

Análise dos determinantes da participação no mercado de trabalho dos idosos em São Paulo

Elisenda Rentería Pérez*
Simone Wajnman**
Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira**

O objetivo do trabalho é analisar os determinantes da condição de atividade e das horas trabalhadas dos indivíduos de 60 anos e mais que moravam em São Paulo no ano 2000. Entre os determinantes, a condição de saúde é tratada com especial atenção. Os dados provêm da Sabe, uma pesquisa sobre Saúde, Bem-Estar e Envelhecimento, da Opas. Para controlar o viés de endogeneidade que provém da relação entre o estado de saúde e a participação no mercado de trabalho, foi utilizado o método das Variáveis Instrumentais. Foram utilizadas diferentes medidas de saúde para captar diversos efeitos sobre a oferta de trabalho. Os resultados mostram que, para os homens, são as variáveis econômicas as que apresentam um forte poder de explicação dos modelos de trabalho; já no caso das mulheres, são as variáveis relacionadas à composição familiar. Apresentar uma condição de saúde pior significa menor probabilidade de trabalhar. Para os homens, os resultados da instrumentalização das variáveis de saúde sugerem que o efeito da atividade dos idosos sobre sua saúde é negativo. Isto pode indicar que o trabalho afeta negativamente a saúde, ou pode ser resultado de que os idosos ativos são os mais escolarizados e de maior renda, tendo melhor acesso a serviços de saúde, levando a que os ativos tenham uma melhor percepção dos problemas de saúde.

Palavras chave: Oferta de trabalho. Idosos. Saúde.

Introdução

O envelhecimento populacional no Brasil eleva a proporção de pessoas de 60 anos e mais, que de 8%, em 1996, atingirá os 15% em 2020. Tal perspectiva significa a duplicação da proporção de idosos, em menos de 35 anos (CAMARANO, 2002). Este envelhecimento repercutirá na força de trabalho, aumentando, também, a proporção de trabalhadores idosos, já que

no Brasil, como em outros países em desenvolvimento, a idade de saída da força de trabalho ainda é elevada. A taxa de atividade entre as pessoas de mais de 60 anos, em 1997, correspondia a 41%, para os homens, e a 13%, para as mulheres (25% para o total da população idosa). A tendência destas taxas está em lento declínio, mas sua participação no total da população ativa é compensada pelo aumento relativo do segmento de idosos

* Doutoranda em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

** Professoras do departamento de Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

no total da população e espera-se que a proporção de maiores de 60 anos na força de trabalho passe de 9%, em 1998, para 13%, em 2020 (WAJNMAN et al., 1999).

Assim, estudar os determinantes da oferta de trabalho dos idosos torna-se essencial no atual contexto de aumento da participação relativa destes trabalhadores no total da população. Entre estes determinantes, o estado de saúde é uma peça essencial, já que, para os idosos, uma má condição de saúde pode levar à retirada total da força de trabalho com muita maior probabilidade que o resto da população. O estudo da relação entre saúde e trabalho é ainda mais importante nos países em desenvolvimento, porque, neles, os idosos encontram-se em piores condições de saúde e têm menores alternativas de sustento.

Ante estas considerações, este trabalho pretende investigar quais são os determinantes da participação no mercado de trabalho e da quantidade de horas trabalhadas dos homens e mulheres de mais de 60 anos, prestando especial atenção à relação entre estado de saúde e oferta de trabalho. Entretanto, analisar a relação entre condição de saúde e participação no mercado de trabalho implica incorrer num viés de endogeneidade, que impede realizar uma estimação direta adequada. Para controlar este problema, foi utilizado o método das Variáveis Instrumentais, segundo o qual estimam-se as medidas de saúde por meio de uma série de variáveis chamadas instrumentos, que afetam a saúde, mas não a condição de atividade, o que evita o viés no modelo de trabalho. Foram utilizadas diferentes medidas de saúde para captar diversos efeitos da condição de saúde do idoso sobre a oferta de trabalho.

A fonte de dados utilizada é uma pesquisa sobre saúde, bem-estar e envelhecimento na América Latina e no Caribe (Sabe), realizada em 2000 em diversas cidades latino-americanas, sob a coordenação da Organização Pan Americana de Saúde. No Brasil, escolheu-se a cidade de São Paulo e a pesquisa foi realizada com financiamento da Fundação do Amparo à Pesquisa de São Paulo (Fapesp).

Uma aproximação aos determinantes da oferta de trabalho dos idosos

Como bem argumentam Mete e Schultz (2002), nos países desenvolvidos, os fatores mais importantes para estudar a oferta de trabalho dos idosos estão relacionados à sua demanda por lazer e renda. Por isso, questões como os seguros de aposentadoria ou de incapacidade são levadas em conta e exercem um grande efeito sobre a decisão de retirada da força de trabalho. Porém, nos países em desenvolvimento, onde as rendas são baixas e as aposentadorias são escassas, a decisão de se retirar da força de trabalho relaciona-se a “um contexto de oferta de trabalho mais comum, que inclui renda de não-trabalho, riqueza, oferta de salários, suporte familiar e estado de saúde da população idosa” (METE e SCHULTZ, 2002).

Entre os determinantes investigados na literatura sobre a atividade dos idosos, verifica-se que o aumento da idade é um impedimento para permanecer na força de trabalho. Contrariamente, a escolaridade correlaciona-se positivamente com a permanência na força de trabalho e com estratégias mais erráticas no final da vida ativa. O estado conjugal possui efeitos totalmente diferentes entre homens e mulheres. Os homens casados são os mais propensos a trabalharem enquanto jovens, em jornada completa, e aposentam-se, no final da vida ativa, deixando também um trabalho de jornada integral. Já para as mulheres, o fato de ser solteira significa maior probabilidade de permanecer na força de trabalho durante mais tempo, em comparação às casadas. Os rendimentos de não-trabalho relacionam-se negativamente à permanência nos trabalhos de jornada completa, mas positivamente em relação àqueles de jornada parcial e trajetórias erráticas (BLAU, 1994; BENÍTEZ-SILVA, 2000; PERACHI e WELTZ, 1994; HAIDER e LOUGHRAN, 2000).

Os arranjos familiares são levados em consideração unicamente nos países em desenvolvimento. Na maioria deles, o fato de estar co-residindo com os filhos, ou de ter maior número de filhos, correlaciona-se

com uma menor participação no mercado de trabalho (CAMERON e COBB-CLARK, 2001; PARKER, 1999).

No caso do Brasil, Saad (1999), em estudo sobre as transferências intergeracionais dentro das famílias, observa que estas não se dão apenas a partir dos filhos para os pais, como seria o caso de muitos países. Dadas as sucessivas crises econômicas que vem sofrendo o país, provocando um aumento da pobreza, os filhos adultos estão se tornando dependentes dos seus pais. Portanto, é possível intuir que a co-residência de idosos com filhos pode ser mais provável se os primeiros estão ainda trabalhando e recebendo um salário e/ou aposentadoria.

A saúde como determinante da oferta de trabalho nos idosos

A endogeneidade existente entre saúde e trabalho deve-se ao fato de que a primeira incide na capacidade de ofertar trabalho e, ao mesmo tempo, a atividade no mercado de trabalho também tem um efeito sobre o estado de saúde. O tipo de emprego pode afetar a saúde através do *stress*, das atividades de risco ou da probabilidade de o posto de trabalho provocar males físicos (RHUM, 1996). Além disso, o estado de saúde depende dos rendimentos da pessoa, pois depende dos investimentos realizados pelo indivíduo em benefício da própria saúde e, portanto, depende, também, dos rendimentos do trabalho.

Os efeitos da endogeneidade existente entre o trabalho e a saúde indicam que as medidas de saúde tendem a estar correlacionadas com o termo de erro dos modelos de trabalho. Isso leva a que a simples estimação do modelo com a variável de saúde tomada como exógena gere estimativas viesadas para os coeficientes. Portanto, a saúde deveria ser tratada como uma variável endógena e deveriam ser tomadas

as medidas adequadas para controlar essa endogeneidade.

Outro grande problema para lidar com a variável de saúde é a escolha de qual medida usar ou como medir o estado de saúde em relação ao trabalho. A medida ideal deveria referir-se à “capacidade de trabalhar”. Alguns estudos sugerem que medidas subjetivas, como a saúde auto-percebida, são bons indicadores porque estão altamente correlacionados com a saúde indicada medicamente (MOSSEY e SHAPIRO, 1982). Porém, tais medidas subjetivas apresentam um viés importante de relato por parte do indivíduo, e o problema é que esses erros de relato não estão igualmente distribuídos entre a população trabalhadora e a não-trabalhadora. As pessoas que não estão trabalhando, ou reduziram as horas de trabalho, têm uma tendência a atribuir sua situação a uma saúde ruim. Assim, o viés decorre do fato de os indivíduos justificarem sua situação de inatividade através de problemas de saúde, ou porque esta é uma motivação socialmente melhor aceita ou porque os indivíduos são incentivados pelos sistemas sociais a relatarem que estão doentes, podendo, assim, continuar a receber um seguro por incapacidade.¹ O relato errôneo da própria saúde por parte dos não-trabalhadores é chamado, na literatura, de viés de justificação (BOUND et al., 1999).

Além disso, as medidas subjetivas de saúde são influenciadas pelo acesso e uso dos serviços de saúde e pela capacidade de perceber os sintomas, o que, por sua vez, é influenciado pela escolaridade, renda, posto de trabalho e posse de um seguro de saúde pelos indivíduos. Existem trabalhos que demonstram que a utilização dos serviços de saúde aumenta com a renda dos indivíduos, mesmo entre aqueles que se acham com melhor saúde (CURRIE e MADRIAN, 1999; STRAUSS e THOMAS, 1998). A consequência é que pode parecer

¹ Um achado interessante é o de Ettner (1997), que, usando dados da amostra de lares nos Estados Unidos, observa que as medidas de saúde autopercibida nas mulheres não são influenciadas pela condição de atividade, indicando que estas seguramente não se vêem tão pressionadas socialmente, comparativamente aos homens, a justificarem sua ausência do trabalho através de problemas de saúde.

que os indivíduos com renda mais elevada relatem maior número de doenças.

Como lidar com a endogeneidade

Entre as soluções para resolver os problemas de endogeneidade e erros de relato mencionados, existe o método das variáveis instrumentais, através do qual estimam-se as medidas de saúde, utilizando-se variáveis que não afetem a oferta de trabalho, de modo que “limpem” as variáveis de saúde da correlação com o termo de erro do modelo de trabalho. O problema derivado deste método é saber escolher o vetor de instrumentos que permita quebrar essa endogeneidade. Esta é a solução adotada no presente trabalho.

A oferta de trabalho dos idosos no Brasil

No Brasil, existem poucos trabalhos que consideram a variável saúde como determinante da atividade dos idosos. Talvez isto deva-se à carência de bases de dados adequadas para o estudo da relação entre a saúde do idoso e sua participação no mercado de trabalho. Segundo os poucos estudos que existem (GIATTI e BARRETO, 2002 e 2003; CAMPINO et al., 2003), os trabalhadores tendem a ser mais saudáveis e uma condição de saúde ruim correlaciona-se negativamente com a probabilidade de estar ativo. Porém, nenhum deles leva em conta os prováveis problemas de endogeneidade da relação entre trabalho e saúde e, portanto, são resultados controversos.

Acredita-se que, no caso dos idosos no Brasil, também existam os mesmos problemas de endogeneidade entre saúde e trabalho, como se verifica nos estudos para outros países. Nas literaturas norte-americana e européia, os estudos estão mais preocupados com os erros voluntários no relato de saúde dos que já não trabalham, porque os idosos estão desfrutando de aposentadorias precoces ou seguros por incapacidade.

No caso do Brasil, onde os empregos formais tornam-se cada vez mais escassos

e as aposentadorias tendem a ser insuficientes, o relato errôneo e voluntário dos que estão fora do mercado de trabalho, provavelmente, seria menor, já que não implicaria benefícios de renda. Mas, no mesmo sentido, espera-se que aqueles que continuam trabalhando tendam a relatar uma melhor saúde, mesmo que não seja verdadeira, porque, como se vêem capazes de trabalhar, consideram que sua saúde ainda é boa. Até aqui, a endogeneidade existiria na mesma direção apontada na literatura internacional. Porém, pode-se supor um outro tipo de endogeneidade atuando em sentido contrário.

Dado que possa haver correlação positiva entre estar trabalhando e ter acesso a serviços de saúde (devido à maior escolaridade dos idosos trabalhadores, renda do trabalho ou posse de um seguro de saúde), um resultado possível seria que os trabalhadores relatassem uma saúde pior do que relatariam pessoas com a mesma saúde, mas não-trabalhadoras, já que estas últimas teriam menos acesso a serviços e não perceberiam com exatidão seu verdadeiro estado de saúde. Por tudo isso, em países como o Brasil, a endogeneidade converte-se em elemento-chave para estudar a relação da condição de saúde sobre a oferta de trabalho.

Dados e metodologia

A Sabe é uma pesquisa sobre saúde e condições de vida dos idosos residentes em sete cidades de sete países da América Latina e do Caribe: Buenos Aires (Argentina); Bridgetown (Barbados); São Paulo (Brasil);² Santiago (Chile); La Havana (Cuba); México D.F. (México); e Montevidéu (Uruguai). O presente trabalho somente explorou os dados da cidade de São Paulo. A base contém informações sobre características básicas da família, autopercepção de saúde e doenças crônicas, medidas antropométricas, de incapacidade funcional, de depressão e de estado cognitivo, uso e

² Em São Paulo, a pesquisa foi de responsabilidade do departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, com financiamento da Fundação do Amparo a Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp).

acesso a serviços de saúde, transferências familiares e institucionais e força de trabalho e aposentadoria (PALLONI e PELÁEZ, 2003).

A amostra da pesquisa Sabe é de 2.142 pessoas de 60 anos e mais de idade, que viviam no município de São Paulo em 2000. No presente estudo, foram eliminados os indivíduos que não responderam a algumas das perguntas usadas como variáveis nos modelos e aqueles que apresentaram deficiência cognitiva no teste e não tinham o respondente substituto no momento da entrevista, para evitar a falta de confiabilidade nas respostas. Assim, o universo estudado é de 2.113 indivíduos, sendo 871 homens e 1.242 mulheres.

Escolha das variáveis

Para medir a oferta de trabalho, as amostras de homens e de mulheres foram divididas entre os que, na data da pesquisa, realizavam alguma atividade e os que não realizavam. As horas trabalhadas foram calculadas pela média de horas trabalhadas por dia. As variáveis utilizadas nos modelos de oferta de trabalho foram classificadas em três tipos de determinantes para homens e mulheres:

- sociodemográficas – idade, grau de escolaridade, estado conjugal e número de filhos;
- econômicas – renda monetária de não-trabalho e número de bens de consumo do domicílio;
- estado de saúde – dados os problemas citados anteriormente em relação à escolha da medida de saúde, decidiu-se pela realização de testes de modelos com duas medidas de saúde:
 1. *Autopercepção de Saúde (APS)*: refere-se à auto-avaliação do entrevistado quanto ao próprio estado

de saúde. Adotou-se a forma dicotômica, separando a população em saudáveis (os que respondiam ter uma saúde excelente, muito boa e boa) e doentes (os que respondiam ter uma saúde regular ou má).

2. *Atividades da Vida Diária (AVD)*: uma das formas de avaliar a saúde do idoso é determinar sua independência. Para o caso foi considerada a dificuldade que o idoso apresenta em realizar seis atividades da vida diária: atravessar um quarto caminhando, se vestir, tomar banho, comer, se deitar e levantar da cama e ir ao banheiro. Foram separados em duas categorias: aqueles que possuíam pelo menos uma dificuldade e aqueles que não apresentavam nenhuma. Esta medida é considerada mais objetiva, porque não implica uma avaliação subjetiva, pois refere-se a fatos.

O método das variáveis instrumentais

Existem diferentes formas de identificar os problemas de endogeneidade entre duas variáveis, neste caso, entre a saúde e a oferta de trabalho. O método usado neste estudo para verificar se existe realmente endogeneidade entre as medidas de saúde escolhidas e as de trabalho foi o teste de especificação de Hausman.³

A endogeneidade existente entre o estado de saúde e a condição de atividade faz com que os coeficientes dos modelos de determinação da oferta de trabalho sejam estimados com viés. Para controlar este viés, foi utilizado o método das Variáveis Instrumentais inspirado no Método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). Através deste método, estimam-se as medidas de saúde por meio de uma série de variáveis chamadas instrumentos que afetam à saúde, mas não a condição de

³ Este método consiste em modelar a medida de saúde através das variáveis exógenas do modelo de trabalho e, a partir daí, estimar o termo de erro. Seguidamente, estima-se o modelo de trabalho, incluindo-se a medida de saúde e o termo de erro anteriormente estimado. Se o teste T-Student, para o termo de erro, dá significativo, está indicando que não se pode aceitar a hipótese nula de não correlação. Ou seja, se o coeficiente do termo de erro estimado, no modelo de trabalho com a variável de saúde, é significativo, existe correlação ou endogeneidade entre a medida de saúde e a oferta de trabalho.

atividade, permitindo que a variável de saúde estimada esteja “limpa” da correlação que deriva da endogeneidade e não provoque vies no modelo de trabalho.

O método segue a seguinte lógica, consideram-se os modelos:

$$T = \beta_{10} + \beta_1 * X_1 + \beta_{12} * X_2 + \beta_{13} * S + \epsilon_1 \quad (\text{modelo trabalho}) \quad (1)$$

$$S = \beta_{20} + \beta_{21} * T + \beta_{22} * X_1 + \alpha_1 * Z_1 + \alpha_2 * Z_2 + \epsilon_2 \quad (\text{modelo saúde}) \quad (2)$$

onde os X s são variáveis exógenas, determinadas fora do modelo, e S está correlacionada com o termo de erro ϵ_1 , já que está determinada simultaneamente por T , o que a define como uma variável endógena.

Para corrigir o vies que produziria estimar a equação (1) através de Mínimos Quadrados Ordinários, precisa-se uma estimação de S , que não esteja correlacionada com o resíduo ϵ_1 . Esta estimativa obtém-se com a equação (2) e graças à presença de Z_1 e Z_2 , chamados instrumentos, que se correlacionam com S , mas não com ϵ_1 . Estas variáveis Z s permitem “limpar” a variável S de sua correlação com o resíduo ϵ_1 e estudar o efeito “limpo” de S , sem o vies que provoca a endogeneidade. Esta “nova” estimativa, que vamos dar o nome de S^IV , que deve estar altamente correlacionada com S , mas não se correlaciona com ϵ_1 , é chamada **variável instrumental**, e as variáveis Z_1 e Z_2 são os **instrumentos** (WOOLDRIDGE, 2003; POWERS e XIE, 1999).

Escolha das variáveis instrumentais

Para encontrar um instrumental adequado é imprescindível achar pelo menos uma variável que esteja correlacionada com as medidas de saúde, mas que não se correlacione com o termo de erro do modelo que estima a oferta de trabalho.

As variáveis selecionadas neste trabalho restringiram-se àquelas que ofereciam a base de dados e que se esperava estarem menos relacionadas com a probabilidade de o idoso estar ativo e que estivessem preenchidas da forma mais confiável. A escolha final foi a seguinte: número de doenças antes dos 15 anos (tentando con-

trolar a propensão de o indivíduo estar doente); se a pessoa morou no campo mais de cinco anos antes dos 15 anos (esta variável pode indicar o acesso a serviços de saúde durante a infância); se a pessoa foi fumante ou ainda é; e o nível de consumo de álcool (estas duas últimas variáveis tentam controlar comportamentos adversos à saúde).

Especificação dos modelos

Para estimar a probabilidade de o idoso estar ativo, foi usada uma regressão logística binomial, dado que a resposta é se a pessoa está ativa ou não:

$$\text{Logito(atividade)} = \log \left(\frac{\text{prob (trabalhou semana passada)}}{\text{prob (não trabalhou semana passada)}} \right) = X_i \beta \quad (3)$$

A variável resposta de horas de trabalho caracteriza-se por ser uma variável linear, mas que apresenta a restrição de que os valores não de ser positivos, além de existir uma grande concentração dos indivíduos no valor zero. Estas variáveis são chamadas de solução de canto. As regressões que modelam este tipo de variáveis são conhecidas como modelos de regressão censurados. No presente estudo, para as horas de trabalho, utilizou-se o modelo Tobit, descrito da seguinte forma:

$$\Pr(y=a) = \Pr(y^* \leq a) = \Phi \left(\frac{a - \mu}{\sigma} \right) \quad \text{se } y^* \leq k \quad (4)$$

$$\text{A mesma densidade de } y \quad \text{se } y^* > k \quad (5)$$

O modelo Tobit é uma mistura entre uma distribuição contínua e uma discreta, em que se atribui toda a probabilidade da área censurada ao ponto de censura k , que, no caso, é o zero. Os coeficientes podem ser decompostos em dois efeitos, porém, neste trabalho, serão interpretados sem esta decomposição, o que vai levar a limitar a interpretação deles quanto a magnitude, direção e significância dos coeficientes (WOOLDRIDGE, 2003).

Para estimar as variáveis de saúde através dos instrumentos, foram usados diversos modelos, segundo a natureza da variável a ser estudada. Para a variável de Autopercepção de Saúde (APS) dicotômica

e a de Atividades da Vida Diária (AVD) dicotômica, a modelagem usada é a regressão logística binomial, dado que a resposta é binária:

$$\text{Logito}(saúde\ ruim) = \log\left(\frac{\text{prob}(saúde\ ruim)}{\text{prob}(saúde\ boa)}\right) = x_i\beta \quad (6)$$

$$\text{Logito}(1ou+diff.AVD's) = \log\left(\frac{\text{prob}(1\ ou+\ diff.\ AVD's)}{\text{prob}(nenhuma\ diff.\ AVD's)}\right) = x_i\beta \quad (7)$$

Análise dos resultados

Distribuição dos idosos de São Paulo por características sociodemográficas e epidemiológicas

Segundo dados do Censo Demográfico de 2000 (IBGE), 972.199 pessoas de 60 anos e mais residiam no município de São Paulo, representando 9,3% da população total.

TABELA 1
Distribuição da população de 10 anos e mais, por sexo, segundo características sociodemográficas
Município de São Paulo – 2000

Características sociodemográficas	Em porcentagem	
	Homens	Mulheres
Grupos de idade		
60 a 64 anos	34,61	30,83
65 a 69 anos	27,35	26,05
70 a 74 anos	18,80	19,00
75 a 79 anos	10,44	11,75
80 anos e mais	8,80	12,38
Anos de estudo		
Até 1 ano	25,96	34,37
2 a 4 anos	46,38	45,98
5 a 8 anos	9,29	8,93
9 a 11 anos	10,14	7,21
12 anos ou mais	8,22	3,52
Estado conjugal		
Nunca casou	4,13	5,20
Unido atualmente	79,22	41,40
Acabou união	16,65	53,40
Número de filhos vivos		
Nenhum	8,02	10,16
1 a 2	31,66	35,20
3 a 4	34,08	29,68
5 ou mais	26,24	24,96
Renda de não-trabalho		
Nenhuma	18,67	29,43
Até 1 SM	14,73	32,01
Mais de 1 a 2 SM	14,17	13,53
Mais de 2 a 5 SM	10,79	7,86
Mais de 5 a 10 SM	19,43	7,95
Mais de 10 SM	16,49	5,89
Bens de consumo		
Até 1 item	2,51	4,79
2 a 3 itens	20,61	21,33
4 a 5 itens	30,69	34,14
6 a 7 itens	46,19	39,74
Autopercepção de saúde		
Excelente	4,55	4,78
Muito boa	5,96	5,87
Boa	38,08	33,62
TOTAL Boa	48,59	44,26
Regular	44,17	46,76
Má	7,24	8,98
TOTAL Ruim	51,41	55,74
Dificuldades nas AVDs		
Nenhuma	84,98	77,76
Pelo menos uma	15,02	22,24
Doenças crônicas		
Nenhuma	27,57	17,82
Pelo menos uma	72,43	82,18

Fonte: Sabe, São Paulo 2000.

Na Tabela 1, observa-se a distribuição, na base de dados da Sabe, da população de 60 anos e mais, segundo características sociodemográficas. Verifica-se que as mulheres correspondiam a 58,52% e os homens a 41,47%, sendo que mais de 70% dos homens e de 80% das mulheres tinham apenas até quatro anos de estudo. No referente ao estado conjugal, 79% dos homens estavam unidos e apenas 41,4% das mulheres encontravam-se nessa condição. Os homens, como era de se esperar, dispunham de maior renda do que as mulheres. Por outro lado, quase 30% das mulheres não possuíam nenhuma renda de não-trabalho e somente 18% dos homens achavam-se nesta situação.

Em geral, as mulheres encontravam-se em pior estado de saúde do que os homens e os dois sexos concentraram sua avaliação nos níveis intermediários: boa e regular. Quanto às dificuldades para realizar Atividades da Vida Diária (AVD), 77,7% das mulheres e 85% dos homens não apresentavam nenhuma dificuldade. Além disso, só 17% das mulheres não receberam nenhum diagnóstico de doença crônica, contra 27% dos homens.

Taxas de atividade simples dos idosos por características sociodemográficas

A Tabela 2 mostra as taxas de atividade das pessoas de 60 anos e mais, segundo as variáveis explicativas. Os dados indicam que 40,62% dos homens e 17,11% das mulheres declararam estar trabalhando na semana anterior à pesquisa. Uma proporção importante de homens (8,84%) ainda estava inserida no mercado de trabalho aos 80 anos de idade. A participação feminina é significativamente menor do que a masculina em todas as idades.

Os mais escolarizados apresentam as maiores taxas de atividade, sendo especialmente surpreendentes as taxas das mulheres com mais de 12 anos de estudo – 38%. Por estado conjugal, as mulheres solteiras e os homens casados são os que registram as maiores taxas de participação. A taxa de atividade dos homens aumenta à

medida que se eleva o número de filhos vivos. Entre as mulheres, esta relação não é tão clara. A distribuição das taxas de atividade por renda de não-trabalho dos homens exhibe uma forma de J, segundo a qual aqueles sem rendimentos têm a maior taxa de atividade (66,3%). Quanto ao número de bens de consumo, o grupo com maior quantidade apresenta a taxa de atividade mais elevada (48,78%).

No que se refere às variáveis de saúde, as maiores taxas estão entre as categorias de melhor saúde. Porém, a taxa de atividade dos homens que relataram estar com saúde ruim também é relativamente elevada (17%). Já entre as mulheres, não há diferenciação clara entre as taxas de atividade das que se declaram saudáveis e das doentes.

Oferta de trabalho: a probabilidade de estar ativo e as horas trabalhadas

O primeiro passo foi descobrir se a hipótese de existência de endogeneidade entre a probabilidade de estar ativo e o estado de saúde deveria ser aceita. Para isso, utilizou-se o teste de especificação de Hausman. Os resultados mostraram que, para os homens, todas as medidas revelaram-se endógenas. Para as mulheres, as medidas não se mostraram endógenas em relação à probabilidade de estar ativo; mas, em relação às horas trabalhadas, a hipótese de não-correlação foi rejeitada em todos os casos. Portanto, os resultados indicam que, para os homens, é preciso usar instrumentos e, para as mulheres, unicamente os modelos de horas de trabalho. De qualquer forma, optou-se por estimar as medidas de saúde através dos instrumentos para os dois sexos, de forma a facilitar a comparação entre eles.

Uma vez verificada a endogeneidade, o segundo passo foi estimar as variáveis sobre estado de saúde através dos seguintes aspectos: idade, escolaridade, estado conjugal e os citados instrumentos. Nos modelos, estes determinantes estimam a probabilidade de o indivíduo se encontrar em uma condição de má saúde. Desta forma, quando introduzidos no modelo de

TABELA 2
Taxas de atividade das pessoas de 60 anos e mais, por sexo, segundo características sociodemográficas
Município de São Paulo – 2000

Características sociodemográficas	Em porcentagem	
	Homens	Mulheres
Grupos de idade		
60 a 64 anos	57,56	26,51
65 a 69 anos	43,96	18,09
70 a 74 anos	30,31	14,66
75 a 79 anos	21,10	10,13
80 anos e mais	8,84	2,04
Anos de estudo		
Até 1 ano	28,27	13,00
2 a 4 anos	43,15	17,12
5 a 8 anos	40,41	23,77
9 a 11 anos	46,88	18,31
12 anos ou mais	57,90	37,99
Estado conjugal		
Nunca casou	29,74	26,74
Unido atualmente	42,91	17,77
Acabou união	32,42	15,67
Número de filhos vivos		
Nenhum	34,10	17,31
1 a 2	38,79	16,64
3 a 4	42,05	16,02
5 ou mais	42,97	19,00
Renda de não-trabalho		
Nenhuma	66,30	19,01
Até 1 SM	39,46	15,69
Mais de 1 a 2 SM	40,91	16,21
Mais de 2 a 3 SM	27,95	17,52
Mais de 3 a 5 SM	31,81	13,77
Mais de 5 a 10 SM	32,29	19,73
Mais de 10 SM	36,91	20,13
Bens de consumo		
Até 1 item	37,00	16,02
2 a 3 itens	36,15	13,23
4 a 5 itens	31,87	18,91
6 a 7 itens	48,72	17,82
Autopercepção de saúde		
Excelente	45,59	32,54
Muito boa	58,69	14,80
Boa	47,72	19,74
TOTAL Boa	48,86	20,47
Regular	35,39	15,40
Má	17,28	9,53
TOTAL Ruim	32,83	14,45
Dificuldades nas AVDs		
Nenhuma	44,26	19,80
Pelo menos uma	20,06	17,11
Doenças crônicas		
Nenhuma	47,44	21,93
Pelo menos uma	38,03	16,07
TOTAL	40,62	17,11

Fonte: Sabe, São Paulo 2000.

trabalho, o coeficiente destas estimativas indica como um estado de saúde ruim afeta a probabilidade de trabalhar.

O último passo foi estimar a probabilidade de estar ativo e o número de horas trabalhadas. Estes resultados podem ser

observados nas Tabelas 3 e 4. Nas regressões logísticas, as razões de chance revelam a probabilidade de estar ativo sobre a de estar inativo. Nas tabelas das regressões Tobit, a interpretação se faz como em uma regressão linear, só que os coeficientes não podem ser analisados da mesma forma. São tomados, apenas, o sinal e a magnitude relativa dos coeficientes para analisar os resultados.

Foram rodados dez modelos de condição de atividade – cinco para os homens e cinco para as mulheres – e mais dez para as horas trabalhadas. Nos dois tipos de modelos, o primeiro deles não inclui nenhuma variável de saúde, dois usam as variáveis de saúde como exógenas⁴ e outros dois modelos utilizam estas mesmas variáveis, porém instrumentalizadas.⁵ As variáveis de saúde são: APS dicotômica (APS) e dificuldades nas AVDs dicotômica (AVD).

Começando pelos modelos de probabilidade de estar ativo, os resultados mostram, para os homens, a partir do modelo sem medidas de saúde, que os mais idosos apresentam menor chance de trabalhar e esta diminui à medida que aumenta a idade. Os mais escolarizados possuem maior chance de estarem trabalhando, chegando a ser 162% superior para aqueles com nove anos ou mais de estudo, em relação aos analfabetos. O estado conjugal não parece ter efeito algum sobre a condição de atividade dos homens idosos, assim como o número de filhos. Este resultado, para as duas variáveis, é uma constante em todos os outros modelos. A renda de não-trabalho tem um efeito negativo, mesmo que a razão de chances (*odds ratio*) seja pequena. Esta variável foi incluída no modelo como contínua e, portanto, para cada unidade a mais de renda a chance de estar trabalhando decresce em 0,026%, em comparação aos que declararam não receber nenhuma renda de não-trabalho. Aqueles com maior

número de bens têm chance maior de estarem trabalhando.

Quando se incorporam as variáveis de saúde como exógenas, a idade e a escolaridade perdem capacidade explicativa no modelo, até o ponto em que algumas categorias de escolaridade perdem significância. Com as medidas de saúde estimadas através de instrumentos, estas duas variáveis perdem ainda mais significância. Uma explicação para esse resultado seria que parte dos efeitos da idade e da escolaridade sobre a probabilidade de trabalhar deve-se ao fato de que os mais idosos estariam em piores condições de saúde do que os mais jovens, e os mais escolarizados desfrutariam de melhores condições de saúde que os analfabetos. As variáveis de renda de não-trabalho e bens de consumo não mudam ou têm variações muito pequenas e erráticas, difíceis de interpretar nos modelos com a saúde exógena.

O resultado mais importante dos modelos que incluem as medidas de saúde instrumentalizadas é que, na maioria deles, o efeito negativo de se ter uma saúde pior sobre a probabilidade de estar trabalhando aumenta espetacularmente, em comparação ao efeito da saúde quando tratada como exógena. No caso da APS, o coeficiente negativo desta medida, quando é tratada como exógena (um pior estado de saúde implica uma chance 40% menor de estar trabalhando comparativamente aos que estão com saúde boa), chega a dobrar quando ela passa a ser tratada como endógena (80% menos de chance). Isto foi observado, também, em outros trabalhos referentes a países em desenvolvimento, como o México (PARKER, 1999) ou Taiwan (METE e SCHULTZ, 2002).

Para a amostra de mulheres, no caso dos modelos relativos à probabilidade de estarem ativas, o comportamento de algumas variáveis é completamente diferente daquele identificado para os homens. No

⁴ Foram consideradas exógenas as medidas de saúde não instrumentalizadas e, como endógenas, as variáveis de saúde estimadas através dos instrumentos. A não instrumentalização pressupõe que a variável seja exógena ao modelo, embora se saiba que isso pode não ser verdade.

⁵ Estas medidas de saúde instrumentalizadas estão codificadas, nos modelos, pela terminação EST.

modelo sem medidas de saúde, o efeito da idade e da escolaridade ocorre no mesmo sentido, mas menor do que para os homens. Além disso, o coeficiente referente ao grupo de 2 a 4 anos de escolaridade não é significativo em nenhum modelo, indicando que não existe diferença na condição de atividade entre as mulheres sem estudo e aquelas com até quatro anos de escolaridade.

Em relação ao estado conjugal, ao contrário dos homens, o coeficiente para a condição de ser solteira é significativo e muito positivo, mostrando que estas mulheres têm quase três vezes mais chance do que as casadas de estarem trabalhando. Por outro lado, aquelas com cinco filhos ou mais possuem até 2 vezes mais chance de estarem trabalhando do que as que não têm nenhum filho vivo. Finalmente, e contrariamente o que se verifica para os homens, as variáveis de renda de não-trabalho e de número de bens de consumo parecem não ter qualquer efeito sobre a probabilidade de as mulheres idosas estarem trabalhando, em nenhum dos modelos de atividade.

Na análise dos modelos incluindo as medidas de saúde, os resultados também revelam diferenças das mulheres em relação aos homens. No modelo de dificuldades nas AVDs, os resultados dos modelos com as variáveis instrumentalizadas devem ser analisados com muita restrição, já que os instrumentos não foram os mais adequados e isso deve implicar a presença de algum viés. O efeito da idade quase não muda quando as medidas de saúde são incorporadas. A escolaridade, nos modelos com a saúde exógena, diminui o seu efeito. Quando se instrumentaliza a saúde, o resultado é variado: para a medida de APS, o efeito da escolaridade aumenta e, para a variável de AVDs, deixa de ser significativo. Era de se esperar o segundo efeito ao incluir uma variável de saúde. Porém, é preciso lembrar que este resultado pode estar enviesado, porque não se observou a presença de endogeneidade entre o estado de saúde e a condição de atividade, no caso das mulheres, e, portanto, não era preciso instrumentalizar a saúde.

As medidas de saúde exógenas mostram que, quanto pior o estado de saúde, menor a probabilidade de as mulheres estarem ativas, mas com um efeito menor que no caso dos homens. Já as medidas de saúde instrumentalizadas comportam-se de forma totalmente diversa daquela observada entre os homens, pois nenhuma delas é significativa. Estes resultados podem estar relacionados ao fato de o teste de Hausman não ter indicado a necessidade da instrumentalização. Porém, também pode estar indicando que essas variáveis não estão melhorando a especificação dos modelos de trabalho entre as idosas e, portanto, que o efeito da saúde no trabalho seja muito menor que no caso dos homens.

Nos modelos com horas trabalhadas, os resultados são bem parecidos aos obtidos com a probabilidade de estar ativo. Talvez o mais importante para ser destacado aqui sejam os pontos que se mostraram diferentes. No caso dos homens, o mais destacável é que a escolaridade não parece afetar o número de horas tanto como no caso dos modelos de atividade, já que o único grupo significativo é o de nove anos ou mais de estudo. Este grupo afeta positivamente o número de horas, ou seja, apenas aqueles que têm nove anos ou mais de estudo apresentam maior probabilidade de estarem trabalhando mais horas por semana do que os que não possuem estudo. Isto pode ter a ver com o fato de que a maioria dos homens trabalha a maior parte da sua vida em jornada completa. A maior ou menor escolarização não muda a jornada laboral, apenas determina a capacidade do indivíduo de se manter no posto de trabalho a partir de certa idade. Quanto às medidas de saúde instrumentalizadas, todas aparecem com maior efeito negativo sobre as horas de trabalho em relação a quando eram exógenas, reforçando este mesmo resultado na probabilidade de estar ativo.

Entre as mulheres, os resultados dos modelos de horas trabalhadas também se mostram altamente parecidos. Porém, existem alguns pontos destacáveis. A escolaridade, ao contrário do que ocorre no caso da probabilidade de estar ativo, em

TABELA 3
Razões de chance (odds ratio) dos modelos de regressão logística binária para probabilidade de trabalhar da população de 60 anos e mais, por sexo
Município de São Paulo – 2000

Características sociodemográficas	Homens				Mulheres					
	Sem saúde	APS	APS_EST	AVD	AVD_EST	Sem saúde	APS	APS_EST	AVD	AVD_EST
Grupos de idade										
60 a 64 anos	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
65 a 69 anos	0,600**	0,639*	0,782	0,598**	0,623*	0,629*	0,637*	0,608*	0,6061**	0,583**
70 a 74 anos	0,366***	0,382***	0,464**	0,377***	0,416***	0,493**	0,489**	0,496**	0,489**	0,510**
75 a 79 anos	0,233***	0,237***	0,280***	0,249***	0,3066***	0,320***	0,322***	0,311***	0,331***	0,368**
80 a 84 anos	0,086***	0,088***	0,109***	0,098***	0,1375***	0,062***	0,060***	0,064***	0,070***	0,098**
Anos de estudo										
Sem estudo	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2 a 4 anos	1,561*	1,479	1,308	1,510**	1,399	1,258	1,240	1,303	1,205	1,134
5 a 8 anos	1,698*	1,519	1,162	1,583	1,335	1,905*	1,835*	2,100*	1,815*	1,569
9 anos ou mais	2,621***	2,182**	1,369	2,457**	1,986*	2,001*	1,921*	2,258*	1,921*	1,689
Estado conjugal										
Unido	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Solteiro	0,497	0,497	0,562	0,487	0,445	2,932*	2,960*	2,943*	3,004*	2,914*
Separado	0,881	0,821	0,690	0,846	0,837	1,198	1,196	1,205	1,205	1,205
Número de filhos vivos										
Nenhum	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1 a 2	0,743	0,707	0,707	0,740	0,731	1,521	1,549	1,513	1,597	1,516
3 a 4	0,862	0,789	0,845	0,921	0,854	1,422	1,456	1,415	1,528	1,431
5 ou mais	1,198	1,178	1,236	1,281	1,251	2,172*	2,228*	2,151*	2,260*	2,176*
Renda não-trab.	0,99973**	0,99974**	0,99973**	0,99973**	0,99973**	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Bens de consumo	1,1021*	1,1039*	1,107*	1,090*	1,103*	0,979	0,973	0,980	0,972	0,977
APS boa	1,000					1,000				
APS ruim	0,587**					0,833				
APS boa_EST		1,000					1,000			
APS ruim_EST		0,139*					1,543			
AVD (nenhuma)				1,000					1,000	
AVD (1 ou +)				0,392***					0,412***	
AVD (nenh)_EST					1,000					1,000
AVD (1 ou+)_EST					0,084*					0,116
cons	0,671	0,988	2,272	0,789	1,006	0,169***	0,193**	0,125*	0,197	0,280*

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Sabe, São Paulo, 2000.
 Significância: * P<0,10; ** P<0,01; ***P<0,001.

TABELA 4
Coefficientes estimados para os modelos de horas trabalhadas para a população de 60 anos e mais, por sexo
Município de São Paulo – 2000

Características sociodemográficas	Homens				Mulheres					
	Sem saúde	APS	APS_EST	AVD	AVD_EST	Sem saúde	APS	APS_EST	AVD	AVD_EST
Grupos de idade										
60 a 64 anos	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
65 a 69 anos	-10,202*	-8,080	-1,389	-10,173*	-8,286	-15,51**	-15,25*	-15,91*	-16,74**	-17,52**
70 a 74 anos	-35,231***	-33,779***	-27,274***	-33,82***	-28,72***	-28,76***	-29,21***	-28,68***	-28,90***	-27,75***
75 a 79 anos	-82,165***	-80,9003***	-75,4153***	-78,96***	-67,7092***	-74,007***	-74,018***	-74,32***	-71,71***	-69,80***
80 a 84 anos	-146,37***	-144,37***	-138,0997***	-140,312***	-122,442***	-143,83***	-143,996***	-143,49***	-139,12***	-130,64***
Anos de estudo										
Sem estudos	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2 a 4 anos	6,827	5,246	0,903	5,391	1,098	5,789	5,469	6,186	4,810	2,849
5 a 8 anos	9,669	6,306	-3,143	6,827	-2,682	16,855*	16,039*	17,969	15,860	11,196
9 anos ou mais	14,197*	8,795	-7,366	11,442	0,413	22,034*	21,092*	23,40*	21,30*	17,260
Estado conjugal										
Unido	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Solteiro	-13,490	-12,669	-8,659	-13,739	-18,805	45,689**	46,219**	45,72**	46,72**	45,47**
Separado	-8,166	-10,203	-16,107*	-9,480	-10,698	5,819	5,852	5,891	6,070	5,882
Número de filhos vivos										
Nenhum	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
1 a 2	-2,415	-2,845	-3,346	-1,840	-2,777	22,104*	22,79*	22,07*	23,54*	21,92*
3 a 4	-2,604	-4,283	-2,839	-0,123	-2,756	21,88*	22,75*	21,84*	23,99*	21,93*
5 ou mais	9,207	9,405	10,580	12,251	11,582	30,763*	31,71*	30,671*	31,67*	30,73*
Renda não-trab.	-0,0066*	-0,0066*	-0,0071**	-0,0068*	-0,0075**	-0,004	-0,004	-0,004	-0,004	-0,004
Bens de consumo	2,541*	2,529*	2,718*	2,105	2,545*	-1,219	-1,382	-1,207	-1,500	-1,276
APS boa	0,000	0,000					0,000			
APS ruim		-14,751**					-4,657			
APS boa_EST			0,000					0,000		
APS ruim_EST			-64,484*					4,872		
AVD (nenhuma)				0,000					0,000	
AVD (1 ou +)				-33,45***					-23,06**	
AVD (nenh)_EST					0,000					0,000
AVD (1 ou+)_EST					-123,463**					-60,711
cons	-3,987	6,144	35,353	1,708	16,222	-54,983***	-51,89**	-58,33*	-50,52**	-40,53*

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Sabe, São Paulo, 2000.
 Significância: * P<0,10; ** P<0,01; ***P<0,001.

que seu efeito era menor do que nos homens, aqui aparece com grande efeito positivo sobre o número de horas trabalhadas, superior ao dos homens. Outro ponto a destacar é em relação ao número de filhos. Esta variável só apresentou significância na categoria de cinco filhos ou mais, no modelo de probabilidade de estar ativo. Nos modelos de horas trabalhadas, todas as categorias aparecem significativas e a maior magnitude dos coeficientes é a de cinco filhos ou mais. Isto mostra que o fato de a mulher idosa ter filhos representa maior probabilidade de estar trabalhando do que aquela que não tem, sendo que essa probabilidade é maior quanto maior for o número de filhos.

No que se refere à maneira como as diferentes medidas de saúde afetam o número de horas, os resultados são parecidos com aqueles dos modelos de atividade, mesmo que para estes modelos tenha sido constatada a existência de endogeneidade entre saúde e horas trabalhadas. Isso confirma a suspeita de que, seguramente, o efeito da saúde sobre a atividade das mulheres é muito fraco, ou o tipo de instrumentos e medidas de saúde escolhidos não foram os mais adequados para o caso das mulheres idosas.

Considerações finais

Os resultados obtidos estão consoantes com a literatura internacional, em relação ao efeito da idade na probabilidade de participar da força de trabalho, tanto para os homens como para as mulheres. Um resultado a ressaltar é que, no caso dos homens, a escolaridade apresenta o efeito esperado na probabilidade de estar ativo, mas pouco efeito na diferenciação do número de horas que estes trabalham, confirmando o observado por outros autores, de que o número de horas não varia substancialmente entre os mais ou os menos escolarizados (KINSELLA e VERKHOF, 2001). Entre as mulheres, contrariamente, a escolaridade torna-se essencial para diferenciar as trabalhadoras das inativas e, mais essencialmente ainda, na diferenciação do número de horas que trabalham.

Já em relação ao estado conjugal, a literatura mostra que os homens casados são aqueles que têm maior probabilidade de permanecerem na força de trabalho (BLAU, 1994; BENÍTEZ-SILVA, 2000; PERACHI e WELTZ, 1994). Com as mulheres, são as solteiras as que apresentam o mesmo comportamento que os homens na oferta de trabalho. Os resultados aqui apresentados concordam no que diz respeito às mulheres, mas não aos homens idosos, para os quais o estado conjugal não é significativo.

As variáveis mais relacionadas com o nível econômico do indivíduo possuem grande poder de explicação da oferta de trabalho masculina. Quanto maior a renda individual de não-trabalho, menor a probabilidade de estar trabalhando e de estar trabalhando maior número de horas. No entanto, a *proxy* da renda familiar indica que quanto maior o número de bens no domicílio, maior é a chance do indivíduo idoso tanto de estar ativo como de trabalhar mais horas. É interessante perceber a direção contrária destas duas variáveis econômicas nos dois modelos: por um lado, a renda de não-trabalho indica a capacidade do indivíduo de se manter, mesmo sem receber os rendimentos do trabalho; por outro, a renda familiar pode indicar o nível de consumo a que a família está acostumada ou estava acostumada no passado, o que levaria o indivíduo a continuar trabalhando para manter esse nível. Esta variável, como *proxy* do nível socioeconômico, também pode indicar o tipo de redes sociais a que o indivíduo tem acesso. Essas redes afetariam, positivamente, a empregabilidade dos idosos.

Entre as mulheres, as variáveis econômicas não são significativas. São as variáveis sociodemográficas, como o número de filhos vivos, que explicam em grande parte seu comportamento em relação ao mercado de trabalho. Ao contrário do que acontece em outros países (PARKER, 1999; CAMERON e COBB-CLARK, 2001), o número de filhos incide, positivamente, na probabilidade de as idosas estarem trabalhando. Entre os homens, a análise descritiva indicava uma

tendência de maior atividade quanto maior o número de filhos, mas esta não se confirmou nos modelos econométricos. Este resultado pode estar relacionado ao comportamento das transferências intergeracionais no Brasil entre os idosos e os seus filhos adultos, como mostradas por Saad (1999). Segundo o autor, os idosos no Brasil proporcionam ajuda financeira significativa aos seus filhos adultos. O fato da variável número de filhos só ser significativa para as mulheres, talvez deva-se à situação, também apontada por Saad (1999), de que as mulheres tendem a manter laços familiares mais fortes.

Sobre a condição de saúde, os resultados concordam de forma geral com a literatura. Estar em uma condição de saúde ruim significa menor probabilidade tanto de estar ativo como de trabalhar maior número de horas, para homens e mulheres. Quando se introduz a saúde, a idade e a escolaridade perdem grande parte do seu poder explicativo, indicando que parte do efeito dessas variáveis era consequência da sua inter-relação com a condição de saúde.

No caso dos homens, a comparação entre as medidas objetivas e subjetivas de saúde indica um comportamento contrário ao argumento do viés de justificação e, portanto, contrário à grande parte dos resultados encontrados na literatura de países desenvolvidos (BOUND et al., 1999; LINDEBOOM e KERKHOF, 2002). Se o viés de justificação existisse, a medida de saúde com maior efeito sobre a oferta de trabalho deveria ser a de APS e não a mais objetiva, representada pelas AVDs, que é o que acontece aqui. Outro resultado que confirma a não aplicabilidade da teoria do viés de justificação é que as medidas de saúde estimadas através de instrumentos apresentam um efeito mais negativo do que aquelas tratadas como exógenas. Segundo Bound et al. (1999), se existe viés de justificação, o efeito da saúde ruim sobre a oferta de trabalho, tratada como exógena, estaria sobreestimado e afetaria mais negativamente a atividade do que realmente afeta. Assim, o resultado da instrumentalização "positivaria" o efeito da medida de saúde, quer dizer, tiraria parte

do efeito negativo que esta medida estivesse provocando sobre a condição de atividade, o que significa que o coeficiente seria menos negativo. Como os resultados mostram o contrário, isso significa que, ou o viés de justificação não existe, ou não é suficientemente importante para ser notado. Reforçam estes resultados os trabalhos sobre países em desenvolvimento (PARKER, 1999; METE e SCHULTZ, 2002).

Este resultado leva a uma outra conclusão muito importante quando se entende o que acontece na estimação das medidas de saúde através de instrumentos. Quando se instrumentaliza a medida de saúde, procura-se eliminar o efeito do trabalho sobre a saúde, ou seja, busca-se captar, unicamente, o efeito da saúde sobre o trabalho, sem o viés de endogeneidade. O fato de a medida de saúde ter um efeito mais negativo do que quando não foi estimada indica que o diferencial de saúde entre ativos e inativos é maior quando se instrumentaliza, significando que, se o efeito do trabalho sobre a saúde não existisse, os trabalhadores realmente estariam em melhor estado de saúde e que a saúde dos idosos seria mais diferenciada para ativos e inativos. Ou seja, se existe algum efeito do trabalho sobre a saúde, ele é negativo, já que, quando se tira este efeito, os trabalhadores ficam em melhor estado de saúde. Esta conclusão difere totalmente da apresentada por Giatti e Barreto (2001, 2002), que inferiram que a atividade produz efeitos positivos na saúde. No presente trabalho, como em outros (RUHM, 1996), o resultado indica que o fato de estar ativo e de trabalhar maior número de horas parece afetar negativamente a saúde dos trabalhadores idosos, mesmo que estes sejam, em princípio, mais saudáveis do que os não-trabalhadores.

Já entre as mulheres, os resultados das variáveis sobre condição de saúde diferem muito em relação aos homens. Primeiro, a medida de APS não tem efeito algum sobre a oferta de trabalho nem sobre as horas trabalhadas e, depois, nenhuma medida de saúde instrumentalizada mostrou-se significativa. Estes resultados ratificam aqueles encontrados por Parker (1999) e Mete e

Schultz (2002), que mostram que a saúde quase não tem efeitos sobre a oferta de trabalho das mulheres. Alves (2004) argumenta que este resultado pode ter a ver com o fato de as mulheres estarem inseridas em trabalhos menos demandantes fisicamente, que requerem em menor medida uma boa saúde. No entanto, as medidas de saúde não apresentaram correlação com o termo de erro dos modelos de probabilidade de as mulheres idosas

estarem ativas e os instrumentos usados parecem não ter sido os mais adequados para elas. Assim, antes de aventurar conclusões muito definitivas, seria prudente fazer um estudo com instrumentos mais adequados e investigar outros possíveis determinantes da oferta de trabalho das mulheres idosas. Algumas pistas aparecem aqui, diante da evidência de que as variáveis familiares mostraram-se especialmente significativas entre as mulheres.

Referências bibliográficas

- ALVES, L. F. **Impactos do estado de saúde sobre os rendimentos individuais no Brasil**. 2002. Dissertação de Mestrado. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 2002.
- BECKER, G.S. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. New York: NBER, 1964.
- BENÍTEZ-SILVA, H. **Micro determinants of labor force status among older Americans**. New York: SUNY-Stony Brook/Department of Economics. 2000. (Working paper).
- BLAU, D.M. Labor force dynamics of older men. **Econometrica**, v.62, n.1, p.117-156, 1994.
- BOUND, J.; SCHOENBAUM, M.; STINEBRICKNER, T.; WAIDMANN, T. **The dynamic effects of health on the labor force transitions of older workers**. Cambridge, MA: NBER, 1998. (Working papers, 6777).
- CAMARANO, A.A. **Envelhecimento da população brasileira**: uma contribuição demográfica. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para discussão, 858).
- CAMERON, L.; COBB-CLARK, D.A. **Old-age support in developing countries**: labor supply, intergenerational transfers and living arrangements. Melbourne: University of Melbourne/ Department of Economics, 2001. (Working paper, 773).
- CAMPINO, A. C. C.; CYRILLO, D. C.; WALTENBERG, F. D.; BATISTA, N. N.F. Oferta de trabalho de idosos na cidade de São Paulo: o papel da condição de saúde In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS DO TRABALHO, 8, 2003, São Paulo. **Reforma trabalhista e previdenciária, crescimento econômico e distribuição de renda**. São Paulo: USP/FEA, 2003.
- CURRIE, J.; MADRIAN, B.C. Health, health insurance and the labor market. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Eds.). **Handbook of labor economics**. Amsterdam: Elsevier, v. 3C 1999.
- DWYER, D.; MITCHELL, O. Health problems as determinants of retirement: are self-rated measures endogenous? **Journal of Health Economics**, v.18, n.2, p.173-193, 1998.
- ETTNER, S.L.; FRANK, R.; KESSLER, R. The impact of psychiatric disorder on labor market outcomes. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 51, n.1, p. 64-81, 1997.
- GIATTI, L.; BARRETO, S.M. Trabalho feminino e saúde na terceira idade. **Ciência & Saúde Coletiva**, v.7, n.4, p.825-839, 2002.
- _____. Saúde, trabalho e envelhecimento no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v.19, n.3, p. 759-771, 2003.
- GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. **Journal of Political Economy**, v.80, n.2, p.223-225, 1972.

HAIDER, S.; LOUGHRAN, D. **Elderly labor supply: work or play?** Santa Monica: RAND, 2000.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Perfil dos idosos responsáveis pelos domicílios no Brasil 2000.** Rio de Janeiro: IBGE, 2002. (Estudos & Pesquisas. Informação Demográfica e Socioeconômica n. 9).

KINSELLA, K.; VELKOFF, V. A. **An aging world: 2001.** Washington DC: U.S. Bureau of the Census, 2001. (International population reports series; p 95-101).

LINDEBOOM, M.; KERKHOF, M. **Health and work of the elderly:** subjective health measures, reporting errors and the endogenous relationship between health and work. Bonn: Institute for the Study of Labor, 2002. (IZA Discussion paper, 457).

METE, C.; SCHULTZ, T. P., **Health and labor force participation of the elderly in Taiwan.** Yale: Yale University/Economic Growth Center, 2002. (Discussion paper, 846).

MOSSEY, J. M.; SHAPIRO, E. Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly. **American Journal of Public Health**, v.72, n.8, p.800-808, 1982.

PALLONI, A.; PELAEZ, M.; ALBALA, C.; ALFONSO, J.C.; HAM-CHANDE, R.; HENNIS, A.; LEBRAO, M.L.; LESN-DIAZ, E.; PANTELIDES, E.; PRATS, O. **SABE – Survey on Health, Well-being, and Aging in Latin America and the Caribbean, 2000.** Washington, D.C.: Pan American Health Organization (PAHO/WHO), 2003.

PARKER, S. **Elderly health and salaries in the Mexican labor market.** Washington:

Latin American Research Network, 1999. (Working paper, R-353).

PERACHI, F.; WELCH, F. Trends in labor force transitions of older men and women. **Journal of Labor Economics**, v.12, n.2, p.210-242, 1994.

POWERS, D.A.; XIE, Y. **Statistical methods for categorical data analysis.** San Diego: Academic Press, 1999.

RUHM, C. J. **Are recession good for your health?** Cambridge, MA: NBER, 1996. (Working paper, 5570).

SABE. **Questionário.** São Paulo: Organização Pan-Americana de Saúde; Faculdade de Saúde Pública / Universidade de São Paulo, 2000.

SAAD, P. M. Transferências de apoio entre gerações no Brasil: um estudo para São Paulo e Fortaleza. In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros.** Rio de Janeiro: Ipea, 1999, p.251-280.

STRAUSS, J.; THOMAS, D. Health, nutrition and economic development. **Journal of Economic Literature**, v.36, n.2, p.766-817, 1998.

WAJNMAN, S.; OLIVEIRA, A.M.H.C.; OLIVEIRA, E.L. A atividade econômica dos idosos no Brasil. In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros.** Rio de Janeiro: Ipea, 1999, p.181-220.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics: a modern approach.** 2.ed. Mason: Thomson South-Western, 2003.

Abstract

Analysis of the determinants of participation of elderly persons in the labor market in São Paulo, Brazil

The aim of this article is to analyze the determinants of the probability of being in the labor force and the number of working hours per week of persons over the age of 60 in the city of São Paulo, Brazil, in 2000. The study pays special attention to the influence of the health of elderly persons on their participation in the labor force. The dataset used in this study is the SABE, a survey on Health, Well-Being, and Aging in Latin America and the Caribbean, with funding

from the Pan American Health Organization. To control the bias of endogeneity resulting from the relationship between a person's state of health and his or her participation on the labor market, the Instrumental Variable method is used. Various measures of health were used in order to analyze different effects of the condition of the health of elderly persons in the labor supply. The results indicate that, among men, variables representing economic status carry considerable weight in explaining their participation in the labor supply. Among women, variables more closely related to family composition are important in explaining the results of the estimations. Having poor health means less probability of being active and of working a greater number of hours per week. Among men, the results of the models related to health conditions estimated by instruments suggest that the effect of participating in the labor force for the elderly could be negative to their health. This may be because of possible truly negative affects on health, or because the working elderly have better schooling and better economic status. This means that they use health services more frequently and are able to describe their health problems more clearly.

Key words: Participation in the labor force. Elderly. Health.

Recebido para publicação em 01/09/2006.
Aceito para publicação em 06/11/2006.