modelos	Amazonas	Alagoas	Rio de Janeiro	Santa Catarina	Mato Grosso
Razões de verossimilhanças (ΔD)					
M1 – Sem efeito aleatório (nulo)	6399,95	7199,91	33722,27	13916,01	11029,09
M2 – Com efeito de recenseador	6211,56	7178,76	32499,04	13745,41	10779,58
M3 – Com efeitos de recenseador e supervisor	6159,72	7154,47	32116,58	13711,87	10578,19
Decomposição das razões de verossimilhanças e níveis de significância					
$\Delta D_{(M2-M1)}$	188,39 (***)	21,15 (***)	1223,23 (***)	170,6 (***)	249,51 (***)
$\Delta D_{(M3-M2)}$	51,84 (***)	24,29 (***)	382,46 (***)	33,54 (***)	201,39 (***)

Fonte: IBGE. Censo Demográfico 2010 (microdados do universo, base de dados de recursos humanos do pessoal de coleta e base de dados do sistema de supervisão).

(***) Níveis de significância $>0,001$.

Para todos os estados, há evidências de que ambos os efeitos aleatórios de recenseador e supervisor sejam estatisticamente significativos segundo o teste da razão de verossimilhanças com nível de significância menor que 0,001. Isso evidencia a hipótese de que uma parcela da variação das divergências nas respostas das reentrevistas pode ser atribuída ao efeito dos recenseadores, assim como há uma parte significativa que pode ser imputada aos supervisores.

Avaliação da composição da variação não explicada das divergências

Uma vez constatada a significância estatística dos fatores aleatórios referentes aos efeitos de recenseadores e supervisores, obtiveram-se as medidas relativas da composição

da variância que permitem avaliar a participação destes dois fatores na variação não explicada das divergências.

Foram então calculadas as estimativas das componentes de variância para os efeitos aleatórios de recenseador e supervisor, desconsiderando os efeitos fixos dos três níveis hierárquicos. Com base nestas componentes, foram obtidos os coeficientes de correlação intraclasse (ρ).

A Tabela 2 traz os coeficientes para os efeitos aleatórios de supervisor e recenseador e a soma correspondente aos coeficientes dos dois agentes para o modelo não condicional $Logit(\pi_{ijk}) = \beta_{0jk}$. Observa-se que os valores dos coeficientes não apresentam um padrão entre os estados no que se refere a uma maior parcela de variação das divergências atribuídas ao recenseador ou ao supervisor, o que evidencia relevante diferencial entre os estados selecionados quanto à composição da variabilidade das divergências. As somas das parcelas de recenseador e supervisor também são muito distintas, variando de 7% em Alagoas até 23% no Rio de Janeiro. Além de a soma das duas componentes ser heterogênea entre os estados, as parcelas da variação explicada são diferenciadas entre os agentes para os estados, também ratificando a validade de estudar o fenômeno regionalmente.

TABELA 2

Coeficientes de correlação intraclasse (ρ) de recenseador e supervisor dos modelos hierárquicos da divergência em pelo menos um dos quesitos do informante (sexo, idade e sabe ler e escrever)
Estados selecionados – 2010

Estados	Efeito aleatório		
	Supervisor (ρ_{u_0})	Recenseador (ρ_{v_0})	Soma ($\rho_{u_0} + \rho_{v_0}$)
Rio de Janeiro	0,111	0,120	0,231
Santa Catarina	0,049	0,118	0,168
Mato Grosso	0,092	0,049	0,142
Alagoas	0,043	0,029	0,071
Amazonas	0,092	0,129	0,221

Fonte: IBGE. Censo Demográfico 2010 (microdados do universo, base de dados de recursos humanos do pessoal de coleta e base de dados do sistema de supervisão).

Mesmo constatadas estas diferenças, é importante observar que, em nenhum dos estados, a soma dos coeficientes ρ explica a maior parte do total da variação. O Rio de Janeiro apresentou o maior percentual de variação associada à estrutura de coleta (23%). Ou seja, isso significa que 77% da variação não explicada entre as divergências pode estar relacionada a outros fatores, sobretudo ao informante, que se supõe ser uma das principais fontes de variação não controlada.

Avaliação dos efeitos fixos como fontes de variação não explicada das divergências

Além de fontes de variação aleatória, foram obtidas estimativas de possíveis efeitos fixos na explicação das divergências. Para isso foram testadas, na condição de variáveis explicativas, diversas características associadas aos três níveis hierárquicos considerados neste estudo. Foram mantidas no modelo as variáveis explicativas com

níveis de significância inferiores a 5%, segundo o teste de Wald. No que se refere aos informantes, foram incluídas inicialmente todas as variáveis disponíveis no questionário do universo do Censo e, para os recenseadores e supervisores, avaliaram-se todas as variáveis disponíveis nos bancos de dados de recursos humanos do IBGE (a lista de variáveis se encontra no Apêndice). Os resultados apresentados só incluem as variáveis que mostraram efeitos estatisticamente significativos. Com base no valor das estimativas dos parâmetros dos efeitos fixos, obtiveram-se as estimativas das razões de chances da ocorrência de divergências.

A Tabela 3 apresenta estas razões de chances em favor da ocorrência de divergências relativas aos efeitos fixos considerados significativos ($\alpha=5\%$) no modelo condicional, após a inclusão das variáveis (listadas na Tabela) associadas aos três níveis hierárquicos. Observa-se que os resultados obtidos mostram tendências parecidas quanto às razões de chances estimadas para todos os estados. Isso indica que há evidências de que os efeitos significativos comuns encontrados para essas unidades da federação apontam para uma mesma direção em relação ao aumento ou à redução nas razões de chances. Esta é uma constatação relevante na aceitação da coerência dos resultados entre os estados.

As três variáveis do informante (idade, sexo e sabe ler e escrever) utilizadas para avaliação das divergências entre recenseador e supervisor se destacam como efeitos significativos em todos os modelos ajustados. Nenhum outro atributo exclusivamente do informante foi estatisticamente significativo para todos os estados. Observa-se que as razões de chances em favor das divergências para o efeito de idade do informante variam de 1,006 (AM) a 1,018 (MT), o que significa um aumento esperado de 1% a cada ano de acréscimo na idade do informante, no Amazonas, e de quase 2%, em Mato Grosso. Os demais estados têm resultados também dentro desta faixa.

Cabe lembrar que a análise refere-se às divergências ocorridas nas informações prestadas pelo próprio informante. Portanto, parece coerente assumir que existe uma tendência no aumento da vantagem de divergência de informantes com idade mais avançada. Ou seja, os resultados sugerem que, com a elevação da idade, também cresce a probabilidade de prestar informações diferentes.

Em relação à variável sexo do informante, observa-se que o sexo masculino apresenta razões de chances entre 1,19 (MT) e 1,29 (SC). Ao avaliar o conjunto dos cinco estados, estima-se que a vantagem em favor da ocorrência de divergência para informantes do sexo masculino seja de 20% a 30% maior do que para informantes do sexo feminino (pontos centrais dos intervalos de confiança).

Embora esta tendência nos efeitos significativos comuns se mostre aparentemente coerente, é notória a quantidade de variáveis significativas não comuns entre os estados. Por exemplo, o efeito de residência em domicílio com energia elétrica apresenta-se como significativo no modelo somente para o Amazonas. Em contrapartida, o logaritmo da renda domiciliar *per capita* é determinante para os demais estados. Nota-se, entretanto, que tanto a renda como a disponibilidade de energia elétrica representam a mesma dimensão

socioeconômica dos indivíduos nos diferentes estados e permitem mensurar o efeito associado a esta dimensão na ocorrência de divergências.

TABELA 3
Estimativas dos efeitos fixos nos modelos hierárquicos da divergência em pelo menos um dos quesitos do informante (sexo, idade e sabe ler e escrever)
Estados selecionados – 2010

Variáveis significativas em pelo menos um estado	Razões de chances				
	RJ	SC	MT	AL	AM
1º nível (informante e domicílio)					
Idade	1,007	1,011	1,018	1,017	1,006
Sexo					
Masculino / feminino	1,258	1,292	1,188	1,258	1,265
Sabe ler e escrever					
Sim/ não	0,225	0,146	0,289	0,425	0,194
Cor ou raça					
Branca / não branca	-	0,842	-	-	-
Forma de declaração da idade					
Data de nascimento / idade declarada	0,616	0,505	0,303	-	-
Relação com o responsável pelo domicílio					
Responsável ou cônjuge / outra condição	0,887	0,737	-	-	-
\log_{10} (renda domiciliar <i>per capita</i>)	0,874	0,841	0,898	0,898	-
Número de banheiros	0,872	0,857	0,895	0,827	0,888
Origem dos dados					
Básico / amostra	-	-	1,272	-	-
Responsabilidade pelo domicílio é de:					
Apenas um morador / mais de um morador	-	-	1,175	-	-
Ignorado (1)/ mais de um morador	-	-	1,094	-	-
Tem energia elétrica no domicílio					
De companhia distribuidora/ outra forma ou não tem	-	-	-	-	0,633
O esgoto do banheiro ou sanitário é lançado (jogado) em:					
Rede geral de esgoto ou pluvial / outra forma	-	1,159	-	-	-
Espécie da unidade doméstica					
Unipessoal ou nuclear / outra forma	0,839	0,757	0,796	-	-
Horário de coleta do questionário					
Até 18 h / após 18h	0,896	-	-	-	-
2º nível (recenseador)					
Escolaridade do recenseador					
Fundamental ou médio / superior (comp. ou incomp.)	-	-	-	-	1,221
3º nível (supervisor)					
Escolaridade do supervisor					
Médio / superior (comp. ou incomp.)	-	-	1,231	-	-
Idade do supervisor	-	-	-	1,014	-

Fonte: IBGE. Censo Demográfico 2010 (microdados do universo, base de dados de recursos humanos do pessoal de coleta e base de dados do sistema de supervisão).

(1) A categoria ignorado é não significativa, no entanto, foi mantida por não se adequar à agregação de nenhuma das outras duas categorias.

(-) Não estatisticamente significativo para o Estado ao nível de 5%.

Os resultados sugerem que as entrevistas realizadas com informantes do sexo masculino, analfabetos, mais velhos e que vivem em domicílios com indicadores que refletem condições de vida menos satisfatórias mostram aumento na chance da ocorrência de divergências entre recenseador e supervisor. Por exemplo, no Mato Grosso, o incremento de um ano na idade do informante eleva a chance da ocorrência de divergência em quase 2%. Em Santa Catarina, o fato de o informante saber ler e escrever reduz a vantagem em favor da ocorrência de divergência em 84% e, em Alagoas, o acréscimo de um banheiro no domicílio é indicativo de redução na chance da ocorrência de divergência da ordem de 17%.

Percebe-se, também, que diferenciais de perfil dos recursos humanos disponíveis nos diferentes estados analisados apresentam associação distinta em relação à incidência de divergências. No Amazonas, estima-se um crescimento de 22% na vantagem em favor das divergências para recenseadores com menor nível de instrução, o que é coerente com o esperado. Por outro lado, para os supervisores, não havia expectativa de que o nível de escolaridade fosse significativo no modelo. No entanto, para o estado do Mato Grosso, os resultados do modelo indicam um aumento de 23% na chance de divergências quando os supervisores possuem menor nível de instrução. O estado de Alagoas é o único que registra ampliação na chance de divergências para supervisores mais velhos. Os resultados referentes ao 3º nível apontam para a necessidade de maior aprofundamento metodológico no sentido de investigar possíveis interações entre as características de recenseador e supervisor.

Qualidade do ajuste dos modelos

Para avaliação da qualidade do ajuste no que se refere aos efeitos fixos dos modelos, foram calculados os valores dos coeficientes *pseudo* R^2 pelo método de McKelvey e Zavoina (SNIJDERS; BOSKER, 1999) (Tabela 4). Todos os modelos estimados apresentaram baixa proporção de explicação atribuída aos efeitos fixos em relação à variação total estimada para a variável latente Y^* , variando entre 10% e 15%.

TABELA 4
Coeficientes de determinação *pseudo* R^2 de McKelvey e Zavoina (R^2_{MZ}) para os modelos hierárquicos da divergência em pelo menos um dos quesitos do informante (sexo, idade e sabe ler e escrever)
Estados selecionados – 2010

Estados	$\sigma^2_{u_0}$	$\sigma^2_{v_0}$	σ^2_f	σ^2_R	R^2_{MZ}
Amazonas	0,3867	0,5450	0,5962		0,12
Alagoas	0,1507	0,1019	0,3876		0,10
Rio de Janeiro	0,4759	0,5149	0,7631	3,29	0,15
Santa Catarina	0,1956	0,4668	0,4463		0,10
Mato Grosso	0,3544	0,1886	0,6671		0,15

Fonte: IBGE. Censo Demográfico 2010 (microdados do universo, base de dados de recursos humanos do pessoal de coleta e base de dados do sistema de supervisão).

Cabe esclarecer que não havia a expectativa de alcançar altos percentuais de explicação pelas componentes fixas dos modelos, uma vez que já foi observada e evidenciada a significância do efeito da estrutura hierárquica sobre a variação total estimada do fenômeno. Além disso, foram identificados poucos fatores determinantes da variação nos níveis associados ao recenseador e supervisor.

Análise das probabilidades estimadas para os modelos

Com base nos modelos ajustados para os estados analisados, obtiveram-se as probabilidades estimadas para as divergências segundo as variáveis quantitativas estatisticamente significativas. Para isso, foram arbitrados dois cenários com distintas situações, buscando contrastar combinações de categorias e valores dos efeitos dos modelos.

No cenário A, são privilegiados valores e categorias que apresentaram maiores proporções de divergências observadas e, no cenário B, aqueles com menores proporções de divergências. Por exemplo, no estado de Alagoas, para as estimativas de probabilidade segundo idade, o cenário A é constituído por informantes hipotéticos cujas idades variam entre 10 e 100 anos, do sexo masculino, analfabetos, residentes em domicílio com apenas um banheiro, com renda domiciliar *per capita* de $\frac{1}{4}$ de salário mínimo e cujos dados da reentrevista foram verificados por supervisor com 45 anos de idade. Já o cenário B corresponde a informantes hipotéticos cujas idades variam entre 10 e 100 anos de idade, do sexo feminino, alfabetizadas, residentes em domicílio com dois banheiros, com renda domiciliar *per capita* de $1\frac{1}{2}$ salário mínimo e cujos dados da reentrevista foram verificados por supervisor com 20 anos de idade.

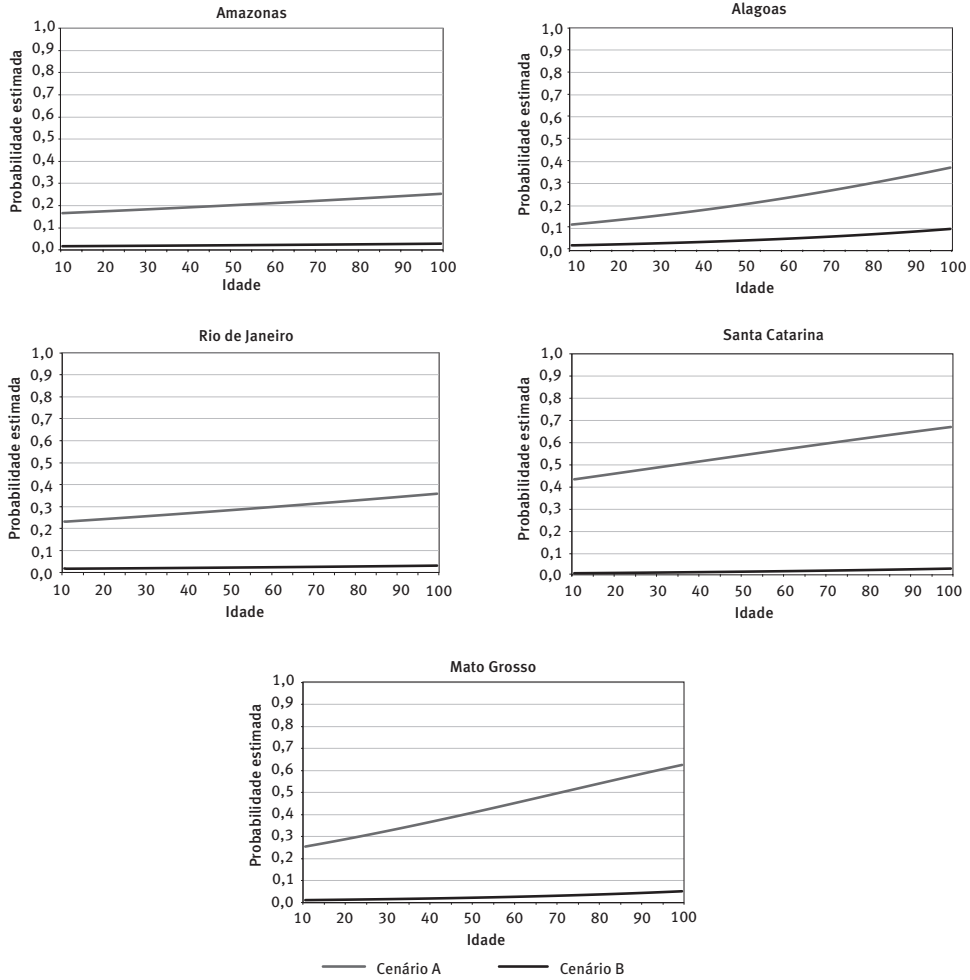
Ao analisar o Gráfico 2, um aspecto comum para todos os estados é a pequena variação nas probabilidades estimadas para os perfis definidos pelo cenário B, o qual apresentou alguma variação, visualmente perceptível por meio da análise gráfica, apenas para Alagoas.

É notória a ocorrência de comportamento similar das tendências (decréscimo ou aumento) das probabilidades de divergência, para ambos os cenários A e B nos estados. Outro aspecto comum, como era esperado, é que os patamares das probabilidades estimadas no cenário A são sempre bem maiores do que o nível mantido pelo cenário B.

Os resultados dos modelos estimados evidenciaram que parte da variação não explicada na ocorrência das divergências pode ser atribuída aos diferenciais entre supervisores e entre recenseadores. A participação desta parcela da variação não é homogênea entre os estados estudados e poucas das características destes agentes (recenseadores e supervisores) são estatisticamente significativas na explicação do fenômeno. Ou seja, apesar de se verificar a existência de significativas diferenças nas probabilidades de divergências entre recenseadores e entre supervisores, para maioria dos estados, não é possível apontar quais características dos agentes estão relacionadas a estas diferenças. A parcela de variação atribuída a outros fatores é predominantemente maior para todos os estados. Esta parcela corresponde à variabilidade entre informantes, além de outras fontes de variação não identificáveis por meio dos dados disponíveis.

GRÁFICO 2

Probabilidades estimadas a partir dos modelos hierárquicos da divergência em pelo menos um dos quesitos do informante (sexo, idade e sabe ler e escrever), segundo idade do informante e cenários (A e B) Estados selecionados – 2010



Fonte: IBGE. Censo Demográfico 2010 (microdados do universo, base de dados de recursos humanos do pessoal de coleta e base de dados do sistema de supervisão).

Ao contrário do que se observou com recenseadores e supervisores, dentre as características dos informantes elencadas no estudo, obteve-se um número expressivo de variáveis estatisticamente significativas. Embora não se possa afirmar que o informante é responsável por maior parte da variação não explicada, o número de variáveis associadas ao mesmo, que se mostraram significativas nos modelos estimados, indica que as características dos informantes e de seus domicílios parecem ter maior influência na probabilidade de divergências do que as características dos agentes de coleta.

Vale aqui lembrar que as divergências não permitem apontar onde existem falhas nos dados finais do censo, mas identificam exatamente onde ocorreram falhas de processo,

indicando as unidades para as quais, em diferentes momentos de abordagem, as informações coletadas diferiram entre si por algum motivo: seja por parte do recenseador, supervisor, informante ou qualquer outra fonte de interferência no processo de coleta. É importante ressaltar que os casos de divergência foram revistos durante o processo de coleta do Censo, pois a identificação de divergências era parte do processo de controle de qualidade da pesquisa.

Considerações finais

O artigo procura identificar fatores associados a fontes de erro não amostral que pudessem ter impactado no processo de coleta e conseqüentemente na qualidade dos resultados do Censo Demográfico de 2010. Nesse sentido, buscaram-se elementos que trouxessem evidências de possíveis causas de falhas na coleta por meio da análise dos paradados da pesquisa. A abordagem das divergências entre informações coletadas por recenseadores e supervisores foi escolhida como foco de análise na investigação de fatores associados a erros não amostrais.

A trajetória de análise que culminou na identificação de possíveis fatores associados a erros não amostrais apontou tendências, semelhanças e diferenças no que se refere à explicação do fenômeno das divergências. Os resultados indicam não haver expressiva relação entre o perfil dos recenseadores e supervisores com o fenômeno das divergências, bem como que os efeitos das características dos agentes para alguns dos estados podem ser atribuídos às diferenças regionais. Essas diferenças podem estar associadas a vários fatores, tais como aspectos particulares na gestão da coleta centralizada nas unidades Estaduais, treinamento, disponibilidade de recursos humanos, etc. Ou seja, existem indicativos de que haja fontes de variação associadas a níveis hierárquicos superiores ao nível de supervisor.

É pequena a quantidade de informações disponíveis sobre os agentes de coleta, se comparada ao elenco de variáveis sobre os informantes. A investigação evidencia o poder de associação exercido sobre as divergências de forma diferente pelos três níveis hierárquicos estudados em diferentes regiões do país. Por outro lado, são observadas semelhanças e tendências que apontam em direção a uma melhor compreensão do fenômeno, até então nunca investigado sob a ótica da influência da estrutura hierárquica na coleta de dados do Censo brasileiro.

Os resultados do artigo podem ser utilizados para o planejamento das etapas de treinamento da equipe de campo e supervisão de coleta. Adicionalmente, dadas as restrições encontradas para análise de divergências, espera-se que o estudo estimule iniciativas, em futuras operações censitárias e outras pesquisas do IBGE, para que a apropriação de paradados ocorra não só como recurso para controle técnico e operacional da coleta, mas também como forte aliada para análise e interpretação *post hoc* das informações produzidas.

Além disso, outras fontes de paradados podem aprimorar a qualidade da coleta. Uma delas é a base de dados do entorno dos domicílios do Censo 2010. Esta base consiste de

dados obtidos por meio da observação de recenseadores e supervisores sobre características gerais de segmentos de logradouros dos setores urbanos. Tais informações são relevantes para o estudo de falhas de cobertura.

Cabe ressaltar, também, o ineditismo deste estudo no qual, pela primeira vez no Brasil, informações referentes ao processo de coleta de uma pesquisa deste porte foram analisadas com base em informações sobre os agentes de coleta de dados, os informantes e o processo de trabalho, utilizando concomitantemente bases de dados de recursos humanos, do processo de coleta e dos microdados da pesquisa.

Referências

- BIEMER, P. P.; LIYEBERG, L. E. **Introduction to survey quality**. New York: John Wiley & Sons, 2003.
- BARTHOLOMEW, D. J.; STEELE, F.; GALBRAITH, J. I. **Analysis of multivariate social science data**. 2. ed. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC, 2008.
- COUPER, M. Measuring survey quality in a CASIC environment. In: SECTION ON SURVEY RESEARCH METHODS OF THE AMERICAN STATISTICAL ASSOCIATION. **Proceedings...** Alexandria, VA: ASA, 1998. Disponível em: <http://www.amstat.org/sections/srms/proceedings/papers/1998_006.pdf>.
- DOBSON, A. J.; BARNET, A. G. **An introduction to generalized linear models**. 3. ed. [S.l.]: Chapman & Hall/CRC, 2008.
- DUARTE, L. T. **Análise dos parâmetros do Censo Demográfico 2010: investigações de fatores associados a erros não amostrais detectados na coleta das informações**. 247 f. Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Rio de Janeiro, 2014. Disponível em: <<http://www.ence.ibge.gov.br/index.php/pos-grad-mest-dissert/mest-dissertacoes2014>>. Acesso em: 29 nov. 2016.
- GROVES, R. M. **Survey errors and survey costs**. New York: John Wiley & Sons, 1989.
- HOLT, D. **Methodological issues in the development and use of statistical indicators for international comparisons**. Business Survey Methods Division, Statistics Canada, Survey Methodology, 2005.
- HOX, J. J. **Multilevel analysis: techniques and applications**. 2. ed. New York: Routledge, 2010.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censos 2007**. Inovações e impactos nos sistemas de informações estatísticas e geográficas do Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.
- _____. **Censo Demográfico 2010**. Metodologia do Censo Demográfico 2010. Rio de Janeiro: IBGE, 2013 (Série Relatórios Metodológicos, v. 41).
- _____. **Censo Demográfico 2010**. Resultados gerais da amostra. Rio de Janeiro: IBGE, 2012.
- NICOLAAS, G. **Survey paradata: a review**. National Centre for Social Research (NatCen), January 2011. Disponível em: <http://eprints.ncrm.ac.uk/1719/1/Nicolaas_review_paper_jan11.pdf>. Acesso em: 07 fev. 2013.
- RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. 2. ed. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 2002.
- SNIJDERS, T.; BOSKER, R. **Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling**. Londres: SAGE, 1999.
- WEISBERG, H. F. **The total survey error approach**. Chicago: Chicago Press, 2005.

Apêndice

Relação das variáveis consideradas no desenvolvimento dos modelos estatísticos

Variáveis associadas à pessoa que prestou as informações

Relação de parentesco ou de convivência com a pessoa responsável pelo domicílio, sexo, forma de declaração da idade (data de nascimento ou idade declarada), idade calculada em anos (0 a 140), cor ou raça, sabe ler e escrever e valor do rendimento mensal total em julho de 2010.

Variáveis associadas ao domicílio da pessoa que prestou as informações

Situação do domicílio (urbano e rural), alteração de espécies (entre ocupado, vago e fechado), data da entrevista, hora da entrevista, tempo total de entrevista em minutos, se domicílio próprio, alugado ou cedido, número de banheiros de uso exclusivo dos moradores no domicílio, tipo de esgotamento sanitário, forma de abastecimento de água, destino do lixo, existência de energia elétrica, número de pessoas moradoras em 31 de julho de 2010, responsabilidade pelo domicílio (apenas um ou mais de um morador), rendimento domiciliar *per capita* em julho de 2010 e espécie da unidade doméstica (arranjo domiciliar).

Variáveis associadas aos recenseadores e supervisores

Sexo, idade em anos completos, estado civil, número de dependentes no salário família, número de dependentes na Secretaria de Fazenda Federal e nível de escolaridade (o nível mínimo de escolaridade exigido para os supervisores era ensino médio completo).

Sobre os autores

Luciano Tavares Duarte é estatístico e mestre em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais pela Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence). Tecnologista de informação geográfica e estatísticas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Denise Britz do Nascimento Silva é doutora em Estatística pela University of Southampton e mestre em Estatística pela Universidade Federal do Rio de Janeiro. Professora da Pós-graduação e da Graduação da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence), do IBGE e coordenadora de Graduação em Estatística da mesma.

José André de Moura Brito é pós-doutor em Otimização pela Universidade Federal Fluminense, doutor e mestre em Engenharia de Sistemas e Computação (Otimização) pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Professor da Pós-graduação e da Graduação da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence), do IBGE.

Endereço para correspondência

Luciano Tavares Duarte

Av. Dom Helder Câmara, 6001, Bloco 6, Apto. 1402, Pílares
20771-002 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

Denise Britz do Nascimento Silva
Escola Nacional de Ciências Estatísticas
Rua André Cavalcanti, 106, sala 401, Bairro de Fátima
20231-050 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

José André de Moura Brito
Escola Nacional de Ciências Estatísticas
Rua André Cavalcanti, 106, sala 503-C, Bairro de Fátima
20231-050 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

Abstract

Paradata analysis of the 2010 Population Census: investigation of factors associated with nonsampling errors in the data collection stage

The relevance of a population census for a national statistical system is undeniable for its thematic and territorial coverage. Nonetheless, the complexity and size of a census operation lead to challenges for ensuring timeliness and quality of the results. This paper presents potential factors associated with non sampling errors detected in the data collection stage based on the analysis of Brazilian 2010 Population Census microdata and paradata. Data obtained from the field work monitoring system, called paradata, is used to provide information about divergences observed between data collected by enumerators and supervisors, also it is used the census microdata. The latter carried out follow-up interviews in households selected by the supervision/monitoring plan. Human resources databases containing socio-demographic information of enumerators and supervisors is also brought to enhance the analysis. The statistical modeling utilized is generalized hierarchical models, in which the response variable is defined as the occurrence of a discrepancy (or divergence) between the information collected by enumerators and their supervisors. The results indicate that the different hierarchical levels investigated are relevant to decompose data variability and hence have to be considered in the analysis. However, respondents' characteristics have markedly more influence on the chances of a divergence than those of enumerators' and supervisors'. In addition, there is evidence that respondents who are male, illiterate (or with low educational level), older and living in households with indicators reflecting poor life conditions present higher odds in favor of the occurrence of divergences on data collected by enumerator and supervisor.

Keywords: Brazilian Population Census. Paradata. Hierarchical models. Nonsampling errors.

Resumen

Análisis de los parados del Censo Demográfico 2010: una investigación de los factores asociados a errores no muestrales en la etapa de relevamiento de los datos

La relevancia de un censo para el sistema de estadísticas públicas de una nación es indiscutible desde el punto de vista de su cobertura temática y territorial. Por otra parte, su complejidad y dimensión conducen a desafíos para garantizar la calidad de sus resultados. Este artículo tiene como objetivo presentar los posibles factores asociados a errores no muestrales detectados durante el relevamiento de los datos, mediante el análisis de los parados y microdatos del Censo Demográfico brasileño de 2010. Los parados se refieren a informaciones sobre la

operación de relevamiento y la administración de la investigación originarias, respectivamente, del sistema de gestión de recursos humanos del personal dedicado a la recogida y del sistema de supervisión de la operación de recolección. Este estudio analizó las divergencias observadas entre las informaciones recogidas por los encuestadores y las informaciones obtenidas por los supervisores en las reentrevistas de los procedimientos de supervisión del trabajo de campo. Para el análisis de las divergencias entre informaciones recogidas por los encuestadores y supervisores se utilizaron modelos jerárquicos generalizados. El estudio muestra que hay diferencias en las discordancias asociadas con la estructura de relevamiento de los datos, con las características de los encuestadores, supervisores e informantes, y revelan diferencias regionales. Queda evidente, sobretodo, una fuerte influencia de las características del informante en las posibilidades de ocurrencia de divergencias, en detrimento a las características de los supervisores y encuestadores. Los resultados del modelo estadístico sugieren que las entrevistas realizadas con informantes del sexo masculino, analfabetos o con bajo nivel educativo, mayores y que viven en hogares con indicadores que reflejan condiciones de vida menos satisfactorias, presentan chances adicionales en favor de la ocurrencia de divergencia entre las respuestas recogidas por el encuestador y el supervisor.

Palabras-clave: Censo Demográfico brasileiro. Parados. Modelos Jerárquicos. Errores no muestrales.

Recebido para publicação em 02/02/2016

Recomendado para publicação em 22/08/2016

Aceito para publicação em 01/12/2016

Relações raciais nas famílias brasileiras

Maria Carolina Tomás*

HORDGE-FREEMAN, Elizabeth. *The color of love: racial features, stigma & socialization in black Brazilian families*. 1. ed. Austin: University of Texas Press, 2015. 311 p.

A maioria dos estudos que focam nas relações raciais na família restringe-se a análises sobre casamentos inter-raciais (SILVA, 1987; TELLES, 1993; PETRUCELLI, 2001; RIBEIRO; SILVA, 2009; LONGO, 2011; TOMÁS, 2012), sobre as diferenças socioeconômicas entre famílias com responsáveis negros e aquelas com responsáveis brancos (por exemplo, FUNDAÇÃO SEADE, 1994; CARVALHO, 1998; ALVES; CAVENAGHI; BARROS, 2001), ou buscam entender as relações entre família e outras instituições como a escola (por exemplo, FERNANDES, 2001; SANTANA; MENEZES, 2009; REZENDE; CANDIAN, 2012). Mas pouco se sabe sobre o processo de socialização e estigma no seio da família.

Analisar as relações raciais para além do casal diz respeito às próprias consequências dos casamentos inter-raciais, em que há maior possibilidade de se ter filhos com características físicas diferentes, as quais são associadas a grupos raciais distintos, tendo em vista que nossa classificação é fortemente relacionada ao fenótipo das pessoas. Alguns exemplos de estudos com foco nas relações familiares para além do casal são os de Telles (2004) e Marteleto e Dondero (2016), que analisaram resultados educacionais para irmãos e para gêmeos com classificações raciais distintas, respectivamente. Ambos os trabalhos apontaram diferenças significativas entre os irmãos. Quando se analisam irmãos, especialmente gêmeos, entende-se que se está considerando efeitos fixos da família, assumindo que os filhos têm as mesmas experiências na família e que os resultados diferenciados são fruto de experiências diversas em outras instituições, tais como a escola. Mas o estudo de

* Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais, Belo Horizonte-MG, Brasil (mctomas@pucminas.br).

Hordge-Freeman alerta para as diferenças nas relações, comportamentos e expectativas dentro das famílias. O próprio fato de os pais classificarem diferentemente seus filhos demonstra que eles não são considerados iguais. Vale ressaltar que os autores das referidas pesquisas reconhecem essa limitação dos resultados e destacam isso em seus trabalhos. Nesse sentido, a autora ressalta que, ao estudar famílias em que há variações significativas de raça e fenótipo, é possível mostrar como as famílias estimulam diferentes interesses em seus membros de acordo com sua aparência e os auxiliam a desenvolver diferentes estratégias para seu futuro e seus resultados (p. 3-4).

Vale ressaltar que a escassez de análises intrafamiliares também se deve a uma limitação metodológica para compreensão das relações raciais de forma ampliada. Há a necessidade de se coletarem dados primários, principalmente, por meio de pesquisas qualitativas. As relações familiares captadas em *surveys* são limitadas e não permitem, muitas vezes, estabelecer relações de paternidade e, nem mesmo, relações entre familiares que não residem no mesmo domicílio (família estendida). Além da família, os resultados do livro demonstram o papel fundamental da vizinhança, que muitas vezes tem a mesma função da família estendida (p. 43).

O livro de Hordge-Freeman relata os resultados de uma pesquisa que teve como área de observação, vivência e análise uma comunidade na cidade de Salvador, sob o pseudônimo de Lua Cheia. A pesquisa etnográfica teve duração de 14 meses entre 2009 e 2011, com seis semanas de *follow-up* em junho e julho de 2013 e mais quatro semanas em julho de 2014. Foram realizadas 116 entrevistas em profundidade com pessoas pardas e pretas de dez famílias pobres e da classe trabalhadora. A pesquisa também incluiu observação etnográfica de cinco famílias estendidas, entre as dez entrevistadas.

Ao estudar a família, e não apenas o indivíduo, a autora traz uma perspectiva da relação racial nas relações mais íntimas, considerando não apenas o casamento. A análise considera a família um lugar de se fazer, contestar e negociar raça. Explora-se a socialização racial como um processo no qual os significados e limites raciais são transmitidos. Além disso, as pessoas também aprendem a desenvolver o capital (racial) e as estratégias necessárias para convivência e gerenciamento de suas posições na sociedade (p. 3).

Os resultados do livro de Hordge-Freeman apontam diferenças de tratamento de acordo com o fenótipo por parte de familiares, inclusive mães e pais, em relação aos filhos, como nas passagens a seguir.

Minha mãe me maltratava. Ela me batia o tempo todo. Sempre que eu fazia alguma coisa... [...]. Mas eu sabia o porquê. Eu tinha a mesma cor de pele que meu pai e seu cabelo liso. Eu era branca e ela me odiava. Ela tinha inveja de mim, sua própria filha (Corina, 56) (HORDGE-FREEMAN, 2015, p. 111, tradução nossa).¹

¹ “[m]y mother mistreated me. She would hit me all the time. Whenever I did something... [...] But I knew why. I had the color of father’s skin, his straight hair. I was white and she hated me. She was jealous of me, her own daughter (Corina, 56)”.

[...] meu pai expulsou meu irmão de casa quando ele tinha apenas doze anos de idade, eu acho que era pelo fato dele ser preto (David sobre seu irmão Augusto) (HORDGE-FREEMAN, 2015, p. 110, tradução nossa).²

Essas falas expressam como a família é também um espaço de estigma e racialização.

Considerando a importância de se navegar na sociedade negociando a condição racial, os resultados do livro também contemplam a necessidade de se “manipular” a imagem das pessoas. Essa prática inicia-se com bebês, como nos casos em que as mães prendiam o nariz das crianças para que “afinasse”, e se estende até a vida adulta com o alisamento dos cabelos. Outra preocupação é como preparar os filhos para enfrentar as dificuldades fora do lar com relação à sua raça. Dessa forma, nas conversas e nos conselhos observam-se falas diretas sobre como se apresentar, como transitar nas ruas e evitar conflitos, por exemplo. Para a autora, esse é um processo de disciplinar os corpos racializados e generificados, processo no qual as mães são a figura principal.

Hordge-Freeman ressalta que as famílias negras são complexas, contraditórias e, em geral, conscientes de suas opções limitadas; portanto, tomam as melhores decisões possíveis. Isso não significa que estas decisões e ações devam ser problematizadas, mas sim contextualizadas. Algumas mães descrevem sua adesão aos ritos racializados como resistência ou agência em uma sociedade que usa corpos racializados e generificados como uma ferramenta de poder e opressão (p. 71).

Nesse contexto, reconhece-se que o processo de socialização não tem influência apenas de fatores socioeconômicos, mas depende também da configuração racial da família. Podem ser ressaltados dois conceitos presentes no livro e que estão relacionados ao processo de racialização e socialização racial. O primeiro é o capital incorporado e o segundo é o de fluidez racial, associado à autotaxação racial e à classificação de outros. Estes conceitos são tratados em seguida.

Socialização é um tema central da área de ciências sociais, desde sua fundação. Ao ler e pensar sobre o livro de Hordge-Freeman, vale ressaltar duas abordagens sobre o tema. A primeira trata de diferenças por classes, ou seja, a forma de se “criar” os filhos relaciona-se com a posição na hierarquia social. Nessa perspectiva, entende-se que as práticas, o uso de linguagem, a interação com as instituições, ou seja, a formação do capital cultural e humano das crianças se difere por sua classe social, tendo grande influência da educação materna. Um exemplo é o trabalho de Laureau (2003), em que uma das principais conclusões é a de que classe se sobrepõe à identidade racial, tendo em vista que os pais da classe média, principalmente as mães, têm como referência a abordagem de *concerned cultivation*.³ Não há, portanto, diferenças entre pretos e brancos nos EUA. Vale ressaltar que a autora, alguns anos depois, ao revisitar a obra reconhece essa fragilidade.

² “[...] my father kicked my brother out of the house when he was only twelve years old, and I think it had a lot to do with him being dark (David about his brother Augusto)”.

³ Tipo de criação voltada ao desenvolvimento de habilidades.

A segunda perspectiva entende que há diferenças significativas por raça, seja nas preocupações dos pais, seja nas práticas e informações discutidas na família, como por exemplo o trabalho de Dow (2012, 2016), que discute diretamente com o estudo citado anteriormente. Os resultados apontam que as mães se preocupam em como seus filhos negros controlam sua imagem – se apresentam – e isso influencia a forma como criam seus filhos. Os participantes da pesquisa estavam preocupados, principalmente, em como seus filhos poderiam ser percebidos como criminosos. Vale destacar que a principal diferença entre estes estudos e o referido livro é que, em Salvador, as famílias estudadas não eram de classe média, mas sim dos estratos pobres da sociedade. Por outro lado, observa-se uma similaridade na argumentação da autora com o trabalho de Dow (2012, 2016). Nesse contexto, a socialização de filhos pardos e pretos pressupõe a incorporação não só de práticas e valores de classe, mas também de raça, tais como manipulação do fenótipo e entendimento da classificação racial.

Em *The color of love* observa-se uma grande preocupação em manipular o fenótipo no Brasil desde criança, como já mencionado. As práticas envolvem a preocupação com o nariz (e técnicas para afiná-lo) (p. 44, 77), com os pés (p. 78) e com os cabelos (p. 76). Ao cabelo é reservada uma discussão separada no livro, incluindo o salão de beleza: Beleza Natural (p. 93). O cabelo, bem como outras características e práticas de beleza, como “fazer” as unhas, é também percebido na discussão sobre corpos generificados, tendo em vista que é uma preocupação maior entre as mulheres. Além disso, a questão é também incorporada na imagem de “negras gostosas” (p. 81).

Aprofundando a análise dessas práticas, vale recorrer ao conceito de capital incorporado utilizado pela autora (p. 7). Esse conceito sugere que, quanto mais as pessoas se apresentam como tendo incorporado as predisposições e sensibilidades do grupo dominante (por meio do gosto, linguagem, vestimenta e comportamento), mais sucesso terão na sociedade. Dessa forma, as estratégias de manipulação da imagem e de apresentação (como o cabelo longo e liso) são consideradas marcas de *status*, tendo em vista a supremacia racial branca. Ou seja, ser branco é entendido como um *status* superior e, portanto, aproximar-se da classe dominante é uma forma de conquistar prestígio e sucesso, bem como afastar opiniões negativas, como se observa na fala de uma das entrevistadas: “Ah, sim, quando se é bonito(a), as pessoas são mais legais com você, elas dizem coisas mais legais sobre você. As pessoas te tratam melhor quando você é bonito(a), elas pensam que você é mais legal e são mais amigas com você [...] É por isso que uma boa aparência é importante (Lilza)” (HORDGE-FREEMAN, 2015, p. 84, tradução nossa).⁴

⁴ “Oh, yeah, when you are pretty, people are nicer to you, they say nicer things about you. People treat you better when you are pretty, they think you are nicer, and they are nicer to you [...]. That is why a good appearance (boa aparência) is important (Lilza)”.

Outro assunto importante no contexto da socialização é a classificação racial e como as pessoas navegam e negociam sua classificação e a de terceiros. Vários estudos já mostraram que o contexto social e econômico influencia tanto a autoclassificação quanto a classificação racial de terceiros. O trabalho de Hordge-Freeman também demonstra como a classificação racial é fluída e necessita ser contextualizada. As pessoas aprendem a negociar a classificação racial, bem como entendem que as variações têm significados diferentes. Observa-se em uma passagem, em que a própria autora se considera preta, a dificuldade de uma criança em considerá-la dessa forma: “Não, você não é preta. Elizabeth, você não é negra. Você é morena” (HORDGE-FREEMAN, 2015, p. 146, tradução nossa).⁵ A autora cita vários exemplos de crianças formando o que ela chama de *racial fluency* (fluência racial). Para a formação dessa fluidez racial, ou seja, a sensibilidade e o conhecimento para se empregarem “corretamente” (ou o que é socialmente aceito/esperado) os termos, a família é fundamental, tendo em vista que esse aprendizado se dá no processo de socialização.

Uma questão que merece destaque nesta discussão é a preocupação da cor do parceiro nas escolhas amorosas. A cor do(a) escolhido(a) influencia a relação dos dois e sua relação com outros familiares, como pode ser observado no caso de Ivone (23 anos): “Na minha família a maioria das pessoas é preta. Me falaram que eu não poderia namorar um negro, que eu deveria namorar um branquinho. Mas eu me apaixonei pelo meu namorado que é negro” (HORDGE-FREEMAN, 2015, p. 60, tradução nossa).⁶ A mãe aceitou o namorado, mas uma tia a chamou de “desgraçada” por namorar uma pessoa negra, embora grande parte da família também o seja. Além de desestabilizar as relações amorosas com comentários explícitos, os parentes também acabam por reproduzir estereótipos. A autora ainda ressalta que a apresentação do(a) negro(a) à família (pode-se pensar o mesmo para o círculo de amizade) será sempre mais difícil se ele(ela) é “ninguém”, ou seja, quando não há um título, adjetivo, nível educacional atrelado a ele(ela). No caso de um casal inter-racial (ele preto e ela branca), a entrevistada descreve como as pessoas abordaram sua mãe sobre sua escolha, deixando claro que aceitariam melhor a relação se pelo menos ele fosse médico ou advogado (p. 62).

Casamentos inter-raciais têm sido interpretados como uma forma de superação de preconceito e discriminação ou como uma medida de tolerância racial (FREYRE, 2006 [1933]; PIERSON, 1942). Outros estudos entendem que a maioria dos casamentos inter-raciais ocorre em um contexto de troca de *status*, em que a medida mais utilizada é a escolaridade, ou seja, o(a) negro(a) teria um nível de escolaridade superior ao do(a) parceiro(a) branco(a) (DAVIS, 1941; MERTON, 1941). Pode-se acrescentar, nesse contexto, uma outra troca, por beleza (p. 64), ressaltada pela autora e também considerada por outros autores, principalmente no que concerne a erotização da mulher negra (MOUTINHO, 2004; PACHECO 2006). Uma passagem ilustrativa, apresentada no livro, encontra-se na comparação de

⁵ “No, no you are not preta. Elizabeth, you are not negra. You are morena”.

⁶ “In my family, the majority of people are black. I was told I could not date a negro, I had to date a branquinho (little white guy). But I felt in love with my boyfriend and he is negro”.

parceiros em um casamento inter-racial: Dilson, negro e casado com uma mulher branca, é considerado o contrário dela, um homem feio (p. 62).

O que também chama a atenção no trabalho de Hordge-Freeman é como as pessoas questionam essa visão da tolerância racial por meio da análise de taxas de casamentos inter-raciais. Segundo a autora, tanto mulheres quanto homens entrevistados citaram a relação entre um homem negro rico e uma mulher loira, como um exemplo de racismo (p. 63).

A passagem a seguir reforça o argumento da valorização dos brancos no mercado de casamento, e como isso reflete na relação desigual entre os pares: “Por muitos anos pensei que meu pai era bobo. Ele vivia como um escravo dela por anos. Mas ele não queria se separar dela. Ele estava tão apaixonado por ela. Ela era muito clara e com um cabelo preto longo (Liliane sobre seu pai)” (HORDGE-FREEMAN, 2015, p. 58, tradução nossa).⁷

Por fim, ressalta-se que o livro é uma grande contribuição para o entendimento das relações raciais no Brasil por considerar as relações familiares e as de vizinhança próxima, o processo de socialização, as negociações de corpos generificados e racializados, numa perspectiva que dialoga com teorias de estratificação social, teorias feministas, além de triangular classe-raça e gênero. Outros assuntos no livro são igualmente importantes, como masculinidade e aparência negra e questões relacionadas aos movimentos para valorização da beleza negra. Dessa forma, o livro merece uma leitura completa e atenta a fim de avançarmos a discussão sobre raça no Brasil, principalmente, porque as questões ali discutidas relacionam-se com observações de particularidades da sociedade brasileira, demonstrando o poder das hierarquias raciais nas relações mais íntimas.

Referências

ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. M.; BARROS, L. F. W. **A família DINC no Brasil: algumas características sócio-demográficas**. Rio de Janeiro: Ence/IBGE, 2010 (Textos para discussão, n. 30). Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv49328.pdf>>.

BASTOS, J. L. et al. Diferenças socioeconômicas entre autotaxação e heterotaxação de cor/raça. **Revista de Saúde Pública**, v. 42, n. 2, p. 324-33, 2008. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-89102008000200019>.

CARVALHO, L. M. S. S. A mulher trabalhadora na dinâmica da manutenção e da chefia domiciliar. **Estudos Feministas**, v. 6, n. 1, p. 7-33, 1998. Disponível em: <<https://periodicos.ufsc.br/index.php/ref/article/view/12032/11309>>.

DAVIS, K. Inter-marriage in caste societies. **American Anthropologist**, v. 43, n. 3, p. 376-395, 1941. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/663138?seq=1#page_scan_tab_contents>.

DOW, D. M. The deadly challenges of raising African American boys navigating the controlling image of the “thug”. **Gender & Society**, v. 30, n. 2, p. 161-188, 2016. Disponível em: <<http://gas.sagepub.com/content/30/2/161.abstract>>.

⁷ “For years I thought that my dad was a fool. He lived with her like he was her slave for years. But he did not want to separate from her. He was so in love with her. She was light with very long black hair”.

_____. **Racial distinctions in middle-class motherhood: ideologies and practices of African American middle-class mothers as women, mothers and parents.** PhD Dissertation. UC Berkeley, Berkeley, 2012.

FERNADES, D. C. Raça, origem socioeconômica e desigualdade educacional no Brasil, uma análise longitudinal. In: 25º ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM CIÊNCIAS SOCIAIS. **Anais...** Caxambu-MG: Anpocs, 2001. Disponível em: <http://portal.anpocs.org/portal/index.php?option=com_docman&task=doc_view&gid=4564&Itemid=356>.

FREYRE, G. **Casa grande e senzala.** 51. ed. São Paulo: Editora Global, 2006.

FUNDAÇÃO SEADE. Famílias chefiadas por mulheres. **Análises Especiais**, n. 2, 1994.

LAREAU, A. **Unequal childhoods.** 1. ed. Berkeley: University of California Press, 2003.

LONGO, L. A. **Uniões intra e inter-raciais, status marital, escolaridade e religião no Brasil: um estudo sobre a seletividade marital feminina, 1980-2000.** Tese (Doutorado). Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG), Belo Horizonte, 2011. Disponível em: <https://www.cedeplar.ufmg.br/demografia/teses/2011/Luciene_2011.pdf>.

MARTELETO, L. J.; DONDERO, M. Racial inequality in education in Brazil: a twins fixed-effects approach. **Demography**, online first, 2016.

MERTON, R. K. Intermarriage and the social structure. **Psychiatry: A Journal of the Biology and the Pathology of Interpersonal Relations**, v. 4, n. 36, p. 1-74, 1941. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1521/00332747.1941.11022354?journalCode=upsy20>>.

MOUTINHO, L. 'Raça', sexualidade e gênero na construção da identidade nacional: uma comparação entre Brasil e África do Sul. **Cadernos Pagu**, v. 23, p.55-88, 2004. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-83332004000200003>.

PETRUCCCELLI, J. L. Seletividade por cor e escolhas conjugais no Brasil dos 90. **Estudos Afro-Asiáticos**, v. 23, n. 1, p. 29-51, 2001. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-546X2001000100002>.

PIERSON, D. **Negros in Brazil: a study of race contact at Bahia.** Chicago: University of Chicago Press, 1942.

RIBEIRO, C. A.; SILVA, N. do V. Cor, educação e casamento: tendências da seletividade marital no Brasil, 1960 a 2000. **Dados**, v. 52, n. 1, p. 7-51, 2009. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0011-52582009000100001>.

SANTANA, P. J.; MENEZES, T. A. de. Diferenças raciais no padrão de gastos com educação: uma abordagem semiparamétrica. **Nova Economia**, v. 19, n. 3, p. 383-405, 2009. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-63512009000300001>.

SILVA, N. do V. Distância social e casamento inter-racial no Brasil. **Estudos Afro-Asiáticos**, n. 14, p. 54-83, 1987.

TELLES, E. **Race in another America: the significance of skin color in Brazil.** Princeton, NJ: Princeton University Press, 2004.

_____. Racial distance and region in Brazil: intermarriage in Brazilian urban areas. **Latin American Research Review**, v. 28, n. 2, p. 141-162, 1993. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2503581?seq=1#page_scan_tab_contents>.

TOMÁS, M. C. **Interracial marriage in Brazil: a discussion about local marriage market, parents' characteristics, and household chores.** Ph Dissertation. UC Berkeley, Berkeley, 2012.

Sobre a autora

Maria Carolina Tomás é doutora em Sociologia e Demografia pela University of California, Berkeley. Professora dos cursos de graduação e pós-graduação em Ciências Sociais da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC Minas).

Endereço para correspondência

Avenida Itaú, 505, 3º andar, Bairro Dom Cabral
30535-012 – Belo Horizonte-MG, Brasil.

Recebido para publicação em 09/09/2016
Recomendado para publicação em 04/11/2016
Aceito para publicação em 06/12/2016

INSTRUÇÕES E NORMAS PARA ELABORAÇÃO DE ORIGINAIS

Foco e escopo da revista

A *Revista Brasileira de Estudos de População* é um periódico semestral, composto por artigos inéditos, de reconhecido mérito científico, sobre demografia e população e desenvolvimento sustentável, assim como áreas afins que mantenham o diálogo com o escopo da revista.

A *Rebep* aceita manuscritos para publicação nas seguintes categorias:

- **artigos de revisão:** revisão crítica da literatura – *não somente revisões bibliográficas* – sobre temas no campo dos estudos populacionais e áreas correlatas (máximo de 10.000 palavras e cinco ilustrações);
- **artigos originais:** resultados de pesquisa empírica, teórica experimental ou conceitual (máximo de 8.000 palavras e cinco ilustrações);
- **nota técnica:** apresentação de análises prévias de pesquisas, cujos resultados sejam relevantes (máximo de 3.000 palavras e três ilustrações);
- **ponto de vista:** opinião qualificada sobre tema de relevância ou crítica a artigo publicado em fascículo imediatamente anterior (máximo de 3.000 palavras e duas ilustrações);
- **resenha:** revisão crítica de livros publicados nos últimos três anos (máximo de 3.000 palavras). As resenhas serão publicadas como tal ou como divulgação de livros por indicação da editoria da revista e aprovação do Comitê Editorial. Para ser considerada resenha, esta deve apresentar análise crítica sobre o livro e não apenas divulgação. A critério do Comitê Editorial da Revista a resenha será publicada em seção de Resenha se for classificada como analítica e, caso contrário, poderá ser divulgada na seção Divulgação de Livros.
- **debate:** ensaios teóricos opinativos relacionados à discussão da dinâmica demográfica, seguidos de avaliações de autores convidados pelo editor e de resposta do autor do artigo principal (máximo de 8.000 palavras e cinco ilustrações).

Política de avaliação

As avaliações seguirão as éticas de avaliação duplo-cego.

Os textos submetidos serão enviados anonimamente a dois pareceristas, especialistas no tema, para avaliação criteriosa da sua qualidade. Em caso de divergência de opiniões, o artigo será enviado a um terceiro especialista. Os trabalhos que forem recomendados para publicação com revisão de conteúdo serão enviados novamente a dois pareceristas, de preferência os mesmos do processo inicial.

Cabe ao Comitê Editorial da *Rebep*, responsável pelo número específico da revista, a aprovação final de um artigo para publicação que tenha sido aprovado condicionalmente no processo duplo-cego. Cabe também ao Comitê Editorial o direito de fazer pequenas modificações no texto final, tabelas e figuras, para atender aos critérios editoriais da revista, que seguem as normas da ABNT.

Os autores comprometem-se a não enviar um artigo em avaliação a outras revistas por, pelo menos, três meses após o aceite da submissão. A desistência da submissão após este prazo deve ser registrada com notificação ao editor da revista.

O aceite da submissão de um manuscrito depende de avaliação do cumprimento dos requisitos de formatação e, principalmente, de uma análise inicial do Comitê Editorial sobre a aderência do manuscrito ao escopo da revista.

Diretrizes para autores para preparação dos manuscritos

Resumo

O resumo é a apresentação concisa dos pontos relevantes do artigo, devendo ser fornecido tanto para os artigos de revisão quanto para os originais. Deve conter cerca de 200 palavras ou até 1.500 caracteres, incluindo espaço em branco, e seguir a norma da ABNT 6028 (um único parágrafo indicando o objetivo, o método, os resultados e a principal conclusão do documento).

O resumo deve ser enviado nos três idiomas: português, inglês e espanhol. As traduções devem ser fiéis ao resumo enviado no idioma original do artigo. Incluir a tradução do título no idioma correspondente.

Palavras-chave

Deverão ser indicadas de três a seis palavras-chave (normas ABNT) no momento da submissão do artigo. Incluir as palavras-chave nos três idiomas (português, inglês e espanhol).

Formatação do texto

O manuscrito deve ser digitado em Word (versão 6.0 ou superior), com espaço duplo, utilizando-se fonte de letra Arial ou Times New Roman 12.

O manuscrito **não pode conter a identificação de nenhum dos autores**. Deve ter título, resumo, texto e referências bibliográficas, além de incluir todos os elementos gráficos no corpo do texto. Adicionalmente, os elementos gráficos/tabelas/mapas/quadros/figuras devem ser enviados em arquivos complementares (veja instruções a seguir).

- **Citações:** as transcrições no texto de até três linhas devem estar encerradas entre aspas duplas. As aspas simples são utilizadas para indicar citação no interior da citação. As transcrições com mais de três linhas devem ser evitadas e, quando necessárias, aparecem destacadas com recuo de 4 cm da margem esquerda, com tamanho de letra menor do que o utilizado no texto e sem aspas. Os indicadores de supressão de parte da transcrição e os acréscimos devem ser colocados entre colchetes. Utiliza-se o sistema autor-data-número da página entre parênteses para a identificação da fonte de citação (ABNT NBR 10520).
- **Notas explicativas:** são utilizadas para comentários, esclarecimentos ou explicações que não possam ser incluídas no texto. Devem ser mantidas ao mínimo e inseridas como notas de rodapé, em algarismos arábicos, com numeração única e consecutiva para todo o artigo (ABNT NBR 10520).
- **Elementos complementares:** tabelas, gráficos, figuras, mapas e quadros devem ser apresentados no texto, no local aproximado que deverão aparecer na publicação final, com numeração consecutiva e independente, em algarismos arábicos, cada qual identificado na parte superior pelo termo TABELA, QUADRO, GRÁFICO, MAPA

ou FIGURA, seguido do seu número de ordem. As tabelas e quadros, de preferência, devem estar no formato editável e não como figuras no texto.

- Os títulos dos elementos complementares devem identificar claramente o seu conteúdo, com a explicitação das variáveis e grupos populacionais referidos, com identificação do local e data/período a que se referem os dados. Os títulos dos eixos dos gráficos devem ser explicitados.
- A fonte dos dados utilizados nesses elementos deve identificar claramente a base de dados, com informação sobre o produtor dos dados, a base especificamente e o(s) ano(s) de referência, seguindo as normas da ABNT. Mudanças feitas pelos autores nos dados podem ser indicadas em ‘Nota’, abaixo da fonte de dados, assim como a autorização obtida dos editores para reprodução de objetos tomados/adaptados de outras publicações. Supõe-se que os dados foram elaborados pelos autores, portanto, esta indicação de elaboração não deve constar nestes elementos gráficos/tabelas/mapas, etc.
- Gráficos e tabelas devem ser enviados em formatos editáveis (não como figuras). Por exemplo, se gerados em planilhas de cálculo, devem ser enviados em um arquivo de planilha com cada elemento identificado da mesma forma que aparece no texto em Word. Gráficos que não foram gerados em planilha de cálculo devem ser enviados em formato EPS ou WMF com alta resolução. Mapas e fotos também devem ser enviados em formato EPS ou WMF. O título principal e fonte de dados não devem ser incluídos como parte destes elementos, mas sim de forma separada.
- A publicação não é colorida, assim, elementos em cores serão transformados em tons de cinza. Aconselha-se que os originais já venham em tons de cinza quando possível.
- **Referências bibliográficas:** os elementos essenciais são autor(es), título, subtítulo (se houver), edição, local, editora, data de publicação, páginas e volumes (se houver) (ABNT NBR 6023).
 - Ao longo do artigo as referências devem aparecer com indicação do sobrenome do autor, data de publicação e número da(s) página(s) consultada(s). Havendo mais de um trabalho do mesmo autor no mesmo ano, utilizar a, b, c imediatamente após a data. Exemplo: (MORTARA, 1982a, p. 427).
 - Ao final do artigo as obras devem ser relacionadas em ordem alfabética pelo sobrenome (em caixa alta) do primeiro autor citado. Não há recuo da segunda linha em relação à primeira. A organização das referências deve obedecer às normas da ABNT, conforme o modelo a seguir.

Livro

SOBRENOME, inicial do prenome do(s) autor(es). **Título:** subtítulo. Número da edição. Local: Editora e ano de publicação. Ex.: NEWELL, C. **Methods and models in demography**. New York: Guilford Press, 1988.

Capítulo de livro

SOBRENOME, inicial do prenome do(s) autor(es). Título do capítulo. In: SOBRENOME, inicial do prenome do(s) autor(es) ou organizador(es) do livro. **Título:** subtítulo. Local: Editora, ano de publicação, páginas inicial-final do capítulo referenciado.

Ex.: ABOUZAH, C. Maternal mortality overview. In: MURRAY, C. J. L.; LOPEZ, A. D. (Orgs.). **Health dimensions of sex and reproduction**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1998, p. 111-164.

Artigo de periódico

SOBRENOME, inicial do prenome do(s) autor(es). Título do artigo: subtítulo. **Título do periódico**, número do volume, fascículo, páginas inicial-final do artigo referenciado, data de publicação.

Ex.: SCHELLEKENS, J. Family allowances and fertility: socioeconomic differences. **Demography**, v. 46, n. 3, p. 461-468, 2009.

Tese, dissertação e outros trabalhos acadêmicos

SOBRENOME, inicial do prenome do autor. **Título da tese.** Tipo de documento (tese, dissertação, trabalho de conclusão de curso, etc.), vinculação acadêmica, local e data de defesa.

Ex.: CURTIS, S. L. **Birth spacing, death clustering and infant mortality in Brazil**. Ph.D, University of Southampton, U.K., 1992.

Documentos em meio eletrônico

Obras de qualquer natureza consultadas *on-line* devem necessariamente apresentar as informações sobre o endereço eletrônico, apresentado entre os sinais < >, precedido da expressão “Disponível em:”, e a data do acesso ao documento, precedida da expressão “Acesso em:”.

Ex.: AHMAN, E.; DOLEA, C.; SHAH, I. The global burden of unsafe abortion in the year 2000. In: WHO – World Health Organization. **Health statistics and health information systems**. [S.d.]. Disponível em: <http://www.who.int/healthinfo/statistics/bod_abortions.pdf>. Acesso em: 8 mar. 2009.

Atenção: A *Rebep* não se responsabiliza pelas referências bibliográficas fornecidas pelos autores.

Observações

1. Os artigos devem ser encaminhados completos e definitivamente revistos. As provas serão revisadas pelo editor, com base no texto recebido, cabendo aos autores a responsabilidade pelo original enviado.
2. Todos os trabalhos aparecerão assinados, refletindo as opiniões de seus autores e não necessariamente as do Comitê Editorial ou da revista, mas o direito de cópia passará a ser da *Rebep* em caso de publicação do manuscrito.
3. A partir de 1º de julho de 2015, seguindo os critérios adotados pela SciELO, a *Rebep* passou a adotar a licença CC-BY. Esta licença da Creative Commons, com atribuição BY, significa que se dá direito “aos licenciados de copiar, distribuir, exibir e executar a obra e fazer trabalhos derivados dela, conquanto que deem créditos devidos ao autor ou licenciador, na maneira especificada por estes”. Para mais detalhes acesse <<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>>. No entanto, qualquer autorização de reprodução, completa ou parcial, deve ser solicitada por escrito ao Comitê Editorial da Revista.

rebep

Editora 2013-2016
Suzana Cavenaghi

Artigos
para publicação

CONTATO

Suzana M. Cavenaghi (Ence/IBGE)

Revista Brasileira de Estudos de População

Rua André Cavalcanti, 106, sala 502

Bairro de Fátima - Rio de Janeiro - RJ

CEP 20231-050

Fone: (55-21) 2142.4691 ou 4689

rebep@rebep.org.br

A **Rebep** seleciona artigos enviados em fluxo contínuo. Também realiza chamadas para números temáticos e dossiês. Os artigos devem ser enviados conforme as instruções e normas no *site* da revista. Veja informações em:

www.rebep.org.br

rebep

também na
SciELO
Scientific Electronic Library Online

www.scielo.org/rbepop

Nota da Editora

O papel de editores de revistas de associações científicas
Suzana Cavenaghi

Artigos

¿Es hora de usar indicadores refinados para estudiar la fecundidad en América Latina?
Wanda Cabella e Ignacio Pardo

Custos da ampliação da licença-paternidade no Brasil
Sergio Almeida, Paula Pereda e Rafael Ferreira

Bolsa Família e assimetrias de gênero: reforço ou mitigação?
Luana Passos e Fábio Waltenberg

Transformações e tendências do mercado de trabalho no Brasil entre 2001 e 2015: paradoxo do baixo desemprego?

Pedro Henrique de Castro Simões, José Eustáquio Diniz Alves e Pedro Luís do Nascimento Silva

Um estudo sobre os aspectos da dinâmica migratória internacional entre a microrregião de Governador Valadares e os Estados Unidos, 2000-2010

Leonardo Gomes de Sousa e Dimitri Fazito

Envelhecimento populacional e gastos com internação do SUS: uma análise realizada para o Brasil entre 2000 e 2010

Cristiano Sathler dos Reis, Kenya Noronha e Simone Wajnman

Riesgo de deterioro cognitivo en personas mayores de las subregiones de Antioquia, Colombia
Angela Segura Cardona, María Garzón Duque, Doris Cardona Arango y Alejandra Segura Cardona

Estimating age- and sex-specific mortality rates for small areas with TOPALS regression: an application to Brazil in 2010

Marcos Roberto Gonzaga and Carl Paul Schmertmann

Mortality tables for the Brazilian insured population

Mário Moreira Carvalho de Oliveira, Milton Ramos Ramirez, Ricardo Milton Frischtak, Rafael Brandão de Rezende Borges, Bruno Costa and Ricardo Cunha Pedroso

Análise de paradados do Censo Demográfico 2010: uma investigação de fatores associados a erros não amostrais do levantamento de dados

Luciano Tavares Duarte, Denise Britz do Nascimento Silva e José André de Moura Brito

Resenha

Relações raciais nas famílias brasileiras

The color of love: racial features, stigma & socialization in black Brazilian families por HORDGE-FREEMAN, E.

Maria Carolina Tomás

