



Funções modelo de migração: limites e aplicações

Reinaldo Onofre Santos*
Alisson Flávio Barbieri**

A migração é um evento demográfico altamente seletivo por idade e dependente entre grupos de idade. A necessidade de se estimarem padrões de migração para regiões com informações incompletas ou como insumo para projeções demográficas motivou Andrei Rogers e seus colaboradores a desenvolverem o que ficou conhecido como modelo Rogers-Castro, ou funções modelo de migração. O objetivo desse artigo é fazer uma discussão e análise crítica do modelo e de seus limites e possibilidades de aplicação em estudos demográficos. Apesar de descrever razoavelmente bem o padrão migratório por idade, a dificuldade de estimação e a instabilidade dos parâmetros sempre foram obstáculos para a aplicação do modelo. Mesmo com essas limitações, suas vantagens analíticas e de projeção ainda não foram superadas, permanecendo como um bom preditor do padrão da função de migração em situações de dados escassos ou pouco confiáveis. Por fim, o modelo Rogers-Castro apresenta bom desempenho na descrição da migração interna em escala nacional do Censo Demográfico Brasileiro de 2010. Outros estudos em unidades territoriais menores ou ao longo do tempo, com fontes alternativas, são discutidos como potenciais de aplicação do modelo em estudos demográficos futuros no Brasil.

Palavras-chave: Modelo Rogers-Castro. Padrão etário da migração. Brasil.

* Prefeitura de Belo Horizonte, Belo Horizonte-MG, Brasil (reinaldosantos80@gmail.com; <https://orcid.org/0000-0001-6762-9100>).

** Departamento de Demografia, Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte-MG, Brasil (barbieri@cedeplar.ufmg.br; <https://orcid.org/0000-0002-1133-1089>).

Introdução: demometria

O Instituto Internacional de Análise de Sistemas Aplicados (IIASA, em inglês), desde sua criação em 1972, acolhe projetos que buscam a resolução de problemas globais, tais como a criação de políticas de assentamento e migração. Nessa orientação, um grupo de pesquisadores, coordenado por Andrei Rogers, desenvolveu os trabalhos sobre migração e assentamento no IIASA (*Migration and Settlement Task*), entre 1975 e 1982 (ROGERS; RAQUILLET; CASTRO, 1977; CASTRO; ROGERS, 1981, 1979; ROGERS; CASTRO, 1981; ROGERS, LITTLE; RAYMER, 2010). Esse projeto foi um marco como contribuição metodológica para a demografia e contou com quatro frentes de trabalho, a saber:

- estudos sobre a dinâmica espacial da população;
- definição de um campo de trabalho denominado pelos autores de *demometria* (*demometrics*);
- desenho e análise de políticas migratórias e de assentamentos humanos;
- estudos comparativos entre países sobre padrões e políticas migratórias e de assentamentos.

A demometria, campo de estudo proposto na época, teria um papel similar ao desempenhado pela econometria para as ciências econômicas. Em resumo, envolveria a aplicação de técnicas matemáticas e estatísticas aos problemas demográficos, agregando sistemas de simulação de uso e ocupação do solo, distribuição espacial da população, modelos de projeção demográfica multirregional e análise e modelagem de padrões migratórios (ROGERS, 1978).

Foi justamente na demometria, como frente de trabalho, que avanços foram feitos na aplicação de tabelas de incremento e decréscimo na construção de tabelas de vida e projeções multirregionais (ROGERS, 1978). Nesse contexto, estimativas robustas sobre o padrão etário da migração foram necessárias, culminando no desenvolvimento do modelo conhecido como Rogers-Castro (ROGERS; CASTRO, 1981; ROGERS; RAQUILLET; CASTRO, 1977).

O modelo Rogers-Castro assemelha-se a outros que buscam funções padrão para estimar as curvas por idade das componentes demográficas fecundidade e mortalidade (CASTRO; ROGERS, 1979; ROGERS; RAYMER, 1999). Assim, o objetivo do modelo era fornecer parâmetros que resumissem o padrão das curvas de migração em situações de incompletude dos dados ou necessidade de ajustes a partir da identificação de erros de declaração da idade, bem como oferecer indicadores para sua análise. No Brasil, esforços para a aplicação do método podem ser vistos em Beltrão e Henriques (1987), Januzzi (1998), Amaral (2002) e Amaral, Rios-Neto e Potter (2016).

As seções que se seguem são dedicadas à apresentação do modelo Rogers-Castro, suas contribuições ao longo do tempo e, em seguida, suas limitações e críticas. Os exemplos utilizados foram inspirados em Rogers e Castro (1981), mas as funções modelo foram estimadas a partir dos dados de migração interna brasileira. Os dados foram extraídos do

Censo Demográfico de 2010, utilizando o quesito que informa onde cada indivíduo residia cinco anos antes da data de referência do censo (quesito conhecido como “data fixa”).

O padrão etário da migração

O padrão etário da migração observado em diversas populações possui um comportamento característico, com poucas variações (ROGERS; CASTRO, 1981; ROGERS; LITTLE; RAYMER, 2010; LITTLE; DORRINGTON, 2013; LITTLE; ROGERS, 2007; CASTRO; ROGERS, 1984, 1979). Esse padrão é marcado por elevada propensão a migrar nas primeiras idades e, em geral, a evolução da propensão a migrar dos mais jovens espelha a de seus pais (CASTRO; ROGERS, 1981). Essa propensão decresce até a adolescência, idade na qual jovens adolescentes estão dedicados aos estudos (ROGERS; RAQUILLET; CASTRO, 1977).

Após a adolescência, quando a mobilidade tende a ser menor, a propensão a migrar eleva-se até atingir um pico entre os jovens adultos, os quais constituem referência como máximo da mobilidade da força de trabalho (CASTRO; ROGERS, 1981; ROGERS; LITTLE; RAYMER, 2010). A partir desse ponto, a propensão a migrar decresce até a idade aproximada à da aposentadoria. Nessa última, existe a possibilidade de haver um aumento da propensão a migrar, geralmente em áreas de elevada imigração e onde há forte retorno da população para os locais de nascimento ou moradia anterior, ou ainda para regiões onde existem amenidades atraentes para a população que sai do mercado de trabalho após a aposentadoria (LITTLE; DORRINGTON, 2013; ROGERS; CASTRO, 1981). Em alguns casos, também é possível assistir à elevação da mobilidade após esse ponto em torno da idade ao aposentar, em geral devido à mobilidade de idosos para casas de repouso ou em busca de amenidades e serviços necessários no fim da vida (ROGERS; WATKINS, 1987).

Essas regularidades podem ser observadas em medidas distintas de migração por idade, a saber, na estrutura etária dos migrantes e nas taxas de emigração¹ (ROGERS; CASTRO, 1981; CASTRO; ROGERS, 1984; LITTLE; ROGERS, 2007). O denominador das taxas de emigração pode ser representado pelo número de pessoas-ano sob o risco de emigrar, ou, ainda, pelo número de indivíduos que residiram numa determinada unidade territorial cinco anos antes e sobreviveram até a data de referência do Censo Demográfico, tendo migrado ou não. A identificação das pessoas que emigraram é simples, em termos de migração interna, pois basta identificar quem declarou viver cinco anos antes na unidade territorial de interesse e incluir essas pessoas no denominador. Vale lembrar que as pessoas consideradas imigrantes, por não residirem cinco anos antes na unidade territorial de interesse, seriam excluídas do denominador.²

¹ Serão utilizadas taxas de emigração, uma vez que as taxas de imigração possuem inconsistências entre o numerador e o denominador quanto à população que está propensa a migrar (PRESTON; HEUVELINE; GUILLOT, 2001).

² Existem outras possibilidades de estimação das taxas de emigração. Machado (1993) e Amaral (2008) apresentam a possibilidade de se construírem taxas de risco com dados extraídos do quesito de última etapa. Amaral (2008) também inclui a possibilidade de produzir uma taxa de risco a partir do quesito de data fixa. Para essa última, simulações não demonstraram diferenças significativas, principalmente após a estimação do modelo Rogers-Castro.

A taxa de emigração, obtida por meio do quesito de data fixa,³ pode ser definida como a relação entre: a população residente numa determinada unidade territorial cinco anos antes da data de referência do censo demográfico e que, além de sobreviver, residia em outra unidade territorial na data de referência; e a população residente na unidade territorial cinco anos antes da data de referência do censo demográfico e que sobreviveu até o fim do mesmo intervalo. Caso não haja diferencial entre migrantes e não migrantes quanto ao nível e padrão da função de mortalidade, pode-se redefinir a taxa como a proporção da população que vivia em uma unidade territorial cinco anos antes do censo demográfico e emigrou no intervalo até a data de referência.

A expressão da taxa de emigração possui três limitações para sua interpretação: existem somente informações sobre migrantes e não migrantes sobreviventes e, nesse sentido, torna-se também pressuposto que seus diferenciais de mortalidade sejam nulos; trata-se de uma taxa bruta, pois é influenciada pela estrutura etária da população e distribuição etária dos emigrantes; e a identificação do emigrante é feita em unidade territorial diferente daquela de origem na data de referência do censo e, por isso, diferenças de cobertura amostral ou censitária das populações das regiões de origem e destino podem gerar distorções na estimação das taxas.

Além dessas limitações, o uso do critério data fixa impõe certas escolhas, quando comparado com a possibilidade de utilizar intervalos menores que cinco anos, por exemplo. Em que pese o fato de que, intuitivamente, quanto maior o intervalo – ou exposição ao risco – maior seria a probabilidade de ocorrer o movimento migratório, a taxa estimada com intervalos maiores levaria a duas limitações: quanto maior for o intervalo, maior será o número de pessoas que podem ter migrado dentro do período e retornado, não sendo consideradas migrantes pelo fato de a residência atual e a de n anos antes serem as mesmas; e quanto maior for o intervalo, maior será o número de migrantes não sobreviventes. Ambas situações descritas levariam a um problema de subenumeração dos migrantes. Por esse motivo, o uso do quesito que inquiri sobre a última unidade territorial de residência captura um número maior de movimentos migratórios, se comparado com o critério de data fixa, para o mesmo intervalo de tempo. A vantagem de utilizar a variável de data fixa, contudo, é a captura de informações sobre a variação de estoque populacional em intervalos quinquenais, comumente usados para a projeção pelo método das componentes demográficas, algo que se perde com o quesito de última etapa.

Por ser a migração um fenômeno fortemente seletivo por idade, Andrei Rogers e Luis Castro (CASTRO; ROGERS, 1979; ROGERS; CASTRO, 1981) sugerem a mensuração das taxas de emigração por idade simples, sejam elas extraídas diretamente ou estimadas utilizando algum método de interpolação. A soma de todas essas taxas corresponderia ao

³ A inexistência de dados contínuos no Brasil impõe a necessidade de se trabalhar com dados de período que, de uma forma ou de outra, implicam perda de informação. No caso do critério de data fixa, perde-se a informação sobre outros movimentos dentro do período de cinco anos, inclusive ao considerar não migrante aqueles que migraram e retornaram dentro deste intervalo, além de cobrir apenas pessoas sobreviventes e que foram entrevistadas no questionário da amostra censitária.

que os autores chamaram de *taxa de migraprodução bruta* (*gross migraproduction rate* ou *GMR*), uma analogia feita por Rogers e Castro (1981) com a taxa bruta de reprodução. Assim como esta última, a *GMR* refletiria uma medida de coorte hipotética, livre do efeito da estrutura etária e, por conseguinte, representando o número de eventos migratórios que um indivíduo hipotético vivenciaria caso sobrevivesse e experimentasse ao longo da vida estas taxas estimadas por período.⁴ Em outros termos, corresponde ao número de movimentos emigratórios no curso de vida sem a perturbação da função de mortalidade.

Como é possível que alguns dados estejam disponíveis apenas para grupos quinquenais de idade, torna-se possível adaptar a estimação da *GMR*, somando as taxas por grupo etário e multiplicando pelo comprimento do grupo etário (n):

$$GMR = \int_0^{\omega} M_x dx \approx n \sum_{x=0}^{\omega-n} M_x \quad (1)$$

Tal como nas medidas de fecundidade, é possível adicionar o efeito da mortalidade sobre a *GMR*, convertendo a taxa bruta na *taxa de migraprodução líquida* (*Net Migraproduction Rate* ou *NMR*). Assim:

$$NMR = \int_0^{\omega} M_x l_x dx \approx \sum_{x=0}^{\omega-5} M_x n L_x \quad (2)$$

Onde: l_x e nL_x correspondem a funções da tabela de vida que expressam a função de sobrevivência e o tempo médio vivido pela coorte hipotética a cada intervalo n , respectivamente. Vale notar que a *NMR* será sempre menor ou igual à *GMR* e, como pode-se notar nas equações (1) e (2), quanto menor for o nível de mortalidade, mais próxima de zero tende a ser a diferença entre *GMR* e *NMR*.⁵

A partir das taxas de emigração por idade e *GMR*, torna-se possível avaliar, respectivamente, o padrão e o nível da migração de populações abertas – ou multirregionais, segundo Rogers e Castro (1981).

Essas dimensões apresentadas possuem algo em comum: o padrão etário da migração tem poucas variações entre subgrupos populacionais e é fortemente seletivo por idade. Esse último fator levou Rogers e Castro a buscarem formas de melhorar as estimativas das funções de emigração para, assim, poder construir tabelas de vida multirregionais (ROGERS; RAQUILLET; CASTRO, 1977; CASTRO; ROGERS, 1979; ROGERS; CASTRO, 1981).

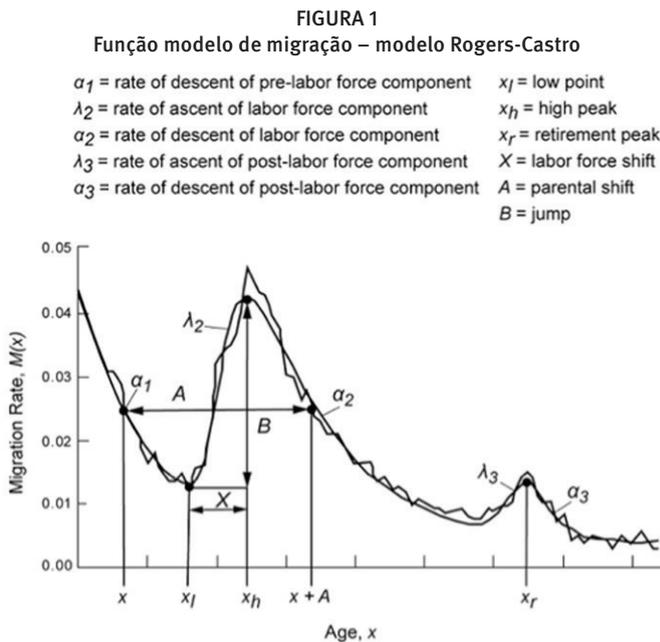
⁴ Como a função é estimada para uma população espacialmente delimitada, a interpretação da *GMR* como número de movimentos migratórios fica prejudicada. Isso porque, uma vez tendo migrado a uma determinada idade x , não faria sentido computar outro movimento migratório em $x+n$ para o mesmo migrante, dado que as taxas são de uma população específica. Contudo, o indicador será utilizado nessa pesquisa como medida líquida de migração, e não pela interpretação dada pelos autores.

⁵ Para este trabalho, será utilizada apenas a *GMR*.

Funções modelo de migração

O modelo construído por Rogers e Castro (1981) resume o padrão etário da emigração, a partir da calibração de parâmetros que permitem analisar a variação do comportamento das taxas, por idade, entre populações distintas ou momentos diferentes de uma mesma população. Trata-se de um modelo multiexponencial, que pode ser expresso por 7, 9, 11 e 13 parâmetros (ROGERS; RAQUILLET; CASTRO, 1977; ROGERS; CASTRO, 1981; ROGERS; WATKINS, 1987).

Conforme Wilson (2010), existem vantagens inerentes ao uso do modelo Rogers-Castro para os estudos das estimativas de migração: busca de qualidade das estimativas – padronização da função de migração em situações de dados faltantes ou pouco confiáveis; suavização da função de migração em situações em que a instabilidade das taxas específicas por idade são expressas por perturbações na função; análise comparativa – a redução da função a um número pequeno de parâmetros facilita a comparação dos padrões ao longo do tempo e do espaço; e projeção – séries temporais dos parâmetros podem ser extrapoladas para projetar as formas do perfil etário de migração.



Fonte: Rogers e Castro (1981).

A Figura 1 apresenta graficamente o modelo Rogers-Castro na forma de 11 parâmetros. Exceto pela adaptação de Wilson (2010), a versão mais recente do modelo conta com cinco componentes e 13 parâmetros (ROGERS; WATKINS, 1987; LITTLE; DORRINGTON, 2013):

- uma curva exponencial negativa das idades mais jovens, com taxa média de declínio α_1 ;

- uma curva unimodal nas idades consideradas da força de trabalho, idade média igual a μ_2 , taxa média de ascendência λ_2 e de declínio α_2 ;
- uma curva quase em forma de sino nas idades pós-força de trabalho, com idade modal x_r (*retirement peak*), com média expressa por μ_3 , taxa média de ascendência λ_3 e de declínio α_3 ;
- uma curva exponencial positiva nas idades pós-aposentadoria, com seu parâmetro ascendente λ_4 ;
- um termo constante c .

A equação que estima a taxa específica de migração por idade é determinada pela soma dessas cinco componentes (ROGERS; CASTRO, 1981; LITTLE; DORRINGTON, 2013):

$$M_{(x)} = \underbrace{a_1 e^{-\alpha_1 x}}_{\text{Taxa de emigração}} + \underbrace{a_2 e^{-\alpha_2(x-\mu_2)} - e^{-\lambda_2(x-\mu_2)}}_{\text{Componente da força de trabalho}} + \underbrace{a_3 e^{-\alpha_3(x-\mu_3)} - e^{-\lambda_3(x-\mu_3)}}_{\text{Componente do pico de mobilidade em torno da idade de aposentadoria}} + \underbrace{a_4 e^{\lambda_4 x}}_{\text{Componente ascendente nas idades pós-aposentadoria}} + \underbrace{c}_{\text{Constante}} \quad (3)$$

O modelo completo da função Rogers-Castro possui 13 parâmetros, sendo o *padrão* da função definido por oito deles: $\alpha_1, \alpha_2, \lambda_2, \mu_2, \alpha_3, \lambda_3, \mu_3, \lambda_4$. Por seu turno, o *nível* da função é determinado pelos cinco parâmetros restantes: a_1, a_2, a_3, a_4 e c . Uma alteração do valor da área abaixo da função de migração (*GMR*) altera os parâmetros de nível, mas não necessariamente os do padrão. Por exemplo, caso se queira assumir que uma determinada população possui o mesmo padrão de uma outra, com apenas um diferencial de nível, pode-se corrigir todas as taxas, multiplicando a razão entre as *GMR* das duas populações pelos coeficientes de nível a_1, a_2, a_3, a_4 e c da função padrão (ROGERS; CASTRO, 1981).

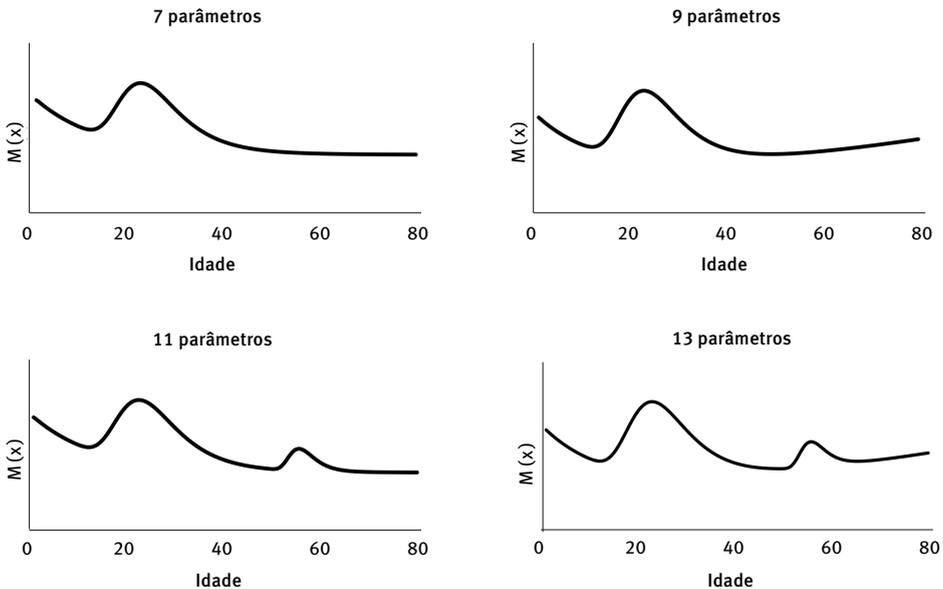
A inspiração para a modelagem das componentes da força de trabalho e do pico de mobilidade em torno da idade de aposentadoria foi a formulação de Coale e McNeil (1972) para os estudos de fecundidade e nupcialidade. Mais recentemente, Tom Wilson (2010) expandiu o modelo para 17 parâmetros, com o objetivo de modelar a migração de jovens estudantes.

Rogers e Castro propuseram algumas tipologias para a classificação das funções de migração de populações distintas (ROGERS; CASTRO, 1981; ROGERS; WATKINS, 1987). A primeira delas consiste na análise visual das taxas, dividindo as funções segundo o conjunto de componentes presentes em cada caso. Assim, pode-se elaborar o que os autores chamaram de quatro tipos básicos de *famílias* (Figura 2): funções padrão de *sete parâmetros*, com as componentes de migração pré-laboral da força de trabalho e o termo constante; funções com *nove parâmetros*, quando é identificada a presença da componente ascendente nas idades pós-aposentadoria; funções de *11 parâmetros*, com a presença do pico de mobilidade em torno da idade de aposentadoria; e função completa de *13 parâmetros*, quando são observadas tanto a componente do pico de mobilidade em torno da idade de aposentadoria, quanto a componente ascendente nas idades pós-aposentadoria.⁶

⁶ O modelo de Wilson adiciona uma componente da população que transita entre a saída da educação básica para a educação superior, com a presença de um "pico" estudantil (WILSON, 2010).

As funções de migração também podem ser classificadas segundo a combinação de valores estimados de seus parâmetros, como a variação e distribuição do nível da função (a_1, a_2, a_3, a_4, c e seu correspondente GMR). Pode-se também comparar idades médias da função ou de suas componentes, bem como as taxas de transição (λ_2) entre a idade com menor propensão a migrar na adolescência (x_l) e a idade em que há o pico da propensão entre jovens-adultos (x_h). Ainda é possível classificar as funções a partir de determinadas posições da função, como x_l, x_h e x_r .

FIGURA 2
Famílias de funções modelo de migração



Fonte: Little e Dorrington (2013).

Dentre as medidas associadas que podem ser derivadas da função de migração, está o *labor force shift* (X), definido como a diferença em anos entre x_l e x_h . A variação entre os valores das taxas de migração de x_l e x_h é chamado de *Jump* (B).

Dada a correspondência entre a migração de crianças e adultos, é possível estimar, para cada taxa de migração nas idades após o x_h , a idade correspondente de crianças com a mesma taxa, utilizando a componente de migração pré-laboral. A partir das idades estimadas entre 0 e x_l , pode-se estabelecer a média das diferenças entre as idades das crianças e dos adultos com as taxas equivalentes. Essa medida é conhecida como *parental shift* (A) e, segundo Rogers, Raquillet e Castro (1977), aproxima-se da idade média em que as mulheres migrantes tiveram seus filhos (ROGERS; CASTRO; LEA, 2005; ROGERS; RAQUILLET; CASTRO, 1977).

A combinação de alguns parâmetros-chave pode contribuir para a criação de uma tipologia que classifique as funções de migração. Destarte, quatro destes parâmetros derivados são destacados por Rogers e Castro (1981), a saber:

- *idade média de propensão a migrar da força de trabalho* – avaliação do parâmetro μ_2 , se é alto ou baixo;
- *dominância* – se a função apresenta dependência infantil ou dominância da força de trabalho (δ_{21} ou δ_{12});
- *assimetria* – se existe simetria ou assimetria da força de trabalho (σ_2);
- *regularidade* – alta ou baixa correlação entre a evolução das taxas de migração de crianças e adultos (β_{12}).

Esses parâmetros derivados foram estabelecidos por Rogers e Castro (1981). A partir das observações de 510 funções de migração estimadas de vários países⁷ ao longo da década de 1970, foi possível estabelecer critérios para a classificação dos padrões etários de migração. Em relação ao pico da força de trabalho, aceita-se que o parâmetro μ_2 esteja em torno de 20 anos, sendo valores abaixo de 19 anos considerados prematuros, ao passo que valores superiores a 22 seriam picos tardios (ROGERS; CASTRO, 1981; ROGERS; CASTRO; LEA, 2005).

Ao serem combinadas duas medidas de nível – a_1 e a_2 –, pode-se apreender uma medida de *dominância da força de trabalho* ($\delta_{21} = a_2/a_1$), ou de dependência infantil ($\delta_{12} = a_1/a_2$). Em geral, o índice de dependência infantil estaria em torno de 0,33, sendo consideradas funções com dependência infantil aquelas com índices superiores a 0,40, ao passo que aquelas com valores abaixo de 0,20 seriam consideradas com dominância da força de trabalho (ROGERS; CASTRO, 1981).

Quanto ao índice de simetria da força de trabalho em função da idade (σ_2), seu valor é determinado pela razão entre a taxa ascendente λ_2 e a taxa descendente α_2 . Via de regra, esse indicador tenderia a atingir valores inferiores a 2 para funções simétricas, segundo Rogers e Castro (1981). Contudo, apenas valores superiores a 5 seriam considerados assimétricos. No exame feito pelos autores, os valores de σ_2 concentram-se em torno de 4 (ROGERS; CASTRO, 1981; ROGERS; WILLEKENS; LEDENT, 1984).

Por fim, a correlação entre a migração de crianças e adultos (*parental shift regularity* – β_{12}) é determinada pela razão entre α_1 e α_2 , fluando em torno de uma unidade. Valores abaixo de 0,80 ou acima de 1,20 classificariam as funções como *irregulares*. Essa medida é de grande importância, pois pode evidenciar a migração familiar e não somente de adultos, mesmo em condição de dominância da força de trabalho.

⁷ Foram estimadas oito funções para os Estados Unidos, 20 para a Holanda, 32 para a Hungria, 58 para a União Soviética, 114 para o Japão, 114 para a Suécia e 164 para o Reino Unido (ROGERS; CASTRO, 1981).

Estimação do modelo Rogers-Castro

Um desafio que se impõe é a estimação de parâmetros da função multiexponencial do modelo Rogers-Castro. O primeiro passo para a estimação do modelo consiste em aplicar alguma técnica de interpolação para transformar os dados por grupos quinquenais em taxas por idade simples. Rogers e Castro (1981) sugerem a aplicação de *spline* cúbica, tradicionalmente utilizada em dados demográficos (MCNEIL; TRUSSEL; TURNER, 1977).

No caso da utilização dos dados provenientes do quesito de data fixa, por não se saber ao certo quando a migração ocorreu, dentro do intervalo de cinco anos, pode-se assumir que o evento aconteceu, em média, 2,5 anos antes da data de referência. Se a taxa estimada refere-se à idade central do intervalo etário, tem-se, por exemplo, que o grupo de 5 a 9 anos migrou, em média, à idade de cinco anos (7,5 – 2,5). Assumindo essas idades como nós da função, aplica-se a *spline* cúbica às taxas, com o objetivo de construir a função por idade simples.

Com o objetivo de tornar os padrões comparáveis, é recomendado transformar a área inferior do gráfico em uma unidade, ou seja, dividir todas as taxas pela *GMR* da função. Vale lembrar que esse procedimento não altera o *padrão*, mas somente as medidas que expressam ou dependem do nível da função (ROGERS; CASTRO, 1981; LITTLE; DORRINGTON, 2013).

O método selecionado por Rogers e Castro (1981) para a estimação dos parâmetros foi o procedimento de minimização conhecido como Levenberg-Marquardt modificado. Nesse caso, o modelo busca o valor mínimo do estimador CHI^2 entre os valores das taxas dadas pelos parâmetros e as taxas observadas.

Little e Dorrington (2013) apontam que é possível estimar os parâmetros com outras técnicas iterativas, como por meio do modelo de Gauss-Newton, utilizando o *software* TableCurve 2D®, ou, ainda, aqueles descritos na funcionalidade *solver* do Microsoft Excel®. No presente artigo, diferente do que foi descrito por Little e Dorrington (2013), a estimação dos parâmetros foi efetuada a partir da programação de uma função na linguagem R (R CORE TEAM, 2017), com a programação do modelo de estimação Levenberg-Marquardt modificado (ELZHOV; MULLER; BOLKER, 2010). A programação buscou produzir até 1.000.000 de iterações, com o fito de evitar a ausência ou mesmo convergências somente locais dos parâmetros.⁸ Os dados foram extraídos dos microdados dos censos demográficos brasileiros, disponíveis no sítio eletrônico do IBGE para, assim, serem armazenados e modelados dentro de um banco PostgreSQL, de onde foram extraídos a partir de modelagem em R. Os parâmetros iniciais do modelo foram obtidos da estimação pelo método linear.

São apresentadas nas equações 4 a 9 as formas algébricas utilizadas para estimar os parâmetros iniciais implementados por meio da linguagem R. A estimação linear utilizada é das alternativas propostas por Rogers, Castro e Lea (2005) para o modelo de sete

⁸ Se o produto dos parâmetros se repetir em sequência no processo iterativo, a função assume que a convergência foi atingida. Essa foi uma estratégia para otimizar o processamento. Testes foram feitos com o método de Gauss-Newton, mas sem diferenças significativas na estimação dos parâmetros.

parâmetros, com o objetivo de facilitar a estimação em situações de pequena capacidade computacional. Para o presente artigo, a aplicação de um método linear para estimar os parâmetros iniciais foi uma estratégia adotada para tornar menos arbitrária a escolha de tais parâmetros. Além disso, contribui para a redução do problema de instabilidade e sensibilidade do modelo Rogers-Castro aos parâmetros iniciais, oferecendo valores próximos aos próprios dados.

Se $m_{(x)}$ pode ser escrito em função de suas componentes, então tem-se que (CASTRO; ROGERS, 1984):

$$\underbrace{m_{(x)}}_{\substack{\text{Taxa} \\ \text{de} \\ \text{emigração}}} = \underbrace{a_1 e^{-\alpha_1 x}}_{m_{1(x)}} + \underbrace{a_2 e^{-\alpha_2(x-\mu_2)} - e^{-\lambda_2(x-\mu_2)}}_{m_{2(x)}} + \underbrace{c}_{\text{Constante}} \quad (4)$$

Pode-se definir o termo constante a partir da aproximação (ROGERS; CASTRO; LEA, 2005):

$$c = \frac{1}{15} \sum_{x=w-14}^w m_{(x)} \quad (5)$$

$$\varphi_c = cw$$

Por sua vez, a componente da força de trabalho é estimada pela subtração de cada taxa pelo valor da constante do modelo (ROGERS; CASTRO; LEA, 2005):

$$m_{2(x)} = m_{(x)} - c \quad \forall \quad xl+1 \leq x \leq w-15 \quad (6)$$

Assim, tornou-se possível construir os parâmetros da componente da força de trabalho a partir das suas proporções. Também foi possível a utilização da função gama para estimar a taxa de inclinação ascendente da força de trabalho – entre x_l e x_h (CASTRO; ROGERS, 1981):

$$\varphi_2 = \sum_{x=xl+1}^{w-15} m_{2(x)}$$

$$\varphi_{2a} = \sum_{x=xl+1}^{xh} m_{2(x)} \quad (7.1)$$

$$\varphi_{2b} = \varphi_2 - \varphi_{2a}$$

$$\sigma^2 = \varphi_{2b} / \varphi_{2a}$$

$$a_{2b} = m_{(xh)} / [(1/\sigma^2)^{1/\sigma^2} e^{-1/\sigma^2}] \quad (7.2)$$

$$\lambda_2 = [a_2 \Gamma(1/\sigma^2)] / \varphi_2 \quad (7.3)$$

$$\mu_2 = xh + (1/\lambda_2) \ln(1/\sigma^2) \quad (7.4)$$

$$\alpha_2 = \lambda_2 / \sigma^2 \quad (7.5)$$

Por fim, a componente prévia da força de trabalho pode ser simplificada, a partir do resíduo das outras componentes (ROGERS; CASTRO; LEA, 2005):

$$\begin{aligned} \varphi_1 &= 1 - (\varphi_c + \varphi_2) \\ \bar{x}_1 &= \frac{1}{\varphi_1} \left[\sum_{x=0}^{xl} x m_{(x)} \right] \\ a_1 &= \varphi_1 / \bar{x}_1 \\ \alpha_1 &= 1 / \bar{x}_1 \end{aligned} \quad (8)$$

A estimação linear dos parâmetros da função padrão foi constituída num momento em que se buscavam alternativas simplificadas para minimizar o esforço computacional do modelo iterativo (CASTRO; ROGERS, 1981; ROGERS; CASTRO; LEA, 2005). Por outro lado, a estimação pelo método iterativo torna-se mais instável, quanto mais irregulares forem as taxas originais. No contexto deste trabalho, a utilização dos parâmetros estimados pelo método linear como parâmetros iniciais é a alternativa mais robusta, se comparada à possibilidade de se utilizarem os parâmetros iniciais de outra população como valores iniciais (ROGERS; LITTLE; RAYMER, 2010).

No entanto, a estimação do modelo de sete parâmetros por meio do método linear serviu de insumo para a função Rogers-Castro de sete e nove parâmetros. Para as funções modelo de 11 e 13 parâmetros, foram feitas modificações na estimação linear, inserindo-se como parâmetros aqueles extraídos de um modelo linear de 11 parâmetros. O desenvolvimento do modelo linear de 11 parâmetros é homólogo ao de sete parâmetros, tal como pode ser visto na equação 9.

$$\underbrace{m_{(x)}}_{\substack{\text{Taxa} \\ \text{de} \\ \text{emigração}}} = \underbrace{a_1 e^{-\alpha_1 x}}_{m_{1(x)}} + \underbrace{a_2 e^{-\alpha_2(x-\mu_2)} - e^{-\lambda_2(x-\mu_2)}}_{m_{2(x)}} + \underbrace{a_3 e^{-\alpha_3(x-\mu_3)} - e^{-\lambda_3(x-\mu_3)}}_{m_{3(x)}} + \underbrace{c}_{\text{Constante}} \quad (9)$$

Onde os parâmetros de m_3 são decompostos de forma análoga a m_2 no modelo de sete parâmetros, porém utilizando-se as idades com menores propensões a migrar imediatamente antes e após x_r .

A Tabela 1 apresenta o resultado da estimação do modelo Rogers-Castro, a título de exemplo, de quatro grupos de migrantes interestaduais, no período 2005-2010, a partir do critério de data fixa. A avaliação gráfica das taxas identificou que o modelo a ser estimado deveria ser o Rogers-Castro simplificado, com sete parâmetros.

Apesar de o padrão geral ser similar, nota-se que negros possuem uma assimetria maior da força de trabalho se comparados à população migrante autodeclarada branca. O mesmo ocorre com a população masculina, em comparação à feminina. A assimetria é um forte indicador de como a migração pode ser um evento do curso de vida que marca uma ruptura entre os adolescentes e jovens adultos, sendo a migração uma transição instrumental para outras transições para a vida adulta (WILLEKENS, 1991; MULDER; WAGNER, 1993).

TABELA 1
Parâmetros da função Rogers-Castro para migração interestadual de negros e brancos, homens e mulheres
Brasil – 2005-2010

Coefficientes	Negros	Brancos	Homens	Mulheres
a_1	0,0131	0,0143	0,0138	0,0153
α_1	0,0582	0,0564	0,0545	0,0755
a_2	0,0260	0,0282	0,0258	0,0379
α_2	0,0597	0,0620	0,0574	0,0967
λ_2	0,3431	0,2111	0,2868	0,1703
μ_2	17,04	18,56	17,39	19,35
c	0,0049	0,0045	0,0045	0,0057
β_{12}	0,9747	0,9107	0,9505	0,7808
σ_2	5,7428	3,4077	5,0002	1,7601
δ_{21}	1,9785	1,9733	1,8710	2,4827
x_h	22,00	23,00	22,00	22,00
x_l	12,00	11,00	12,00	10,00
X	10,00	12,00	10,00	12,00
B	0,0131	0,0104	0,0118	0,0105
A	28,46	29,53	28,31	28,74
GMR	1,8750	1,8342	1,8207	1,7005

Fonte: Modelo Rogers-Castro estimado a partir de IBGE. Censo Demográfico 2010.

Quanto à idade média da componente da força de trabalho, nota-se, para as funções estimadas, que o valor se concentrou abaixo dos 20 anos para todos os grupos, sendo maior para mulheres em relação aos homens. Isso pode ser efeito da assimetria da força de trabalho e, muitas vezes, é necessário comparar também o parâmetro x_h . Para este último, todos têm convergência para o mesmo grupo etário.

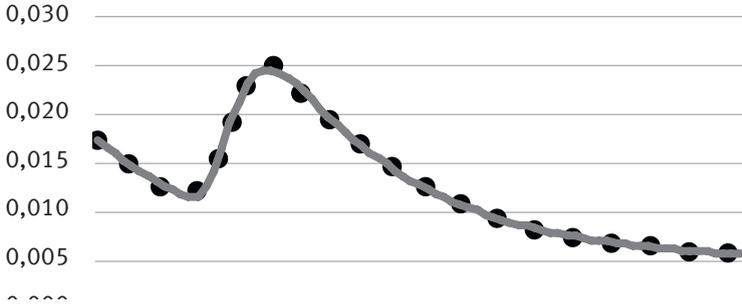
Ao avaliar o *parental shift regularity* para os parâmetros de Rogers e Castro, nota-se que apenas as mulheres teriam função classificada como irregular (abaixo de 0,80). Isso leva a suspeitar dos dados da população mais jovem, uma vez que parece pouco plausível que a correlação da migração entre adultos e crianças seja maior para homens do que para mulheres.

Por fim, observa-se que em todas as funções é identificada uma grande dependência infantil (ou baixa dominância do mercado de trabalho), uma vez que o indicador δ_{12} possui valor superior a 0,40 (ou δ_{21} menor que 2,50, como apresentado na Tabela 1). Uma vez mais, as estimativas das funções feminina e masculina apresentam diferenças perceptíveis para o quinquênio 2005-2010, ao passo que para ambos os sexos, por raça/cor, o indicador apresenta valores similares. O Gráfico 1 mostra a aderência do modelo Rogers-Castro em relação às taxas de emigração para a população negra. Mesmo com pequenos desvios, é possível aceitar visualmente os parâmetros como bons estimadores da função.

Ainda com o objetivo de ilustrar a estimação do modelo Rogers-Castro, o Gráfico 2 traz as funções observadas e estimadas dos fluxos migratórios de homens entre o Nordeste e São Paulo, no período 2005-2010. A análise visual permitiu concluir que o fluxo Nordeste-São Paulo é aderente ao modelo Rogers-Castro simplificado (sete parâmetros), ao passo

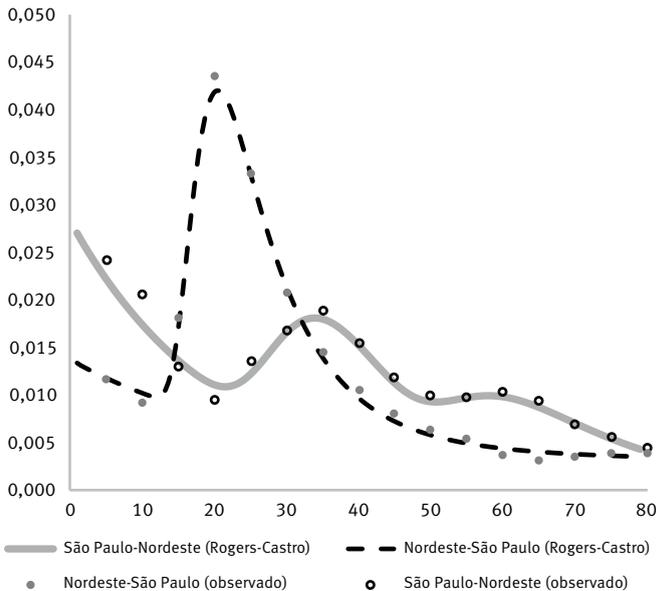
que o padrão do fluxo São Paulo-Nordeste é convergente com o modelo Rogers-Castro de 11 parâmetros, por apresentar a componente do pico de mobilidade em torno da idade de aposentadoria.

GRÁFICO 1
Taxas de migração interestadual da população autodeclarada negra
Brasil – 2005-2010



Fonte: Taxas e modelo Rogers-Castro estimados a partir de IBGE. Censo Demográfico 2010.
Nota: Taxas por idade simples calculadas por meio de *spline* cúbica. As taxas foram padronizadas para que a *GMR* correspondesse a uma unidade.

GRÁFICO 2
Padrão etário da migração masculina entre Nordeste e São Paulo observado e estimado pelo modelo
Rogers Castro – 2005-2010



Fonte: Taxas e modelo Rogers-Castro estimados a partir de IBGE. Censo Demográfico 2010.
Nota: Taxas por idade simples calculadas por meio de *spline* cúbica. As taxas foram padronizadas para que a *GMR* correspondesse a uma unidade.

Ao padronizar as funções pelo *GMR*, nota-se que os padrões etários são bastante distintos, com uma predominância nítida da mobilidade da força de trabalho no fluxo Nordeste-São Paulo quando comparada com o fluxo São Paulo-Nordeste. Além disso, a idade média de mobilidade da força de trabalho é superior para a fluxo São Paulo-Nordeste ($\mu_2=35,10$ contra $\mu_2=17,63$ do fluxo Nordeste-São Paulo).

A correlação da migração entre crianças e adultos é maior no fluxo São Paulo-Nordeste ($\beta_{12}=0,406$) e menor no fluxo Nordeste-São Paulo ($\beta_{12}=0,324$). Somado a esse comportamento, o padrão do fluxo Nordeste-São Paulo é fortemente marcado pela predominância da força de trabalho ($\delta_{21}=6,578$), ao passo que o fluxo São Paulo-Nordeste possui dependência infantil na sua função ($\delta_{21}=1,231$). Por fim, a simetria da componente da força de trabalho é maior na função do fluxo São Paulo-Nordeste ($\sigma_2=1,017$, contra $\sigma_2=2,827$ do fluxo Nordeste-São Paulo).

TABELA 2
Parâmetros da função Rogers-Castro dos fluxos migratórios de homens entre o Nordeste e São Paulo – 2005-2010

Coefficientes	Nordeste-São Paulo	São Paulo-Nordeste
a_1	0,011	0,028
α_1	0,040	0,049
a_2	0,069	0,034
α_2	0,123	0,120
λ_2	0,348	0,122
μ_2	17,63	35,10
a_3	-	0,015
α_3	-	0,063
λ_3	-	0,143
μ_3	-	56,43
c	0,003	0,000
β_{12}	0,324	0,406
σ_2	2,827	1,017
δ_{21}	6,578	1,231
x_h	21,00	34,00
x_l	12,00	21,00
X	9,00	13,00
B	0,032	0,007
A	31,69	26,73
<i>GMR</i>	0,750	0,536

Fonte: IBGE. Censo Demográfico 2010.

Em resumo, os indicadores permitem inferir as características gerais dos movimentos migratórios do quinquênio. Por exemplo, a migração do Nordeste para São Paulo, entre 2005 e 2010, possui forte componente da força de trabalho e um menor papel da migração familiar, com uma rápida transição entre adolescentes e jovens-adultos. A migração de São Paulo para o Nordeste tem um padrão mais envelhecido, com idade média da componente da força de trabalho mais avançada e com leve transição entre jovens adultos e adultos – em

que ocorre o pico de mobilidade. A correlação entre a migração de adultos e jovens, bem como a elevada dependência infantil do padrão, permite inferir que a migração familiar tem grande participação no fluxo inter-regional.

A idade média mais avançada da força de trabalho e a presença do pico em torno da idade de aposentadoria do fluxo São Paulo-Nordeste demonstram a mobilidade de indivíduos em estágios mais avançados no curso de vida, provavelmente com maior capital humano acumulado, se comparado com os jovens adultos no contrafluxo (Nordeste para São Paulo). Também pode-se especular que, entre aqueles que compõem o pico em torno da idade de aposentadoria, encontram-se retornados que compuseram, no passado, o fluxo do Nordeste para São Paulo.

Essas inferências a partir dos parâmetros abrem um leque de possibilidades de investigação sobre a relação entre migração e outras dimensões, como inserção ocupacional, ciclo de vida e transições do curso de vida.

Os Gráficos 1 e 2 demonstram, visualmente, que o modelo Rogers-Castro possui grande aderência aos dados. Entretanto, vale ressaltar que estas estimativas são feitas para o país e grandes regiões, merecendo cautela quando o modelo é aplicado para populações de pequenos domínios.

Críticas ao modelo Rogers-Castro

O modelo Rogers-Castro possui algumas limitações que dificultam sua aplicação. Bernard, Bell e Charles-Edwards (2014a) enumeram cinco limitações do modelo, sendo elas *variabilidade*, *sensibilidade*, *instabilidade*, *comparabilidade* e *interpretação*.

A crítica quanto à *variabilidade* do modelo reside no fato de existir a possibilidade de se estimarem, no mínimo, quatro modelos para o mesmo padrão, ou seja, modelos com 7, 9, 11 ou 13 parâmetros. Além de dificultar a comparação, a estimação de parâmetros adicionais ao modelo simplificado (sete parâmetros) altera o valor dos mesmos, dado o processo iterativo. Em outras palavras, o modelo é extremamente dependente de uma boa avaliação visual, algo pouco objetivo quando se busca formalizar e automatizar em ambiente computacional.

Há, também, uma grande *sensibilidade* dos coeficientes aos parâmetros iniciais (BERNARD; BELL; CHARLES-EDWARDS, 2014a). Por serem os parâmetros correlacionados, a dificuldade de convergência pode ocorrer dependendo da diferença entre os parâmetros lançados inicialmente e aqueles que minimizariam os resíduos do modelo (BERNARD; BELL; CHARLES-EDWARDS, 2014a). Esse problema também é confirmado por Amaral (2002), sobre a tentativa de convergência de parâmetros inicialmente desconhecidos para microrregiões de Goiás. Em outros termos, os valores finais dependem dos valores iniciais dados ao modelo no processo iterativo, sendo que a convergência depende também do algoritmo utilizado.

Em geral, recomenda-se utilizar parâmetros os mais próximos possíveis dos parâmetros da função, o que é difícil em situações em que se possui pouca informação acerca do que se quer estimar. Há também a sugestão de utilizar parâmetros de estudos pretéritos ou de áreas maiores ou adjacentes (LITTLE; DORRINGTON, 2013; BELL *et al.*, 2015). Uma solução interessante é estimar o modelo Rogers-Castro por meio de uma função linear (ROGERS; CASTRO; LEA, 2005; CASTRO; ROGERS, 1981) e utilizar seus parâmetros como melhor aproximação do modelo a ser estimado (ROGERS; LITTLE; RAYMER, 2010).

A estas limitações, soma-se o fato de a otimização da função de migração poder gerar um conjunto de parâmetros diferentes. Além disso, alguns deles podem apresentar graus de ajuste similares. Essa *instabilidade* dos parâmetros ocorre em função de o algoritmo falhar em convergir, os parâmetros estarem muito correlacionados e/ou os erros padrão serem muito elevados.

Esses elementos colocam em questão uma das vantagens do modelo Rogers-Castro: o uso de séries temporais para a projeção do padrão de migração (BERNARD; BELL; CHARLES-EDWARDS, 2014a; WILSON, 2010). Em parte, a aproximação sugerida por Rogers, Little e Raymer (2010) poderia minimizar esse problema, bem como o cálculo adicional de funções com mais parâmetros, ou seja, estimar primeiro o modelo simplificado e usar seus resultados como entrada para os modelos mais complexos (LITTLE; DORRINGTON, 2013).

A *comparabilidade* do modelo seria limitada aos problemas anteriormente citados, com os autores apontando que a literatura usa pouco o procedimento analítico proposto por Rogers e Castro (BERNARD; BELL; CHARLES-EDWARDS, 2014a). A *interpretação* dos coeficientes seguiria o mesmo caminho, uma vez que combinações diferentes dos parâmetros podem oferecer o mesmo poder de explicação da mesma função. Assim, como sugestão, seria possível usar valores máximos de inclinação das curvas, em substituição dos parâmetros do modelo para estudar o padrão etário da migração (BERNARD; BELL; CHARLES-EDWARDS, 2014a, 2014b). Em que pese a possibilidade de usos em termos analíticos, essa substituição perde a possibilidade de entender a migração numa série de estimativas de período e, assim, projetá-la.

Demonstração do processo de estimação: emigração inter-regional no Brasil em 2010

Essa seção tem como objetivo apresentar uma aplicação do método Rogers-Castro para o Brasil, incluindo as potencialidades de interpretação. Foram estimadas as funções modelo para São Paulo (estado considerado em separado devido às particularidades do padrão migratório), Leste (Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo), Nordeste, Norte, Sul e Centro-Oeste.⁹ Os resultados estão apresentados nas Tabelas 3 e 4, bem como nos Gráficos 3 e 4. Todas as funções modelo de migração masculina foram estimadas como sete parâmetros. Já para o padrão etário feminino, foram estimadas funções de sete parâmetros

⁹ Em suma, foram utilizadas as macrorregiões brasileiras, exceto a região Sudeste, que foi subdividida em São Paulo e Leste.

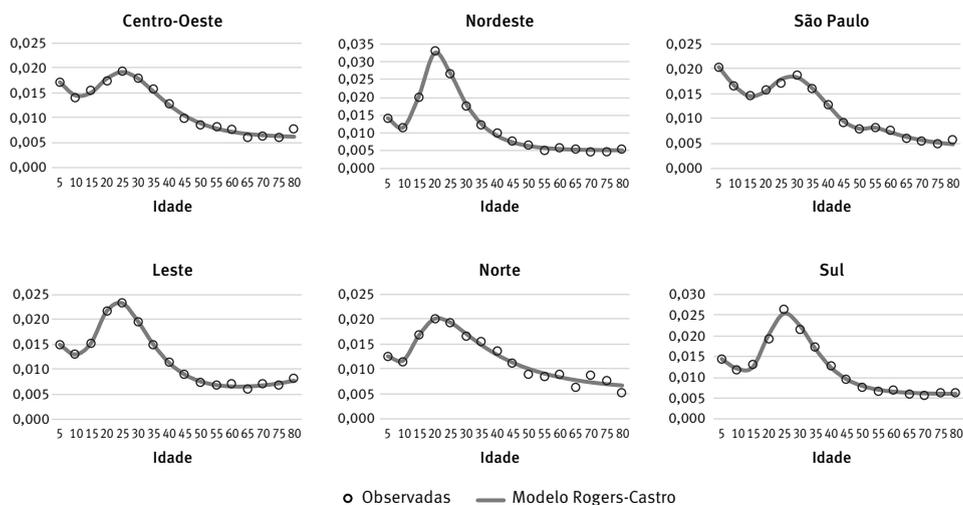
para o Centro-Oeste, Nordeste, Norte e Sul, de nove parâmetros para a região Leste, e de 11 parâmetros para São Paulo. As escolhas do tipo de “família”, segundo o número de parâmetros, foram feitas a partir de análise visual das taxas.

A análise visual dos Gráficos 3 e 4 permite concluir que o modelo Rogers-Castro se adequa bem ao caso brasileiro, estimando o padrão etário de forma razoável. Os modelos estimados para as mulheres da região Norte e homens em São Paulo apresentam menor aderência em idades mais avançadas, mas bons ajustes nas idades mais jovens e adultas.

Outro ponto que chama a atenção é a diversidade de padrões presentes no território nacional na escala das grandes regiões selecionadas. Para auxiliar nessa interpretação, foram utilizadas algumas medidas derivadas, extraídas da estimação do modelo Rogers-Castro (Tabelas 3 e 4).

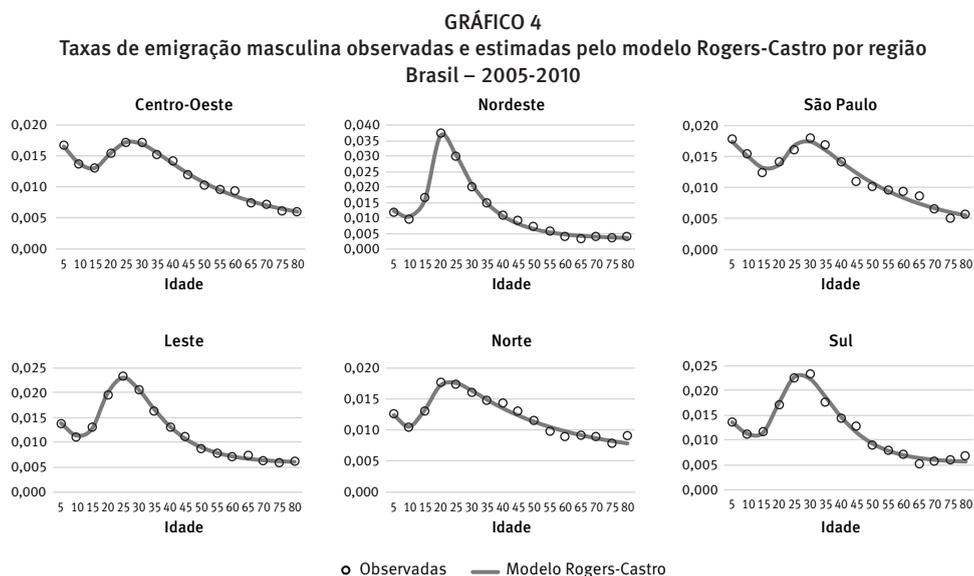
O primeiro aspecto que chama a atenção é que o nível líquido da migração, medido por meio da *GMR*, é superior para homens em relação às mulheres. Isso não significa que a mobilidade de homens é mais intensa em linhas gerais, mas sim que a migração masculina é mais intensa entre as regiões, talvez uma *proxy* para migração de longa distância, observando as seis regiões consideradas. Além disso, Centro-Oeste e Nordeste apresentam as maiores intensidades de migração líquida (*GMR*), ao passo que as menores intensidades estão nas regiões Sul e Leste.

GRÁFICO 3
Taxas de emigração feminina observadas e estimadas pelo modelo Rogers-Castro por região
Brasil – 2005-2010



Fonte: IBGE. Censo Demográfico de 2010.

Nota: As taxas específicas foram normalizadas pela GMR.



Fonte: IBGE. Censo Demográfico de 2010.

Nota: As taxas específicas foram normalizadas pela GMR.

Sobre a simetria da componente da força de trabalho, há uma clara diferença entre homens e mulheres (σ_2). Homens tendem a apresentar maior assimetria da componente da força de trabalho em relação às mulheres. Isso ocorre porque as migrantes tendem a concentrar a propensão a migrar em torno da idade modal, ao passo que os homens têm uma redução mais lenta da propensão a migrar com a idade, demonstrando uma maior mobilidade em função da idade quando comparados com as mulheres migrantes (Tabelas 3 e 4).

TABELA 3
Parâmetros do modelo Rogers-Castro para a migração feminina por região
Brasil – 2005-2010

Indicador	Centro-Oeste	Leste	Nordeste	Norte	São Paulo	Sul
GMR	1,859	0,976	1,539	1,302	1,330	0,726
σ_2	1,088	1,169	1,883	4,269	1,068	1,060
δ_{12}	0,552	0,387	0,228	0,472	0,840	0,252
μ_2	25,8	23,3	18,0	15,2	30,1	25,4
x_h	25,0	24,0	20,0	21,0	28,0	25,0

Fonte: IBGE. Censo Demográfico de 2010.

As funções de migração também podem ser classificadas, como visto anteriormente, segundo a maior ou menor dependência infantil (δ_{12}), uma aproximação para a identificação de migração familiar ou individual. Utilizando o valor de referência de 0,40 para o indicador, nota-se que as regiões Centro-Oeste, Norte e São Paulo possuem características de um padrão etário típico de migração familiar, o que também pode ser observado nos Gráficos 3 e 4. Por outro lado, as regiões Leste, Nordeste e Sul apresentam baixos valores do indicador, abaixo de 0,40, indicando um padrão etário típico de migração individual, para ambos os sexos.

TABELA 4
Parâmetros do modelo Rogers-Castro para a migração masculina por região
Brasil – 2005-2010

Indicador	Centro-Oeste	Leste	Nordeste	Norte	São Paulo	Sul
GMR	1,961	1,049	1,710	1,306	1,481	0,777
σ_2	4,860	1,937	3,823	8,479	5,891	1,403
δ_{12}	1,017	0,326	0,216	0,669	1,273	0,276
μ_2	20,5	21,5	17,2	16,0	23,0	25,2
x_h	27,0	25,0	21,0	23,0	29,0	27,0

Fonte: IBGE. Censo Demográfico de 2010.

Nota-se que mulheres tendem a ter uma idade média superior à dos homens, em grande parte como efeito de a assimetria das funções masculinas ser maior (μ_2). Por outro lado, ao comparar as idades modais (x_h), observa-se que homens tendem a apresentar idades superiores às das mulheres, mesmo que a diferença seja pequena. Mulder e Wagner (1993) apontam que essa diferença tende a ser maior em curtas distâncias, essencialmente porque seria nessa escala que mudanças de residência relacionadas ao evento de união ocorreria de forma predominante.

Outro ponto importante é a diferença existente entre regiões. Enquanto o Nordeste apresenta a menor idade modal, para ambos os sexos, São Paulo registra o maior valor para o mesmo indicador. Essas características permitem elaborar algumas hipóteses sobre a migração regional, somente em observação ao padrão etário. Por exemplo, temos uma emigração regional do tipo familiar em São Paulo, com adultos mais velhos, em torno dos 30 anos. Em contrapartida, temos jovens adultos emigrantes no Nordeste, com características de migração individual. A região Norte, todavia, apresenta uma idade modal mais jovem, porém há indícios de migração familiar. A região Centro-Oeste aproxima-se do padrão de São Paulo, pelo menos quanto ao padrão etário. As regiões Leste e Sul apresentam características de migração individual, com idade modal próxima aos 25 anos.

Em resumo, observa-se que é possível utilizar o modelo Rogers-Castro como ferramenta analítica e descrever os fluxos migratórios internos no Brasil. A aplicação para outras realidades do território é desafio para pesquisas futuras, inclusive compreender como o padrão etário tem evoluído ao longo do tempo.

Comentários

O modelo Rogers-Castro foi um avanço metodológico ocorrido na década de 1970, quando estudos de populações multirregionais ganharam foco. Apesar das limitações em termos de variabilidade de resultados, sensibilidade aos parâmetros iniciais, instabilidade das estimativas e dificuldades de comparabilidade e de interpretação, suas vantagens analíticas e de projeção ainda não foram superadas, permanecendo como um bom preditor do padrão da função de migração em situações de dados escassos ou pouco confiáveis. A principal limitação para sua aplicação, há décadas, era a capacidade computacional para

aplicar métodos de convergência dos parâmetros do modelo, algo que hoje os computadores pessoais atendem de forma satisfatória.

Em termos substantivos, uma contribuição relevante do modelo Rogers-Castro é a diferenciação entre *nível* e *padrão*. Sendo o padrão uma característica potencialmente mais estável do que o nível, o uso de modelos gravitacionais pode auxiliar no entendimento da volatilidade da migração, ao passo que o padrão pode ser explicado por características intrínsecas da população, como a evolução do curso de vida (BERNARD; BELL; CHARLES-EDWARDS, 2014b). Isso abre possibilidades de várias aplicações para estudos regionais brasileiros, a exemplo do que já foi elaborado em outros países, como a compreensão não só do nível, mas também dos diferentes padrões entre origem e destino entre as regiões que compõem o território (RAYMER; ROGERS, 2008).

Existe, contudo, a dificuldade de estimar o modelo Rogers-Castro para pequenas populações, tanto pela instabilidade dos parâmetros do modelo e dificuldade de convergência quanto pela variação dos pequenos números. O uso de distribuições *a priori*, com a aplicação de estatística bayesiana, pode contribuir para a construção de estimativas para pequenos domínios, ou, ainda, para situações em que o evento possui grande variabilidade por sua maior raridade na população (CONGDON, 2008). Nesse sentido, a escolha da distribuição *a priori*, seja de forma teórica ou empírica, torna-se o maior desafio para a consistência das estimativas.

Uma alternativa para a estimação da função modelo de migração para pequenos domínios é a relação entre o padrão etário da migração e as transições do curso de vida (BERNARD; BELL; CHARLES-EDWARDS, 2014b). A relação entre o *timing* das transições do curso de vida e as idades média e modal de migrar favorece a identificação de funções modelo de outras populações, que podem ser adotadas para as áreas menores com características similares. Isso porque as transições do curso de vida, apesar da sua relação com a migração, não são eventos raros na população, podendo ser mais bem estimados em pequenos domínios. Assim, pode-se adotar os parâmetros da *forma* da função de migração de outra população com características similares de transição do curso de vida, ajustando os parâmetros de *nível* por meio de alguma projeção log-linear ou mesmo adotando a *GMR* observada.

Por fim, o modelo Rogers-Castro apresenta bom desempenho na descrição da migração interna, em escalas nacional e regional, evidenciada pelos dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010. Os resultados contribuíram para identificar, mesmo que de forma breve, diferenciais regionais e por sexo, utilizando os parâmetros da função modelo de migração. Outros estudos em unidades territoriais menores, ou ao longo do tempo, com fontes alternativas, são proposições para uma agenda de pesquisa que se pretende realizar em trabalhos futuros.

Referências

- AMARAL, E. F. L. **Funções de migração por idade e caracterização de migrantes das microrregiões de Goiás e Distrito Federal**. Dissertação (Mestrado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte, 2002.
- AMARAL, E. F. L. Improvements of techniques to estimate migration rates: an application with brazilian census data. **Population Review**, v. 47, n. 2, p. 1-24, 2008.
- AMARAL, E. F. L.; RIOS-NETO, E. L.; POTTER, J. E. The influence of internal migration on male earnings in Brazil, 1970-2000. **Migration and Development**, v. 5, n. 1, p. 55-78, 2016.
- BELL, M. *et al.* Internal migration and development: comparing migration intensities around the globe. **Population and Development Review**, v. 41, n. 1, p. 33-58, 2015.
- BELTRÃO, K. I.; HENRIQUES, M. H. F. Modelagem da migração líquida rural-urbana no Brasil: décadas de 1960/1970 e 1970/1980. **Previdência em Dados**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 3, p. 23-36, 1987.
- BERNARD, A.; BELL, M.; CHARLES-EDWARDS, E. Improved measures for the cross-national comparison of ages profiles of internal migration. **Population Studies**, v. 68, n. 2, p. 179-195, 2014a.
- BERNARD, A.; BELL, M.; CHARLES-EDWARDS, E. Life-course transitions and the age profile of internal migration. **Population and Development Review**, v. 40, n. 2, p. 213-239, 2014b.
- CASTRO, L.; ROGERS, A. **Migration age pattern: measurement and analysis**. Laxenburg, Austria: International Institute for Applied System Analysis, 1979 (IIASA Working Paper, 79-16).
- CASTRO, L.; ROGERS, A. **Model migration schedules: a simplified formulation and an alternative parameter estimation method**. Laxenburg, Austria: International Institute for Applied Systems Analysis, 1981. (IIASA Working Paper, 81-63).
- CASTRO, L.; ROGERS, A. **What the age composition of migrants can tell us**. Laxenburg, Austria: International Institute for Applied Systems Analysis, 1984 (Research Report, 85-3).
- COALE, A. J.; MCNEIL, D. R. The distribution by age of the frequency of first marriage in a female cohort. **Journal of the American Statistical Association**, v. 67, n. 340, p. 743-749, December 1972.
- CONGDON, P. Models for migration age schedules: a Bayesian perspective with an application to flows between Scotland and England. *In*: RAYMER, J.; WILLEKENS, F. **International migration in Europe: data, models and estimates**. Chichester-UK: John Willey & Sons, Ltd, 2008. p. 193-204.
- ELZHOV, T.; MULLER, K.; BOLKER, B. R interface to the Levenberg-Marquardt nonlinear least-squares algorithm found in MINPACK. **Plus Support for Bounds**, 2010.
- JANUZZI, P. de M. Perfis etários da migração por motivo e acompanhantes da mudança: evidências empíricas para São Paulo entre 1980 e 1993. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Brasília, v. 15, n. 2, p. 19-43, 1998.
- LITTLE, J.; DORRINGTON, R. The multi-exponential model migration schedule. *In*: MOULTRIE, T. *et al.* **Tools for demographic estimation**. Paris: International Union for the Scientific Study of Population, 2013. p. 390-402.
- LITTLE, J.; ROGERS, A. What can the age composition of a population tell us about the age composition of its out-migrants? **Population, Space and Place**, v. 13, p. 23-39, 2007.
- MACHADO, C. C. **Projeções multirregionais da população: o caso brasileiro (1980-2020)**. Tese (Doutorado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte, 1993.

MCNEIL, D. R.; TRUSSEL, J.; TURNER, J. C. Spline interpolation of demographic data. **Demography**, v. 14, n. 2, p. 245-252, May 1977.

MULDER, C. H.; WAGNER, M. Migration and marriage in the life course: a method for studying synchronized events. **European Journal of Population**, v. 9, p. 55-76, 1993.

PRESTON, S. H.; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. **Demography: measuring and modeling population processes**. Oxford: Blackwell Publishing, 2001.

R CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing**. Vienna, Austria, 2017. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>.

RAYMER, J.; ROGERS, A. Applying model migration schedules to represent age-specific migration flows. *In*: RAYMER, J.; WILLEKENS, F. **International migration in Europe: data, models and estimates**. Chichester, England: John Wiley & Sons Ltd, 2008. p. 175-191.

ROGERS, A. Demometrics of migration and settlement. *In*: ROGERS, A.; WILLEKENS, F. **Migration and settlement: measurement and analysis**. Laxemburg, Austria: International Institute for Applied System Analysis, 1978. p. 83-109.

ROGERS, A.; CASTRO, L. **Model migration schedules**. Laxemburg, Austria: International Institute for Applied Systems Analysis, 1981. (Research Report, 81-30)

ROGERS, A.; CASTRO, L.; LEA, M. Model migration schedules: three alternative linear parameters estimation methods. **Mathematical Population Studies**, v. 12, p. 17-38, 2005.

ROGERS, A.; LITTLE, J.; RAYMER, J. **The indirect estimation of migration: methods for dealing with irregular, inadequate and missing data**. Dordrecht: Springer, 2010.

ROGERS, A.; RAQUILLET, R.; CASTRO, L. **Model migration schedules and their applications**. Laxemburg, Austria: International Institute for Applied Systems Analysis, 1977. (Research Memoranda, 77-57).

ROGERS, A.; RAYMER, J. Fitting observed demographic rates with the multiexponential model schedule: an assessment of two estimation programs. **Review of Urban & Regional Development Studies**, v. 11, n. 1, p. 1-10, 1999.

ROGERS, A.; WATKINS, J. General versus elderly interstate migration and population redistribution in the United States. **Research on Aging**, v. 9, n. 4, p. 483-529, 1987.

ROGERS, A.; WILLEKENS, F.; LEDENT, J. Migration and settlement: a multiregional comparative study. *In*: ROGERS, A. **Multiregional demography: four essays**. Laxenburg, Austria: International Institute for Applied Systems Analysis, 1984. p. 88.

WILLEKENS, F. Understanding the interdependence between parallel careers. *In*: SIEGERS, J. J.; DE JONG-GIERVELD, J.; VAN IMHOFF, E. **Female labour market behaviour and fertility: a rational choice approach**. Berlin: Springer, 1991. p. 2-31.

WILSON, T. Model migration schedules incorporating student migration peaks. **Demographic Research**, Rostock, v. 23, n. 8, p. 191-222, July 2010.

Sobre os autores

Reinaldo Onofre Santos é doutor em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Assessor-chefe de Análise de Dados da Secretaria Municipal de Planejamento, Orçamento e Gestão da Prefeitura de Belo Horizonte.

Alisson Flávio Barbieri é PhD em City and Regional Planning pela University of North Carolina at Chapel Hill. Professor associado do Departamento de Demografia, Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

Endereço para correspondência

Reinaldo Onofre Santos
Cedeplar/Face/UFMG
Avenida Antonio Carlos, 6627, Pampulha
31270-901 – Belo Horizonte-MG, Brasil

Alisson Flávio Barbieri
Cedeplar/Face/UFMG
Avenida Antonio Carlos, 6627, Pampulha
31270-901 – Belo Horizonte-MG, Brasil

Abstract

Model migration schedules: boundaries and applications

Migration is a highly selective demographic event by age as well as across age groups. The need to estimate migration patterns as input for demographic projections motivated Andrei Rogers and his collaborators to develop what became known as the Rogers-Castro model, or migration model functions. This paper aims to critically discuss the model as well as its limits and potential application in demographic studies. Despite describing migratory patterns by age reasonably well, the difficulty of estimation and the instability of the parameters become obstacles to the application of the model. Despite its limitations, its analytical and projection advantages have not yet been surpassed, thus remaining a good predictor of the migration function pattern in situations of scarce or unreliable data. Finally, the Rogers-Castro model performs well for describing domestic migration on a national scale from the 2010 Brazilian Demographic Census. Other studies, on smaller territorial units or over time, with alternative sources, are discussed as potential applications of the model in demographic studies.

Keywords: Rogers-Castro model. Age profile of migration. Brazil.

Resumen

Funciones modelo de migración: límites y aplicaciones

La migración es un evento demográfico altamente selectivo por edad y interdependiente entre grupos de edad. La necesidad de estimar los patrones de migración como entrada para las proyecciones demográficas motivó a Andrei Rogers y sus colaboradores a desarrollar lo que se conoció como el modelo de Rogers-Castro, o funciones del modelo de migración. Este artículo hace una discusión del modelo, sus límites y potencialidad de aplicación e estudios demográficos. A pesar de describir razonablemente bien el patrón migratorio por edad, la dificultad de estimación y la inestabilidad de los parámetros se convierten en obstáculos para la aplicación del modelo. A pesar de sus limitaciones, sus ventajas analíticas y de proyección aún no se han superado, siendo un buen predictor del patrón de la función de migración en

situaciones de datos escasos o poco confiables. Finalmente, el modelo de Rogers-Castro funciona bien al describir la migración doméstica a escala nacional del Censo Demográfico Brasileño de 2010. Otros estudios en unidades territoriales más pequeñas o con el tiempo, con fuentes alternativas, son propuestas como aplicaciones potenciales del modelo.

Palabras clave: Modelo de Rogers-Castro. Función de migración estándar de edad. Brasil.

Recebido para publicação em 01/09/2019

Aceito para publicação em 28/10/2019