

A Escolha Ocupacional dos Idosos no Mercado de Trabalho: Evidências para o Brasil

Vívian dos Santos Queiroz

Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Brasil

Hilton Martins de Brito Ramalho

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), Brasil

Resumo

Este artigo analisa a alocação dos idosos no mercado de trabalho brasileiro identificando os determinantes das chances de emprego nas diferentes categorias de ocupação. Considerando os dados da PNAD de 2007 e um modelo de escolha ocupacional, verificou-se que a probabilidade de emprego do idoso é principalmente determinada pela idade e instrução. Nesse aspecto, o menor grau de educação favorece o emprego do idoso nas ocupações sem carteira de trabalho assinada ou autônomas. Ainda foi constatado que o efeito da condição de não aposentadoria aumenta a probabilidade de o idoso ocupar trabalho autônomo/empregador e reduz a chance de empregar-se como assalariado sem carteira assinada, ocupação cujas condições de trabalho e rendimentos são relativamente precárias. Destarte, as evidências encontradas corroboram a decisão de permanência do idoso aposentado no mercado de trabalho como uma necessidade de complementação da renda domiciliar e a postergação da aposentadoria com meio de aumentar o bem estar dos idosos.

Palavras-chave: Idoso, Escolha Ocupacional, Brasil

Classificação JEL: J00, J24, J26

Abstract

This paper analyzes the occupational choice of older people on segmented labor market in Brazil. Using data from PNAD 2007 and a model of occupational choice, it was showed that probability of find job on occupational groups is correlated with age and educational level. In turn, lower level of human capital increases the chance of older people work as wage-earner in the informal sector or as self-employer. The non-retirement condition increase the propensity of older people is working as self-employer and decrease the chance of to be a wage-earner in the informal sector, where job conditions and earnings are worse. In addition, these finds suggest that the

decision of people working in old age is explained by importance of household income supplement and that non-retirement contribute to increase the individual welfare.

1. Introdução

No Brasil, a dinâmica demográfica tem se caracterizado por uma rápida queda da fecundidade aliada a crescentes valores de expectativas de vida. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), cerca de 8,6% da população tinha pelo menos 60 anos no final da década de 90, contra 7,3% em 1991, fato que representou um aumento de 4 milhões de idosos durante o período. Não obstante, o país possui um grande contingente de beneficiários da previdência social. De acordo com Oliveira et alii (1997), o número de segurados, que era baixo até meados dos anos 70, elevou-se vertiginosamente nas duas últimas décadas, chegando a cerca de 15 milhões em 1994. Ainda mostram que no ano de 1997, a relação contribuinte/beneficiário se situava em dois contribuintes ativos por beneficiário, valor semelhante aos registrados na França e Alemanha, porém associados a uma estrutura etária mais velha que a nossa.

Alterações na dinâmica demográfica, mudanças na estrutura familiar e institucional podem condicionar a participação do idoso na população economicamente ativa (PEA), contudo, as evidências encontradas na literatura são diversificadas. O estudo de Guillemard e Rein (1993) para França, Holanda e Alemanha, por exemplo, revelou que a inatividade após os 55 anos chegou mesmo a tornar-se uma nova norma. Os autores mostraram que, entre os anos de 1970 e 1990, houve uma queda na taxa de atividade dos homens na faixa dos 55 aos 64 anos nos países citados. No caso brasileiro, ao contrário, Camarano (2001) observou que em 1977, 4,5% da PEA era formada por idosos, indicador que em 1998 passou para 9%, ou seja, o dobro de participação. Seus achados também revelaram que a taxa de atividade dos idosos aposentados entre o período de 1978-1998 cresceu de 51,2% para 77,6%, entre os homens, enquanto no grupo das mulheres, a variação registrada foi 31,1% para 53,1%.

As elevadas taxas de participação dos idosos no mercado de trabalho, inclusive dos aposentados, pode está indicando a necessidade de manutenção do padrão de vida, a complementação da renda domiciliar, condições mínimas de sobrevivência e/ou melhora na saúde do idoso. Por outro lado, torna-se notória a necessidade de um novo norteamento para políticas públicas relacionadas à saúde e previdência social (Furtado 2005). Nos Estados Unidos, por exemplo, parte relevante da riqueza dos trabalhadores mais velhos nos Estados Unidos é garantida por um fluxo de pensões esperado do sistema de seguridade social.

* Recebido em novembro de 2009, aprovado em setembro de 2010.
E-mail address: viviansq13@hotmail.com

Este fluxo representava mais de 60% do rendimento de tais trabalhadores em 1992 (McKee 2006). Já no Brasil, os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD de 2005 indicam que os rendimentos da aposentaria, pensão e outras fontes correspondem a 70% da renda dos idosos entre 60 e 64 anos de idade que residem no meio urbano. Com efeito, a forte dependência de rendas não oriundas do trabalho aliada à ausência de impedimentos legais às atividades laborais dos aposentados, assim como, às crescentes demandas sociais e custo de vida podem acirrar a competição entre idosos e jovens no mercado de trabalho.

Na literatura nacional existem poucos estudos que tratam da empregabilidade do idoso nos setores do mercado de trabalho. Camarano (2001), por exemplo, analisou a inserção do idoso no mercado de trabalho brasileiro entre o período de 1978-1998. Os resultados desse estudo apontaram para o papel positivo da educação na oferta de trabalho, destacando-se a importância da renda do aposentado na renda domiciliar. Liberato (2003), por sua vez, investigou o emprego dos homens idosos no meio urbano na fase pós-aposentadoria e mostrou que aqueles detentores dos menores benefícios são os mais propensos a trabalhar. Já no âmbito internacional, McKee (2006) realizou um estudo sobre a oferta de trabalho do idoso na Indonésia e observou que o mercado de trabalho segmentado tem regras distintas para absorção do homem idoso. O autor encontrou dois resultados importantes:

- (i) que os salários, as chances de emprego e as horas trabalhadas diferem entre os setores e;
- (ii) que as características específicas de cada setor afetam a decisão de oferta de trabalho e a mobilidade intersetorial dos idosos.

A investigação sobre quais variáveis são determinantes na absorção do idoso no mercado de trabalho segmentado pode fornecer insumos para o norteamento de políticas públicas. Tal aspecto permanece pouco explorado no Brasil, a despeito do aumento da informalidade no mercado de trabalho durante as últimas décadas e seus rebatimentos em termos de estrutura salarial, condições de trabalho e benefícios legais (Braga 2006; Souza et alii 2006). Diante desse contexto, o presente artigo faz uma análise empírica acerca da inserção produtiva dos idosos (pessoas 60 anos de idade ou mais) nos diferentes segmentos do mercado de trabalho brasileiro, a partir da estimativa de um modelo de escolha ocupacional e dados oriundos da mais recente PNAD de 2007. Para tanto, são considerados dois enfoques:

- (i) a averiguação do efeito dos atributos socioeconômicos (sexo, idade, educação, posição na família etc.) nas chances relativas de emprego dos idosos entre as diferentes categorias ocupacionais e;
- (ii) a estimativa do impacto da condição de aposentado nas probabilidades de emprego por categorias de trabalho.

Incluindo a introdução, este trabalho está dividido em cinco partes. A segunda apresenta uma breve revisão da literatura. Na terceira parte são expostas evidências sobre a dinâmica da população idosa no Brasil e sua

inserção no mercado de trabalho. A quarta seção trata da exposição dos aspectos teóricos e procedimentos metodológicos. A quinta analisa os resultados empíricos. Por fim, a última parte é reservada à Conclusão.

2. Revisão da Literatura

As mudanças demográficas ocorridas nas últimas décadas no Brasil estão relacionadas à elevação da expectativa de vida da população e à diminuição da taxa de fecundidade (Moreira 2001). Nesse contexto, o processo de envelhecimento da população é um dos fatores relevantes para a participação dos idosos na força de trabalho (Börsch-Supan 2003). Por outro lado, sabe-se que a ampliação/reformas dos programas de Seguridade Social também exercem impactos consideráveis na probabilidade de atividade/inatividade do idoso (Gruber e Wise 1998; Souza e Machado 2004).

A promulgação da Constituição brasileira em 1988, por exemplo, trouxe importantes inovações para o sistema de Seguridade Social. De acordo com Oliveira et alii (1997), as principais foram: a equiparação dos benefícios urbanos e rurais e o piso unificado igual a um salário mínimo para todos os benefícios previdenciários e assistenciais. Cabe destacar, entretanto, que o sistema institucional não comportava as novas responsabilidades, fato que exigiu a execução de reformas da Previdência nos anos posteriores.

Segundo Pinheiro e Giambiagi (2005), as principais reformas adotadas para o setor público foram: idade à aposentadoria de 55 anos (60 anos) para mulheres (homens) com 30 anos (35 anos) de contribuição e permanência mínima de 10 anos no setor público e 5 anos no cargo. Os professores do ensino pré-universitário, por sua vez, tiveram o limite de idade reduzido em 5 anos. Outro tratamento diferenciado foi dado aos contribuintes da iniciativa privada, exigindo-se apenas o tempo mínimo de contribuição. Esse novo arranjo institucional permitiu o aumento do número de benefícios concedidos, possibilitando ao aposentado permanecer (reingressar) no mercado de trabalho, uma vez que, no Brasil, não há qualquer impedimento legal ou qualquer penalidade para que o idoso tome tal decisão.

Em 1999, contudo, a reforma baseada na Lei 9.876 introduziu uma série de alterações no cálculo dos benefícios pagos à aposentadoria por tempo de contribuição ou por idade, a saber:

- (i) a consideração do fator previdenciário, o qual na sua fórmula inclui a idade do segurado, o tempo de contribuição e a expectativa de sobrevivência;
- (ii) 80% das maiores parcelas de contribuição ao invés da média de pagamentos durante os últimos 36 meses (Silva e Schwarzer 2002).

Conforme ressalta Souza e Machado (2004), é provável que boa parte da população idosa tenha antecipado sua aposentadoria como meio de escapar dessas novas regras.

Silva Leme e Málaga (2001), por exemplo, discutem como as reformas no sistema de Seguridade Social podem afetar a atividade econômica e escolha ocupacional dos idosos. Destacam que a garantia uma renda vitalícia pode aumentar o salário de reserva exigido pelo idoso e tornar alguns empregos disponíveis menos atraentes, sobretudo, para os aposentados mais instruídos. Já Liberato (2003), observou que o Brasil registrou um crescimento das taxas de atividade coincidente com as variações na composição de benefícios de aposentadoria durante os anos noventa, pois o achatamento do teto previdenciário a partir de 1989 teria implicado aumento da oferta de trabalho dos aposentados. Ainda mostrou que o trabalho seria uma forma de compensação da perda do poder de compra desses idosos, sobretudo, para aqueles trabalhadores com maior escolaridade.

Em estudo recente sobre a participação dos idosos no mercado de trabalho no Brasil, Furtado (2005) traça um quadro comparativo entre a realidade brasileira e a dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). O autor destaca o papel de três fatores distintos, de sistemas de aposentadoria por idade, na determinação da atividade econômica dos idosos:

- (i) a idade mínima legal à aposentadoria;
- (ii) o valor da taxa de reposição (relação entre o valor do benefício previdenciário e a renda prévia do trabalhador) e;
- (iii) o imposto implícito derivado da opção pelo trabalho (diferença entre os fluxos de rendimentos esperados da aposentadoria e do trabalho, ponderada pelo valor total das aposentadorias não recebidas e contribuições extras).

Nesse contexto, as evidências encontradas para os países da OCDE sugerem que uma maior taxa de reposição deve induzir a saída do idoso do mercado de trabalho; a idade mínima também pode contribuir para a inatividade do idoso, desde que combinada a uma baixa probabilidade de emprego e alta taxa de reposição.¹ Por outro lado, se a expectativa de ganhos futuros com a postergação da aposentadoria for inferior aos custos (pagamentos de seguros adicionais e benefícios não recebidos), haveria um aumento do imposto implícito, o que, por seu turno, tenderia a estimular a inatividade do idoso.²

Na Alemanha, Börsch-Supan et alii (2007) simularam os efeitos orçamentários de diferentes reformas no sistema de Seguridade Social daquele país tais que desestimulassem a inatividade precoce dos idosos. Ao comparar as regras vigentes em 1992 com aquelas estabelecidas após a reforma de 2001, estimam redução de 37% nas despesas previdenciárias em caso de:

¹ Dadas essas evidências, muitos países da OCDE buscaram atrelar o valor do benefício previdenciário a regras que estabelecem uma maior taxa de reposição com permanência do idoso no mercado de trabalho após a idade mínima à aposentadoria. No Brasil, também tem se estimulado o adiamento da aposentadoria após a introdução do Fator Previdenciário a partir de 1999.

² Em geral a OCDE tem recomendado a extinção de mecanismos institucionais que incentivem a aposentadoria precoce. Para maiores detalhes e dados referentes aos países da OCDE vide Furtado (2005).

- (i) idade mínima à aposentadoria de 65 anos, associada a uma taxa de reposição de 65% dos salários e
- (ii) ajuste anual de 6% no valor dos benefícios.

Benítez-Silva e Heiland (2008), em estudo para os Estados Unidos, estimaram que os idosos beneficiários do sistema de Seguridade Social passam mais tempo na força de trabalho quando comparados aos não aposentados. Por outro lado, seus achados também sugerem que o reingresso na atividade econômica é relativamente mais custoso para os idosos que se aposentaram mais cedo e deixaram de trabalhar.

Afora a questão da transição demográfica e das reformas institucionais, cabe destacar a importância de outros fatores na determinação da taxa de atividade e escolha ocupacional dos idosos. Na literatura nacional e internacional pode-se encontrar uma série de evidências que reforçam o papel da saúde, expectativa de vida, educação e estrutura familiar.

No Brasil, os estudos de Camarano (2001) e Wajzman et alii (2004) destacam que a renda da aposentadoria aliada aos rendimentos do trabalho podem revert-se em importante instrumento para o combate a pobreza familiar e desestimular a inatividade do idoso. Contudo, também ressaltam que a permanência do idoso no mercado de trabalho depende de suas condições de saúde, as quais estariam vinculadas à idade e à instrução. A primeira autora mostra que as ocupações por conta-própria e/ou ocupações sem carteira de trabalho assinada, elencadas como informais, são as mais predominantes entre os idosos brasileiros. Por sua vez, os últimos autores verificaram que os trabalhadores detentores das maiores taxas de atividade são aqueles mais dependentes do rendimento da atividade econômica, a saber: homens, negros, chefes de família com baixa renda familiar e os não aposentados. Ainda mostram que, embora os idosos estejam mal posicionados na escala socioeconômica, à medida que eles envelhecem apenas os mais bem qualificados ou não envolvidos em atividade manuais registram as melhores chances de permanecerem economicamente ativos.³

Hurd et alii (2004) analisaram o efeito da expectativa de vida na propensão à saída do mercado de trabalho e solicitação de aposentadoria por parte dos trabalhadores idosos dos Estados Unidos. Seus resultados indicaram que os idosos com maior esperança de sobrevida possuem maior propensão à atividade econômica, em relação àqueles que esperam falecer em poucos anos.

³ Resultados semelhantes também foram encontrados por Legrand (1995), Afonso e Schor (2001) e Souza e Machado (2004).

3. A Inserção do Idoso no Mercado de Trabalho Brasileiro

3.1. População idosa no Brasil

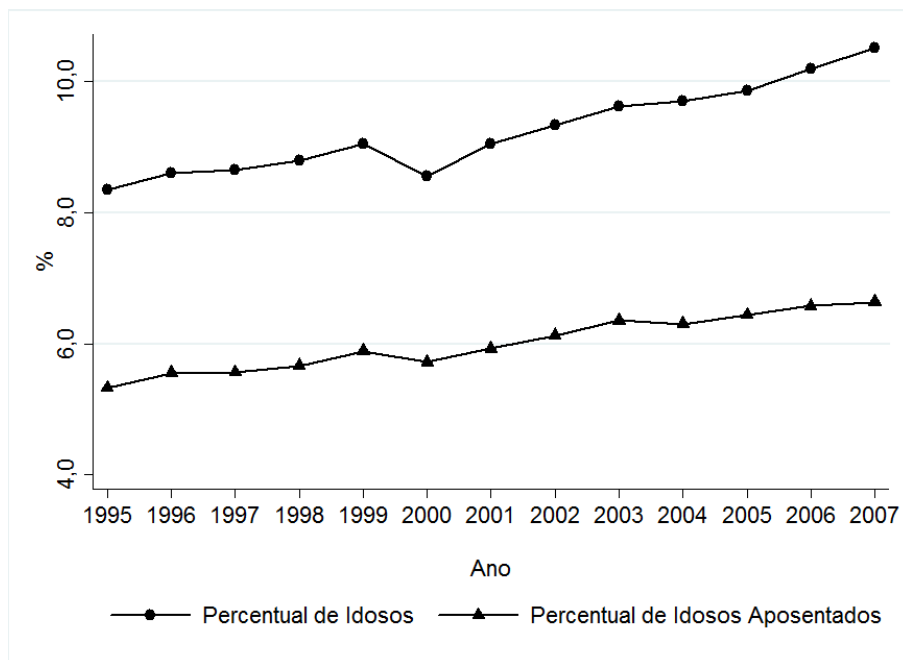
O Brasil vem presenciando um processo de envelhecimento da população em decorrência da elevação da esperança de vida e da queda da taxa de fecundidade. No entanto, esse processo não é exclusivo desse país, pois de acordo com o IBGE (2006), o número de pessoas com 60 anos de idade ou mais em todo o mundo passou de 204 milhões, em 1950, para cerca de 579 milhões em 1998. Estima-se ainda que, em 2050, o mundo terá cerca de 1,9 bilhões de idosos enquanto a população idosa representará, nesse mesmo ano, um terço da população total nos países desenvolvidos. Segundo Oliveira et alii (1997), a mortalidade no Brasil experimentou um declínio rápido e sustentável a partir da década de 40, o que acarretou um aumento na esperança de vida ao nascer, de 41 para 65 anos no final da década de 80. Furtado (2005) observou que na década de 90 houve um incremento populacional de 26,5% no intervalo de idade de 60 a 64 anos, ao passo que o grupo de idade de 75 anos de idade ou mais se elevou em 49,3%.

A Figura 1 mostra a evolução do percentual de idosos (pessoas com 60 ou mais anos de idade) e de idosos aposentados na população total entre 1995-2007. A taxa de participação dos idosos apresenta uma tendência de crescimento ao longo dos anos. Em 1995, o total de idosos representava cerca de 8% da população, em 2007, essa participação ultrapassa os 10%, segundo os dados das PNADs. Nesse intervalo de anos houve significativa melhora nas condições de saúde dos idosos e diminuição da mortalidade o que, possivelmente, contribuiu para esse avanço. Ainda na mesma figura, é possível observar que o percentual de aposentados se elevou. Em 1995, a população total era composta por 5% de aposentados, enquanto que, no final do período, ficou em torno dos 7%.

O crescimento das populações idosa e aposentada ao longo das últimas décadas no Brasil permitiu manter uma relação de dois contribuintes por beneficiário no sistema de previdência social, estrutura semelhante à verificada em países desenvolvidos detentores de população relativamente mais velha (Oliveira et alii 1997). Assim, é provável que o crescente número de beneficiários no Brasil não seja consequência apenas da dinâmica demográfica, mas também de um conjugado de fatores econômicos e institucionais.

Com o intuito de observar melhor a evolução da estrutura demográfica no Brasil foi feita uma distribuição da população por faixa de idade e por sexo entre os anos de 1997 e 2007, conforme Figura 2.

Os dados mostram que houve um estreitamento da base da pirâmide etária ao longo dos anos em foco, fato consistente com a diminuição na taxa de fecundidade verificada no país. Por outro lado, ao se comparar os dois períodos, ainda é possível verificar um aumento da população nos grupos de idade que se estendem de 20 a 85 anos, destacando o crescimento do número de mulheres



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNADs de 1995 a 2007 e do Censo de 2000.

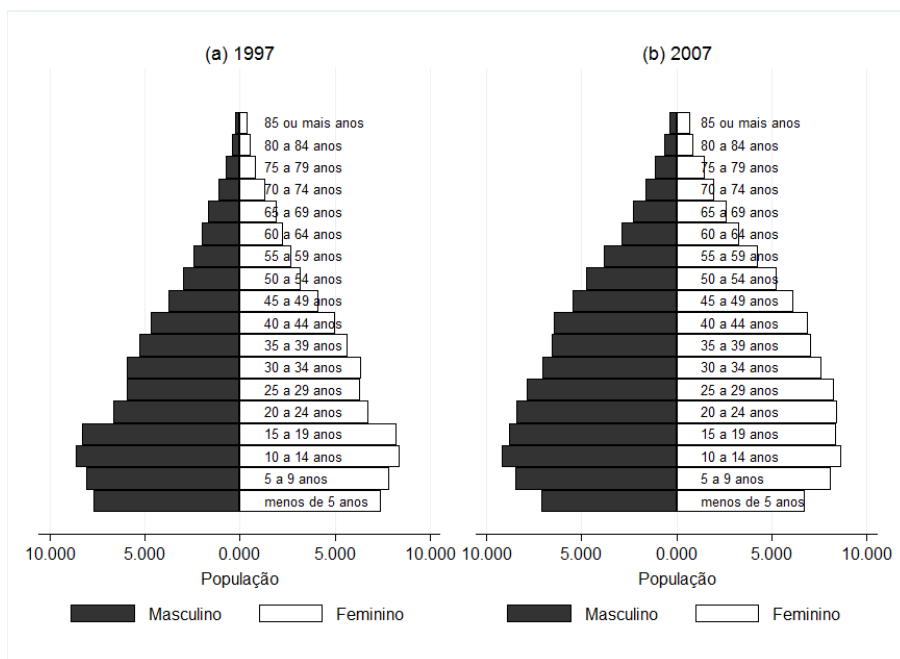
Nota: Resultados expandidos para a população.

Fig. 1. Brasil – Evolução da participação dos idosos e idosos aposentados na população total (1995-2007)

relativamente aos homens. Ainda em relação às pessoas com 60 ou mais anos de idade (idosos), os dados das PNADs permitem anotar que em 1997, 8,6% da população brasileira era idosa, enquanto em 2007 essa taxa passou para 10,5%. Logo, a partir das evidências reportadas, percebe-se um relativo envelhecimento da população brasileira.

As diferenças na composição etária da população brasileira por localização setorial podem ser constatadas pela comparação das pirâmides etárias por zonas rural e urbana. A Figura 3 apresenta a distribuição da população segundo faixas etária/sexo e por área rural/urbana.

Percebe-se que, em 2007, a população do meio rural registrou em sua composição forte presença de pessoas de 5 a 24 anos, caso distinto da distribuição observada para as cidades brasileiras, onde a pirâmide etária apresenta uma base mais estreita. Não obstante, a população de idosos, entre os anos 1997-2007, se elevou tanto na área urbana quanto rural, 55% e 22%, respectivamente. Destaca-se o crescimento da população idosa no meio urbano, o qual pode estar relacionado com os movimentos migratórios, dadas às melhores oportunidades de emprego e salários oferecidos pelas cidades. Nesse sentido, cabe ressaltar que, de acordo com as PNADs, o total de pessoas que



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNADs de 1997 e 2007.

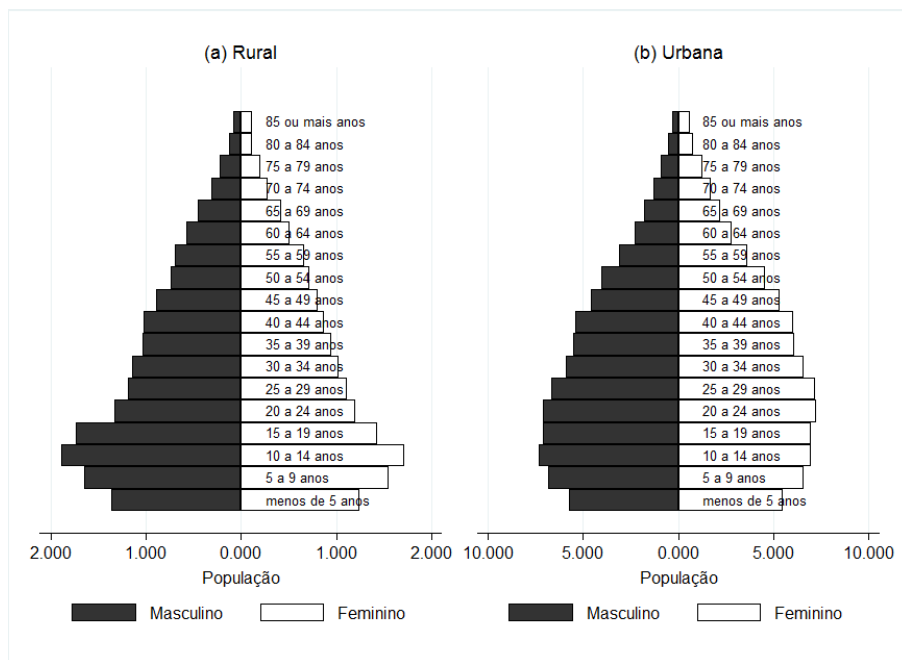
Nota: Resultados expandidos para a população.

Fig. 2. Distribuição da população brasileira segundo faixa etária e por sexo – Pirâmides etárias (1997 e 2007)

viviam na zona urbana aumentou em 27% no período em foco.

3.2. Inserção dos idosos no mercado de trabalho

As evidências reportadas anteriormente chamam atenção para o processo de envelhecimento da população brasileira durante os últimos dez anos e seus possíveis rebatimentos no mercado de trabalho e na qualidade de vida dos idosos. Todavia, quando se trata da inserção de parte da população idosa nas atividades econômicas, os achados presentes na literatura mostram que a taxa de participação do idoso no Brasil ainda está alta quando comparada àquelas verificadas em outros países. O trabalho de Furtado (2005), por exemplo, revela que em 2003, o percentual de homens idosos na força de trabalho brasileira (46%) superava aqueles observados em vários países desenvolvidos como: Estados Unidos, França, Alemanha, Canadá e Japão. À exceção do Japão, os referidos países apresentaram taxas inferiores a 30%. Já Guillemard e Rein (1993), por sua vez, observaram queda nas taxas de atividade de homens de 60 a 64 anos entre os anos de 1970 e 1990 na França, Holanda e Alemanha.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNADs de 2007.

Nota: Resultados expandidos para a população.

Fig. 3. Distribuição da população brasileira segundo faixa etária e por sexo – Pirâmides etárias – Zonas rural e urbana – 2007

Já no Brasil, entre 1997-2007, o total de idosos economicamente ativos cresceu 42,7%, respectivamente, conforme dados das PNADs.

Com o intuito de explorar o perfil dos trabalhadores idosos (pessoas com 60 anos ou mais) na conjuntura mais recente do mercado de trabalho brasileiro, a Tabela 1 mostra características de sexo, raça, idade, escolaridade, horas de trabalho e rendimentos desse grupo populacional, separadas por aposentados e não aposentados.

A despeito da condição de aposentadoria, a maior parte dos trabalhadores idosos é do sexo masculino, de cor branca e reside em zonas urbanas. Todavia, algumas diferenças podem ser encontradas ao se comparar os dois grupos:

- (i) dentre os homens idosos, aqueles já aposentados têm maior taxa de participação no mercado de trabalho (65%) e;
- (ii) a mulher idosa, ao contrário, tem maior participação entre as não aposentadas, ou seja, 39% contra 34% das aposentadas.

Tal fato pode estar relacionado, por um lado, a geração de maiores oportunidades de trabalho para as mulheres, e por outro, a possíveis atributos produtivos não observados ou fatores familiares/institucionais que influenciariam diretamente o adiamento da aposentadoria (Scorfaze e

Tabela 1

Brasil – Perfil dos trabalhadores idosos no ano de 2007

	Não Aposentados %	Aposentados %
Sexo		
Feminino	39,4	34,5
Masculino	60,6	65,5
Raça		
Não branco	52,5	47,6
Branco	47,5	52,4
Residência setorial		
Rural	16,8	40,4
Urbano	83,1	59,6
	Não Aposentados (média)	Aposentados (média)
Anos de estudo	4,6	3,9
Idade	64,3	68,0
Rendimento do trabalho principal (R\$)	943,42	708,05
Horas de trabalho	36,7	30,9
Renda domiciliar per capita (R\$)	774,48	927,88

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2007.

Notas: Apenas trabalhadores empregados na semana de referência.

Todas as diferenças de proporções e médias são estatisticamente significativas a 1%.

Menezes-Filho 2001; Queiroz et alii 2008).

A respeito da residência setorial, a maciça participação dos idosos no mercado de trabalho urbano é consistente com as diferenças de oportunidades de emprego, rendimentos e oferta de serviços entre os meios rural e urbano. Esses dados podem refletir um histórico de migração setorial na busca por melhores condições de sobrevivência na zona urbana, principalmente, por aqueles que não possuem renda oriunda da aposentadoria.

Já quando se compara os idosos aposentados e não aposentados da zona rural, percebe-se que os aposentados têm participação de 40% contra 17% dos não aposentados. Com efeito, esses percentuais possivelmente se relacionam com as diferenças institucionais nos regimes de aposentadoria para o trabalhador rural e urbano no Brasil. No caso do trabalhador rural, por exemplo, a concessão do benefício previdenciário não requer comprovação de tempo de serviço, o que, geralmente, inibe a postergação da aposentadoria rural. Por outro lado, as evidências sobre a importância da renda da aposentadoria nos domicílios rurais, favorecem o engajamento dos aposentados rurais em atividades informais, desestimulando a migração dos mesmos para o meio urbano (Camarano 2001; Ramalho 2008).

Em relação ao nível de instrução dos idosos trabalhadores, é possível observar que os não aposentados têm, em média, mais anos de estudo (4,6 anos) que os aposentados (3,9 anos). Uma vez que a permanência/reinserção dos aposentados no mercado de trabalho pode ser motivada pela necessidade

de complementar o rendimento domiciliar, estes tendem a aceitar salários relativamente mais baixos, aspecto que pode requerer do idoso não aposentado maior nível de instrução no âmbito da concorrência por melhores salários.

O trabalhador idoso/aposentado tem, em média, 68 anos de idade contra 64 anos do não aposentado. Visto que a idade é um dos fatores determinantes da inserção do idoso no mercado de trabalho, essa diferença pode estar relacionada ao:

- (i) regime de aposentadoria por tempo de serviço, que em muitos casos, devido às perdas salariais resultantes, estimulam a postergação da procura pelo benefício previdenciário e;
- (ii) a melhoria da expectativa de vida da população idosa e ausência de impedimentos legais ao emprego, fatores que podem permitir maior disposição/viabilidade para o trabalho mesmo na condição de aposentado.

O salário médio recebido pelo idoso não aposentado (R\$ 943,42) é maior que o recebido pelo aposentado (R\$ 708,05). Esses dados são consistentes com a hipótese de retorno do aposentado ao mercado de trabalho em função da necessidade de complementar a renda domiciliar. Nesse sentido, ainda é possível observar que a renda domiciliar do idoso aposentado é, em média, maior que a do não aposentado, ou seja, R\$ 927,88 contra R\$ 774,48.

Ainda na Tabela 1, a média das horas trabalhadas na semana pelos idosos não aposentados é superior (36,7 horas) a dos aposentados (30,9 horas). A concorrência com o aposentado na disputa por vaga de trabalho e/ou rendimentos maiores, pode exigir mais horas de trabalho para o não aposentado. Não obstante, é possível que os idosos não aposentados sejam relativamente mais esforçados e destemidos, características que devem influenciar o adiamento da aposentadoria por idade e a permanência no mercado de trabalho.

Afora as evidências já levantadas, caberia investigar as características de ocupação dos idosos no mercado de trabalho. Destarte, a Tabela 2 apresenta a distribuição dos idosos aposentados e não aposentados segundo a categoria de ocupação e por sexo.

Observa-se que a grande maioria dos idosos aposentados está em inatividade econômica, entretanto, as mulheres registraram as maiores taxas comparadas aos homens, possivelmente por que nessa fase da vida caberia dedicar-se mais à família e/ou aos afazeres domésticos. Em relação aos não aposentados, as mulheres também apresentam maior inatividade. Porém, 72% dos homens não aposentados se encontravam em atividade econômica, taxa bastante superior à verificada para os homens aposentados (35%).

Quanto à condição de emprego, destacam-se as pequenas taxas de desemprego dentre os aposentados, 1,8% e 1,2%, para homens e mulheres, respectivamente. Já entre os não aposentados, o desemprego é maior para os homens em relação às mulheres. Isso pode ser condicionado pela maior participação dos homens idosos na PEA.

Com respeito à ocupação dos idosos não aposentados, se destaca a elevada presença dos homens e das mulheres em empregos por conta própria, 42,9% e

Tabela 2

Brasil – Características de emprego e ocupação do idoso aposentado e não aposentado por sexo – 2007 – %

Condição/Sexo	Não aposentado		Aposentado	
	feminino	masculino	feminino	masculino
Atividade				
Economicamente inativo	80,5	27,9	79,0	64,6
Economicamente ativo	19,5	72,1	21,0	35,4
Emprego				
Desempregado	2,2	3,1	1,2	1,8
Empregado	97,8	96,9	98,	8 98,2
Ocupação				
Empregado com carteira	7,7	18,1	3,1	5,9
Funcionário público	11,5	7,9	2,8	1,4
Empregado sem carteira	6,6	15,7	4,1	10,5
Doméstico com carteira	2,8	0,5	0,6	0,1
Doméstico sem carteira	11,5	1,4	6,9	0,7
Conta própria	33,8	42,9	27,3	50,4
Empregador	2,7	8,1	2,9	8,9
Produção/Próprio consumo	15,3	3,7	38,3	18,5
Construção/Próprio uso	0,1	0,4	0,0	0,9
Não remunerado	7,9	1,2	13,9	2,5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2007.

Notas: Os idosos empregados e desempregados referem-se apenas aos trabalhadores economicamente ativos. Na comparação de proporções de homens aposentados e não aposentados, apenas a categoria empregador não registrou diferença estatisticamente significativa a 1%. Já na comparação entre mulheres, as diferenças de proporção nas categorias empregador e construção para próprio uso não foram estatisticamente significativas a 1%.

33,8%, respectivamente. Já no grupo dos aposentados, as mulheres destacam-se pela ocupação voltada para o próprio consumo (38%), enquanto os homens, em empregos autônomos (50%). Todavia, ao se comparar aposentados e não aposentados percebem-se algumas diferenças importantes:

- (i) os não aposentados, sobretudo, os homens, possuem maior acesso ao trabalho assalariado com e sem carteira assinada;
- (ii) também é relativamente maior a presença dos não aposentados no setor público, principalmente das mulheres;
- (iii) a verificada presença de mulheres e homens aposentados em empregos de produção para o próprio consumo deve estar condicionada pelas atividades rurais e;
- (iv) a ocupação enquanto empregador é maior para os aposentados e, entre os sexos, mais frequente para os homens.

Em geral é possível anotar que os idosos estão alocados em ocupações características do setor informal, especialmente no trabalho autônomo. Mesmo desconsiderando a possibilidade de contribuição para a previdência social, o emprego por conta própria geralmente requer habilidades específicas e permite

maior flexibilidade na alocação das horas trabalhadas. Nessas circunstâncias, a permanência/reinserção do idoso no mercado de trabalho pode ocorrer em condições melhores que as observadas nos empregos assalariados sem carteira, em que as relações de trabalho geralmente são precárias e os rendimentos relativamente baixos.

Com vistas a analisar o papel da educação na distribuição ocupacional dos idosos, a Tabela 3 apresenta essa alocação por faixas de instrução de acordo com os dados da PNAD de 2007.

Tabela 3

Brasil – Posição na ocupação do idoso por faixa de instrução (anos de estudo) – 2007 – %

Ocupação/Estudo	menos de 1 ano	1 a 4 anos	5 a 10 anos	11 a 14 anos	15 ou mais	Total
Empregado com carteira	4,1	8,6	12,2	17,3	14,6	8,9
Funcionário público	1,0	2,8	4,7	14,4	20,0	4,7
Empregado sem carteira	9,5	9,6	10,8	11,3	10,7	10,0
Doméstico com carteira	0,8	0,9	1,0	0,2	0,0	0,7
Doméstico sem carteira	4,2	4,8	4,2	1,4	0,2	3,9
Conta-própria	40,8	42,9	44,3	33,7	30,9	40,8
Empregador	2,5	5,5	8,1	13,0	17,0	6,4
Produção/Próprio consumo	31,3	18,2	9,4	3,5	3,0	18,7
Produção/Próprio uso	0,3	0,7	0,3	0,5	0,0	0,5
Não remunerado	5,6	6,0	5,1	4,8	3,8	5,5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2007.

Notas: Resultados expandidos para a população.

Observando as linhas da tabela em destaque, verifica-se que o nível de instrução aumenta a probabilidade (frequência) de o idoso ingressar em ocupações com carteira de trabalho, no serviço público ou como empregador.

Destaca-se ainda que há uma queda da ocupação do idoso como doméstico sem carteira de trabalho assinada e para próprio consumo quando se elevam os anos de estudo. Além do que, cai a ocupação do empregado sem carteira de trabalho assinada com 11 anos de estudo ou mais. A participação de idosos em ocupações como trabalhador com carteira assinada, funcionário público e empregador, responde diretamente ao aumento da escolaridade.

Com efeito, as evidências anteriores sugerem um papel importante da educação na propensão do idoso obter emprego formal ou melhorar sua remuneração. Tal característica aliada à observação de que os não aposentados têm maior acesso aos empregos formais (emprego com carteira assinada ou funcionário público), podem indicar que a condição de aposentadoria para os menos instruídos aumenta a chance de os mesmos atuarem em empregos informais, questão que será alvo de investigação nas próximas seções.

4. Estratégia Empírica

O modelo empírico a seguir procura identificar os determinantes da escolha ocupacional dos idosos no mercado de trabalho. Especificamente, trata-se de uma aplicação do modelo *logit* multinomial conforme diversos estudos empíricos sobre oferta de trabalho (Gatak et alii 2001; Nasir 2005).

Considerando um mercado de trabalho segmentado em K setores, a decisão de ofertar trabalho será condicionada pelo confronto multilateral das potenciais utilidades (U_j) obtidas pelo idoso no conjunto de oportunidades disponíveis. Logo, o idoso ofertará trabalho no setor j se, e somente se, este oferecer o maior benefício líquido em relação aos demais, ou seja, se $U_j = \max(U_1, U_2, \dots, U_k)$, com a variável binária y_j recebendo o valor 1 se escolhe a alternativa j e 0 caso contrário.

Assumindo que a função de utilidade anterior é estocástica, cujo termo de erro segue uma distribuição de valor extremo, Maddala (1983) mostra que as probabilidades das escolhas podem ser estimadas a partir de um *logit multinomial*. Assim, a probabilidade (p_j) de o idoso ser absorvido pelo setor j é dada por:

$$p_j = pr(y_j = 1) = \frac{\exp(\pi_j X_i)}{\sum_{k=1}^K \exp(\pi_k X_i)} \quad \forall \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (1)$$

onde: π_j é um vetor de parâmetros; $X_i = (1, x_i^1, \dots, x_i^h)$ é um vetor de “ h ” características pessoais que influenciam a procura por trabalho.

O *logit multinomial* requer uma normalização arbitrária para uma categoria de referência, pois precisa fornecer $h(K - 1)$ parâmetros com apenas K equações. Nesse sentido, a interpretação deve ser feita tomando-se uma das categorias de escolha como referência (Greene 2002, p. 721).

Um problema bastante comum ao se utilizar amostras de trabalhadores refere-se ao viés de seleção da amostra. A dificuldade pode ocorrer se algum grupo é distribuído de forma não aleatória, isto é, devido à presença de características produtivas não observadas, a saber: maior motivação, agressividade, empreendedorismo etc. (Heckman 1979; Lee 1978). No caso específico do presente trabalho, procura-se detectar se a escolha entre a condição de aposentado/não aposentado pode ser influenciada por fatores não observados, tornando os parâmetros da equação (1) tendenciosos (Piracha e Vadean 2009).⁴

Na literatura é possível encontrar duas formas de tratamento para amostras não aleatórias:

- (i) assumindo que o problema é gerado por endogeneidade ou

⁴ Outro possível viés de seleção poderia está relacionado à condição de atividade econômica, porém foge ao escopo desse trabalho fazer correções para mais de uma fonte de viés de seleção na amostra.

(ii) por viés de seleção.⁵

No primeiro caso, a equação (1) poderia ser estimada para uma amostra conjunta de idosos aposentados e não aposentados, instrumentalizando a condição de aposentadoria para controlar a interdependência entre as escolhas ocupacionais e de aposentar-se. Entretanto, essa correção provocaria apenas uma mudança de intercepto no modelo e não seria capaz de alterar os demais parâmetros. Na segunda estratégia, ao contrário, assume-se que o viés de seleção poderia alterar todos os coeficientes do modelo, para tanto, a equação (1) deveria ser estimada em amostras separadas por aposentados e não aposentados incluindo um termo de correção (Piracha e Vadean 2009).

Nessa pesquisa optou-se pela segunda estratégia acima mencionada, uma vez que é menos restrita. Destarte, para testar a hipótese de seletividade entre os trabalhadores idosos, segundo a condição de aposentado, segue-se a estratégia proposta por Gourieroux et alii (1987). O método consiste em duas etapas. Primeiro, estima-se a equação de seleção (decisão de aposentadoria) por um *probit* univariado:

$$pr(d = 1) = \theta Z_i + \varepsilon \quad (2)$$

onde: d é uma variável binária que assume o valor 1 se o trabalhador é não aposentado e 0 caso seja aposentado; Z_i é um vetor de variáveis exógenas que influencia a decisão de aposentadoria; θ é um vetor de parâmetros e ε um termo estocástico.

A partir da estimativa da equação (2) é possível computar os chamados resíduos generalizados ou conhecidas taxas inversas de *Mill*:

$$\lambda_n = \begin{cases} \frac{f(\hat{\theta}Z)}{F(\hat{\theta}Z)} \Leftrightarrow d = 1 \\ -\frac{f(\hat{\theta}Z)}{1-F(\hat{\theta}Z)} \Leftrightarrow d = 0 \end{cases} \quad (3)$$

onde: $\hat{\theta}Z$ é a predição linear da equação (2); f é a função de densidade normal padrão e F a função normal de densidade acumulada.

Na segunda etapa, λ_n e a variável binária d são introduzidas como regressores adicionais na equação (1), que, por sua vez, deve ser estimada para toda amostra de trabalhadores idosos. Caso o coeficiente associado à variável λ_n seja estatisticamente significativo, fica constatada a presença de viés de seleção na amostra. Portanto, para obter parâmetros não tendenciosos, a equação (1) foi re-estimada em amostras separadas para aposentados/não aposentado com o acréscimo de λ_n como regressor (Piracha e Vadean 2009).

Após obter as estimativas dos coeficientes do modelo, foi feito um exercício contrafactual com intuito de observar o efeito da condição de aposentadoria

⁵ A escolha do método apropriado depende da interpretação do pesquisador quanto aos rebatimentos das produtividades não observadas nos parâmetros do modelo econométrico.

sobre as probabilidades de ocupação.⁶ No caso dos não aposentados, esse efeito é dado pela diferença entre a probabilidade de escolha da ocupação j e a mesma probabilidade caso o trabalhador tivesse optado pela aposentadoria. Formalmente:

$$\Delta p_j^n = \frac{\exp(\pi_j^n X_i^n)}{\sum_{k=1}^K \exp(\pi_k^n X_i^n)} - \frac{\exp(\pi_j^a X_i^n)}{\sum_{k=1}^K \exp(\pi_k^a X_i^n)} \forall k = 1, 2, \dots, K \quad (4)$$

onde: o primeiro termo da equação (4) fornece a probabilidade factual e o segundo a probabilidade contrafactual. Esta última probabilidade pode ser obtida imputando os coeficientes obtidos com a estimação da equação (1) para uma amostra de idosos aposentados (π_k^a) sobre as características observadas para os idosos não aposentados (X_i^n).

Por fim, no caso dos aposentados o efeito da decisão de aposentadoria sobre as probabilidades de ocupação é dado por:

$$\Delta p_j^a = \frac{\exp(\pi_j^a X_i^a)}{\sum_{k=1}^K \exp(\pi_k^a X_i^a)} - \frac{\exp(\pi_j^n X_i^a)}{\sum_{k=1}^K \exp(\pi_k^n X_i^a)} \forall k = 1, 2, \dots, K \quad (5)$$

onde: a primeira parcela da equação (5) estima a probabilidade factual (probabilidade de ocupação dado que o trabalhador aposentou-se) e a segunda a probabilidade contrafactual, ou seja, a probabilidade de ocupação no setor j caso o trabalhador não tivesse se aposentado. Assim, a probabilidade contrafactual é obtida imputando o vetor de coeficientes obtidos com a regressão da equação (1) na amostra de não aposentados (π_k^n) sobre as características observadas dos aposentados (X_i^a).

4.1. Base de dados e tratamentos

Os dados utilizados nas estimativas das regressões são oriundos da PNAD de 2007, a mais recente disponível na data do trabalho. Entretanto, alguns critérios e controles tornaram-se necessários. Na amostra principal, apenas foram consideradas as pessoas com idade maior ou igual a 60 anos. Nesse sentido, cabe ressaltar que na literatura existe uma dificuldade em conceituar precisamente o que é população idosa. Camarano e Medeiros (1999), por exemplo, escolheram a referida faixa de idade por manter consistência com aquela empregada na Política Nacional do Idoso.⁷

Outras dificuldades devem ser consideradas devido às diferenças existentes entre regimes de aposentadoria nos setores rural e urbano e por gênero. No Brasil, a decisão de aposentadoria no meio rural, por exemplo, está atrelada à idade e não ao tempo de serviço, caso distinto do meio urbano, onde se

⁶ Confirmada a presença de viés de seleção na amostra, as estimativas referem-se aos coeficientes corrigidos.

⁷ Ver Camarano e Medeiros (1999, p. 4–8).

consideram as duas variáveis no cálculo do fator previdenciário. Após as mudanças institucionais mais recentes, ficou estabelecido que a idade mínima à aposentadoria para homens e mulheres no serviço público seria distinta, permitindo que as mulheres possam se aposentar cinco anos mais cedo que os homens, isto é, a partir dos 55 anos. Já no setor privado, o tempo de contribuição é fundamental, fato que abriu margem para aposentadorias em idade precoce. Portanto, a decisão de aposentadoria pode afetar de forma heterogênea a oferta de trabalho dos idosos moradores do meio rural e urbano, assim como, a decisão de homens e mulheres.

Na tentativa de contornar os problemas anteriores, optou-se por uma amostra que contempla apenas os idosos ocupados na semana de referência e no meio urbano. A exclusão dos trabalhadores rurais visa captar melhor o efeito da decisão de aposentadoria na probabilidade de emprego do idoso (Liberato 2003). Após fazer o referido recorte, a amostra final computou 8.426 trabalhadores idosos, sendo 4.177 aposentados e 4.249 não aposentados. Todas as regressões foram feitas em amostras separadas por sexo, dadas às diferenças no regime de aposentadoria já mencionadas (Camarano 2001).

Para a construção da variável de resposta do modelo de escolha ocupacional (1), foram consideradas quatro categorias de ocupação:

- (i) trabalhadores assalariados com carteira assinada (TC);
- (ii) trabalhadores empregados sem carteira assinada (assalariados ou não) (TSC);
- (iii) empregados por conta própria ou empregadores (AE) e;
- (iv) funcionários públicos (FP).⁸

Vale ressaltar que essa classificação não permite a diferenciação precisa entre os empregos formais e informais, contudo, indica funções ocupacionais que exigem diferentes níveis de habilidade e instrução.⁹ Por exemplo, o trabalho autônomo ou como empregador pode requerer habilidades e conhecimentos diferenciados daqueles adquiridos no sistema de educação formal. Nas ocupações com ou sem carteira de trabalho assinada, os certificados (efeito diploma) e comprovantes de experiência devem afetar consideravelmente a alocação dos idosos. Por sua vez, o emprego no setor público, por permitir garantias legais e estabilidade, possivelmente está correlacionado com elevada dotação de instrução formal comparado às outras ocupações.

Quanto à identificação do modelo procedeu-se o método de restrições por exclusão de variáveis (Maddala 1983). Algumas variáveis explicativas que entraram na equação de seleção entre não aposentados e aposentados (2) não foram inclusas na equação de escolha ocupacional (1). Este é o caso

⁸ Os idosos que se encontravam trabalhando para o próprio consumo, construção para próprio uso ou não remunerados, foram agrupados na categoria trabalhadores sem carteira assinada.

⁹ Uma possível classificação das ocupações segundo características de formalidade/informalidade poderia considerar a contribuição para a previdência. Contudo, a dificuldade surge para o caso dos trabalhadores idosos aposentados, os quais já deixaram de contribuir para previdência social. Para maiores detalhes de classificações alternativas vide Saboia e Saboia (2004).

das variáveis: (a) *número de pensionistas no domicílio* e (b) *número de trabalhadores no domicílio*, usadas aqui como instrumentos para separar os determinantes da aposentadoria dos custos relacionados à procura por emprego no mercado segmentado.¹⁰ As demais variáveis tratam de atributos pessoais, especificamente, sexo, raça, idade, anos de estudo, filiação sindical, tamanho da família, chefia familiar, presença de filho menor de 14 anos, estado conjugal e variáveis binárias de localização regional. As Tabelas A.1 e A.2, em Apêndice, fornecem maiores informações sobre as variáveis utilizadas nos modelos. Na primeira tabela, encontram-se as descrições e definições de cada variável, enquanto na segunda tabela, constam as estatísticas descritivas da amostra.

5. Resultados Empíricos

Na Tabela 4 são apresentados os resultados para o teste de viés de seleção na amostra. Mais especificamente, foram elaborados testes de Wald para os parâmetros associados às taxas inversas de *Mill* (resíduos generalizados) do modelo *multinomial* (1), variáveis de controle que foram obtidas a partir da estimação da equação de seleção (2) em primeiro estágio.¹¹

A estatística *Qui-Quadrado* revelou-se significativa a 5% na maioria das equações estimadas para mulheres e homens idosos. Tais resultados indicam presença de autoseleção envolvida na condição de aposentado/não aposentado. Destarte, o modelo de escolha ocupacional (1) foi re-estimado em amostras separadas por aposentados e não aposentados incluindo a variável de correção λ_n , uma vez que os coeficientes obtidos seriam diferentes para os referidos grupos (Piracha e Vadean 2009).¹²

Tabela 4

Teste para viés de seleção na amostra por condição de aposentadoria

Equação	Mulheres				Homens			
	<i>TSC</i> × <i>TC</i>	<i>AE</i> × <i>TC</i>	<i>FP</i> × <i>TC</i>	Todas	<i>TSC</i> × <i>TC</i>	<i>AE</i> × <i>TC</i>	<i>FP</i> × <i>TC</i>	Todas
<i>Qui – Quadrado</i>	15,46***	21,62***	3,72*	22,66***	4,12**	3,59*	0,27	4,94
<i>P</i> -valor	0,0001	0,0000	0,0537	0,0000	0,0424	0,0583	0,6030	0,1761

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Nota: *** Estatisticamente significativo a 1%.

** Estatisticamente significativo a 5%.

* Estatisticamente significativo a 10%.

A Tabela 5 mostra os efeitos marginais sobre a chance relativa de ocupação dos idosos não aposentados – taxas relativas de risco (*TRR*), estimativas

¹⁰ A estimativa da equação (1) incluindo as variáveis instrumentais como regressores permitiu verificar que o *número de pensionistas no domicílio* não se mostrou estatisticamente significativo na maioria das equações de ocupação, sugerindo que esta variável pode funcionar como boa instrumental para identificação da equação de seleção (2).

¹¹ As Tabelas A.3 e A.4, em Apêndice, apresentam os resultados completos das estimativas utilizadas no teste.

¹² A matriz de variância/covariância dos parâmetros do modelo foi corrigida para introdução do λ_n a partir da técnica de reamostragem com reposição – *bootstrap* (Nelson 1984; Cameron e Trivedi 2005).

produzidas a partir de regressões da equação (1) separadas por gênero e corrigidas para viés de seleção. Em cada coluna da tabela em foco, são feitas comparações entre as seguintes categorias de ocupação: trabalhadores sem carteira de trabalho assinada (*TSC*), trabalhadores por conta própria e empregador (*AE*) e funcionário público (*FP*), com a ocupação de referência – trabalhador com carteira de trabalho assinada (*TC*).

Os resultados mostram que a idade, a educação e a participação em sindicatos são variáveis importantes na alocação ocupacional dos idosos não aposentados. Um ano a mais de idade aumenta em 15% a chance de uma mulher idosa empregar-se como assalariada sem carteira, e em 19% a de atuar como autônoma comparada ao emprego assalariado com carteira assinada. Camarano (2001) sugere que a contratação do idoso seria relativamente menos custosa ao emprego do não idoso, pois o primeiro seria mais propenso ao trabalho com poucas garantias trabalhistas.

Quanto à raça, o idoso de cor branca tem maior chance de trabalhar como autônomo relativamente ao emprego assalariado formal, sobretudo, se for do sexo feminino. O nível de instrução, por sua vez, aumenta as chances de emprego do idoso não aposentado nos setores formais, isto é, em ocupações assalariadas com carteira assinada ou como servidor público. Nesse aspecto, as diferenças por gênero mostraram-se relevantes. Por exemplo, uma mulher idosa na faixa de escolaridade de 11 a 14 anos de estudo tem chance relativa de trabalhar como assalariada sem carteira reduzida em 70%. Já um homem idoso nessa mesma faixa de instrução eleva em mais de 3 vezes sua chance de emprego no setor público, comparado ao emprego assalariado formal. Ainda reduz em 65% e 48% sua propensão de emprego em ocupações assalariadas sem carteira assinada e como autônomo/empregador, respectivamente. Para Wajzman et al. (2004), são os trabalhadores de maior nível de qualificação que apresentam maior probabilidade de se manterem ocupados nas idades avançadas.

Com respeito à filiação sindical, verifica-se que atua no mesmo sentido da instrução, para ambos os sexos, isto é, diminui a probabilidade de emprego do idoso não aposentado nas ocupações assalariadas sem carteira assinada e autônomas, relativamente ao emprego assalariado com carteira assinada. Uma vez que o idoso não aposentado não tem acesso à renda da aposentadoria, a filiação a um sindicato poderia favorecer a alocação ocupacional desse trabalhador em empregos formais.

O maior número de membros no domicílio desfavorece o emprego do homem idoso em trabalho por conta própria/empregador comparado ao emprego como assalariado formal. Já a residência dos idosos nas cidades das regiões Norte e Nordeste, eleva a chance relativa de emprego como assalariado sem carteira ou como autônomo/empregador. Esse mesmo efeito também é observado para o emprego como funcionário público, porém, possivelmente relacionado à escolaridade avançada.

Dadas as evidências já reportadas sobre a autosseleção envolvida na condição de aposentado/não aposentado, a Tabela 6 registra as taxas de relativas de

Tabela 5

Efeito marginal nas chances relativas de ocupação – Idosos não aposentados

Variáveis	Mulheres			Homens		
	<i>TSC</i> × <i>TC</i>	<i>AE</i> × <i>TC</i>	<i>FP</i> × <i>TC</i>	<i>TSC</i> × <i>TC</i>	<i>AE</i> × <i>TC</i>	<i>FP</i> × <i>TC</i>
Raça	1,2002 (0,2470)	1,8729** (0,3656)	1,5877 (0,3880)	0,9181 (0,1603)	1,5223** (0,2226)	0,9412 (0,2110)
Idade	1,1534*** (0,0311)	1,1886*** (0,0315)	1,0006 (0,0363)	1,1132 (0,0816)	1,1512* (0,0742)	1,0438 (0,0931)
Estudo1a4	0,6788 (0,1710)	0,7582 (0,1964)	2,3602 (1,1546)	0,5705** (0,0976)	0,7565 (0,1158)	1,5886 (0,5067)
Estudo5a10	0,5028* (0,1498)	0,9509 (0,2758)	3,6761* (1,8630)	0,4018*** (0,0788)	0,6663* (0,1166)	1,5558 (0,5223)
Estudo11a14	0,2977*** (0,0949)	0,6102 (0,1893)	7,9518*** (3,9233)	0,3438*** (0,0856)	0,5259** (0,1064)	3,7537*** (1,2896)
Estudo15+	0,4383 (0,1950)	0,8981 (0,3826)	12,9078*** (7,6859)	1,0179 (0,3937)	1,7206 (0,5519)	13,4850*** (5,8832)
Sindicato	0,4018** (0,1275)	0,3486** (0,1144)	2,8166** (0,9464)	0,3695*** (0,0852)	0,5247*** (0,0929)	2,6242*** (0,6028)
Família.tamanho	1,0372 (0,0621)	0,9643 (0,0569)	1,0238 (0,0749)	0,9875 (0,0369)	0,9269* (0,0301)	0,9426 (0,0505)
Casado	1,3823 (0,3950)	1,6521 (0,4638)	1,1164 1, (0,3646)	0158 (0,2408)	1,5582* (0,3341)	1,2325 (0,3738)
Chefe	1,2170 (0,3490)	1,6506 (0,4535)	1,5966 (0,5049)	0,9234 (0,2008)	1,1329 (0,2051)	1,2986 (0,3511)
Filho14	0,8079 (0,3152)	0,4021* (0,1679)	0,8472 (0,4265)	0,8998 (0,2135)	0,6907 (0,1435)	0,9133 (0,2902)
NO	1,2612 (0,4133)	1,9240* (0,6362)	2,8081** (0,9995)	1,2800 (0,4204)	1,8754* (0,5318)	3,5627** (1,3778)
NE	1,8126* (0,4868)	3,6243*** (0,9578)	2,5603** (0,8561)	1,7690** (0,3363)	1,9006*** (0,3046)	2,6118*** (0,6122)
SUL	1,6895 (0,5057)	1,6229 (0,4831)	0,5798 (0,2316)	1,1099 (0,2475)	1,0854 (0,1925)	1,1345 (0,3407)
CO	1,1212 (0,3896)	1,2184 (0,4034)	1,1603 (0,4994)	0,8127 (0,2395)	0,8246 (0,2122)	1,3268 (0,5097)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Notas: Desvios padrão entre parênteses obtidos por *bootstrap* com 500 replicações e método delta. *** Estatisticamente significativo a 0,1%. ** Estatisticamente significativo a 1%. * Estatisticamente significativo a 5%.

risco – efeitos marginais sobre as chances relativas de ocupação dos idosos aposentados. Tais resultados foram gerados com a regressão do modelo de escolha ocupacional (1) em amostras separadas de aposentados homens e mulheres incluindo termo de correção. Da mesma forma que nas estimativas da tabela anterior, adotou-se como categoria de referência o emprego assalariado com carteira assinada.

Os resultados, em geral, guardam regularidade com os expostos

anteriormente, contudo, algumas diferenças na magnitude dos parâmetros merecem destaque.

Tabela 6

Efeito marginal nas chances relativas de ocupação – Idosos aposentados

Variáveis	Mulheres			Homens		
	<i>TSC</i> × <i>TC</i>	<i>AE</i> × <i>TC</i>	<i>FP</i> × <i>TC</i>	<i>TSC</i> × <i>TC</i>	<i>AE</i> × <i>TC</i>	<i>FP</i> × <i>TC</i>
Raça	1,4382 (0,4693)	1,4725 (0,4899)	0,8241 (0,4220)	0,9132 (0,2041)	1,0561 (0,2256)	0,9768 (0,4940)
Idade	1,1677*** (0,0537)	1,1729*** (0,0548)	1,0134 (0,0654)	1,0974 (0,0815)	1,0608 (0,0778)	0,9771 (0,1768)
Estudo1a4	0,3914 (0,1876)	0,7795 (0,3847)	9,20e+04 (5,89e+05)	0,4007*** (0,1096)	0,6594 (0,1732)	2,0085 (6,7433)
Estudo5a10	0,1820*** (0,0930)	0,5313 (0,2740)	3,20e+05*** (1,10e+06)	0,3272*** (0,1024)	0,6516 (0,1977)	2,4451 (8,1993)
Estudo11a14	0,1257*** (0,0676)	0,3960 (0,2141)	2,50e+06*** (2,30e+06)	0,2610*** (0,0912)	0,5943 (0,2009)	3,5445 (12,0008)
Estudo15+	0,1654*** (0,0858)	0,5819 (0,3007)	3,44e+06*** (3,14e+06)	0,1880*** (0,0645)	0,4915* (0,1626)	6,6165 (22,5259)
Sindicato	0,6714 (0,2459)	0,4269* (0,1588)	2,0701 0, (1,0571)	4260*** (0,0871)	0,4162*** (0,0832)	0,7754 (0,3699)
Família.tamanho	0,8768 (0,0937)	0,9006 (0,0942)	1,1761 1, (0,1848)	0195 (0,0570)	0,9598 (0,0529)	1,0911 (0,1035)
Casado	2,2449* (0,8677)	2,8790** (1,1374)	1,6266 (0,8533)	1,0990 (0,3492)	1,0809 (0,3324)	0,6266 (0,4425)
Chefe	1,3148 (0,5154)	2,0827 (0,8187)	1,4938 (0,7857)	1,4058 (0,3785)	1,5915 (0,4104)	0,8091 (0,4887)
Filho14	1,4897 (9,0077)	1,5686 (9,4182)	3,3389 (23,7595)	0,8970 (0,3210)	0,7672 (0,2609)	1,4313 (1,8730)
NO	11,5899 (85,3170)	12,1767 (89,6188)	10,5629 (77,9276)	1,9838 (1,2148)	3,8195* (2,2821)	1,7335 (8,1849)
NE	4,8452*** (2,1101)	5,9695*** (2,5667)	1,3956 (0,8930)	2,4987*** (0,6285)	3,4734*** (0,8255)	2,5068* (1,1199)
SUL	3,1749*** (1,0896)	1,2811 (0,4669)	0,5076 (0,6621)	1,2668 (0,2664)	0,8062 (0,1656)	0,2196 (0,4759)
CO	0,8720 (0,8544)	0,9941 (0,9794)	1,4431 (1,6939)	1,2060 (0,4633)	1,3141 (0,5182)	1,7495 (1,3785)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Notas: Desvios padrão entre parênteses obtidos por *bootstrap* com 500 replicações e método delta. *** Estatisticamente significativo a 0,1%. ** Estatisticamente significativo a 1%. * Estatisticamente significativo a 5%.

A idade aumenta a propensão de emprego das idosas aposentadas enquanto assalariadas sem carteira assinada ou como autônomas/empregadoras. Esse resultado é importante, pois como observado na literatura, os idosos aposentados, em geral, se inserem em ocupações informais, tendo em vista os

benefícios para o empregador. Não obstante, estes idosos, por se beneficiarem do rendimento da aposentadoria, geralmente aceitariam benefícios mais baixos e condições de trabalho inferiores (Camarano 2001).

Quanto à instrução, verificam-se fortes diferenças em favor das mulheres aposentadas. O elevado grau de escolaridade reduz a chance relativa de emprego do idoso aposentado nos trabalhos assalariados sem carteira assinada, todavia, para as idosas esse efeito ainda é maior. No caso dessas trabalhadoras, a educação tem efeito direto e extremamente elevado na chance relativa de emprego no setor público. Esses resultados são consoantes com os encontrados na literatura nacional, os quais destacam a importância da educação para a permanência do idoso no mercado de trabalho à medida que a idade avança. A educação determina as melhores chances de ocupações que não exijam tanto vigor físico, sobretudo, para os trabalhadores mais qualificados (Wajzman et alii 2004; Liberato 2003).

A filiação sindical desfavorece o emprego dos idosos aposentados nas ocupações sem carteira de trabalho assinada ou como autônomo/empregador frente ao emprego assalariado com carteira assinada, principalmente, no tocante aos homens.

Diferentemente do observado para os idosos não aposentados, a mulher que vive com cônjuge (casada) tem chance relativa de emprego como assalariada informal ou autônoma mais que dobrada. O efeito da localização regional, particularmente, na região Nordeste, aumenta bastante a chance relativa de emprego para mulheres e homens nas últimas ocupações. De fato, esses impactos são mais elevados que os já reportados para os não aposentados na Tabela 5.

A questão institucional é fator importante para a determinação da oferta de trabalho pelos aposentados, pois a aposentadoria por tempo de contribuição e/ou por idade pode favorecer a permanência/reinserção dos aposentados. De fato, a possibilidade da mulher empregada no setor público se aposentar cinco anos mais cedo que os homens, aliada a uma maior educação, pode permitir sua inserção no mercado de trabalho em melhores ocupações que os homens (Camarano 2001; Wajzman et alii 2004).

Considerando os coeficientes estimados a partir do modelo de escolha ocupacional (1) para amostras separadas por condição de aposentadoria e sexo, foram utilizadas as equações (4) e (5) para computar o efeito da condição de aposentado nas probabilidades de emprego dos homens e mulheres por categorias de ocupação. Esses resultados são registrados na Tabela 7 que também considera o efeito da correção dos parâmetros estimados para viés de seleção na amostra. Nas colunas referentes à probabilidade predita encontram-se as médias das probabilidades de emprego para não aposentados e aposentados (factual). Já nas colunas de probabilidade contrafactual são apresentados os valores médios das probabilidades de emprego, isto é, para os aposentados a probabilidade de emprego por categoria de ocupação caso não tivessem se aposentado, e para os não aposentados, a probabilidade de emprego

por grupo ocupacional caso decidissem pela aposentadoria. Por fim, nas colunas de diferença tem-se a variação na probabilidade de emprego decorrente da condição de aposentadoria.¹³

Tabela 7

Efeito da aposentadoria na probabilidade de ocupação por categorias com e sem correção para viés de seleção na amostra

	Não corrigido			Corrigido		
	(1)Probabilidade predita	(2)Probabilidade contrafactual	Diferença (1)-(2)	(3)Probabilidade predita	(4)Probabilidade contrafactual	Diferença (3)-(4)
Não aposentados						
Homens						
TC	0,2017	0,1230	0,0787***	0,0841	0,0842	-0,0001
TSC	0,2054	0,3149	-0,1095***	0,1894	0,2101	-0,0207***
AE	0,5075	0,5349	-0,0274***	0,6687	0,6528	0,0159***
FP	0,0853	0,0272	0,0582***	0,0579	0,0529	0,0049***
Mulheres						
TC	0,1137	0,5319	-0,4183***	0,0166	0,3081	-0,2915***
TSC	0,3460	0,1079	0,2381***	0,2227	0,2406	-0,0180***
AE	0,3983	0,1897	0,2087***	0,6758	0,3242	0,3517***
FP	0,1420	0,1705	-0,0285***	0,0849	0,1271	-0,0422***
Aposentados						
Homens						
TC	0,0987	0,0144	0,0843***	0,0729	0,0546	0,0183***
TSC	0,3220	0,1326	0,1894***	0,2399	0,1665	0,0734***
AE	0,5555	0,8273	-0,2717***	0,6468	0,7306	-0,0838***
FP	0,0237	0,0257	-0,0020***	0,0404	0,0483	-0,0079***
Mulheres						
TC	0,0498	0,1087	-0,0589***	0,2168	0,0101	0,2067***
TSC	0,4544	0,3661	0,0883***	0,2940	0,1965	0,0975***
AE	0,4522	0,4061	0,0461***	0,3829	0,7327	-0,3497***
FP	0,0436	0,1191	-0,0755***	0,1063	0,0608	0,0455***

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Nota: *** Estatisticamente significativo a 1%.

Após considerar o efeito de todos os atributos individuais que entraram como variáveis explicativas no modelo (1), os resultados acima mostram que as ocupações de autônomo/empregador e assalariado sem carteira são, respectivamente, as que registram as maiores probabilidades de emprego para os idosos brasileiros. Todavia, essas probabilidades mudam quando se tomam as diferenças de condição de aposentadoria e de gênero. Ao se comparar as probabilidades preditas, nota-se que as mulheres são mais propensas ao trabalho assalariado informal que os homens. Os idosos aposentados têm maior chance de emprego como trabalhadores assalariados sem carteira, não obstante as diferenças de sexo. Essa implicação respalda fortemente a decisão

¹³ Também foi efetuado um teste de diferença entre as médias amostrais das probabilidades factuais e contrafactuais.

de permanência ou reinserção do idoso aposentado no mercado de trabalho como necessidade de complementação do rendimento familiar.

Dada a correção para autosseleção na amostra, verifica-se ainda que a decisão de aposentadoria aumenta a probabilidade de emprego do idoso como trabalhador com carteira assinada ou como funcionário público, com maior relevância e regularidade para as mulheres. As baixas probabilidades de emprego dos idosos aposentados enquanto trabalhadores com carteira assinada ou funcionários públicos, relativo às outras ocupações, podem estar relacionadas aos desincentivos provocados pelas deduções salariais para seguridade social, característica comum das atividades formais. Nesse sentido os rendimentos poderiam ser maximizados em funções informais. Provavelmente, a permanência/reinserção de alguns idosos nas ocupações formais seja motivada pela alta especialização desses trabalhadores, peculiaridade que estimula as empresas a lutar pela manutenção de suas atividades mesmo após a aposentadoria. Outro fator que deve ser considerado é a idade em que o trabalhador se aposentou. No Brasil, as leis anteriores permitiam aos trabalhadores aposentarem-se por tempo de serviço, muitos o fizeram antes dos 60 anos de idade, característica que poderia estimular o retorno dos indivíduos mais habilitados às atividades formais no setor privado e público (Camarano 2001).

Observando o hiato entre as probabilidades factual e contrafactual referentes às colunas (1) e (2) da tabela em análise, percebe-se que a decisão de não aposentar-se diminui a probabilidade de emprego do idoso como autônomo/empregador, para os homens, e aumenta para as mulheres. Contudo, quando se tomam as estimativas de probabilidades a partir de coeficientes corrigidos para autosseleção do idoso na amostra (colunas (3) e (4)), o efeito anterior torna-se positivo para homens e mulheres, isto é, a não aposentadoria aumenta a chance de o idoso empregar-se como autônomo, sobretudo, se for do sexo feminino. Ainda é possível constatar que a opção pela aposentadoria incrementa a probabilidade de emprego como assalariado sem carteira de trabalho assinada, efeito relativamente maior para as mulheres. Destarte, essas evidências sugerem que a decisão de postergar a aposentadoria pode produzir maior ganho de bem estar, principalmente para as mulheres, pois eleva a chance do emprego autônomo e diminui a propensão ao trabalho assalariado sem carteira, o qual é sabidamente condicionado a salários relativamente baixos e ambientes precários.

6. Considerações Finais

Esse artigo teve por objetivo analisar a inserção dos idosos nos diferentes segmentos do mercado de trabalho brasileiro a partir de dois enfoques:

- (i) a averiguação do efeito dos atributos socioeconômicos (sexo, idade, educação, posição na família etc.) nas chances relativas de emprego dos

idosos entre as diferentes categorias ocupacionais e;

- (ii) ao estimar o impacto da condição de aposentado nas probabilidades de emprego por categorias de trabalho. Para tanto, utilizaram-se os dados mais recentes da PNAD de 2007 e um modelo empírico de múltipla escolha ocupacional.

Os resultados empíricos revelaram que os idosos brasileiros não são distribuídos de forma aleatória nas condições de aposentado e não aposentado. A alocação dos idosos entre as diferentes ocupações é afetada, principalmente, por variáveis como idade, educação, condição sindical e localização regional. Todavia, diferenças importantes foram observadas entre os aposentados e não aposentados e entre homens e mulheres. Primeiro, o aumento da idade eleva a chance de emprego dos idosos nas ocupações sem carteira assinada ou autônomo/empregador, relativamente ao emprego com carteira assinada. Segundo, quando o nível de estudo aumenta, eleva-se a chance de empregos com carteira assinada e/ou como funcionário público, para ambos os sexos. Ainda foi apurado que, para as mulheres aposentadas, a educação tem efeito mais elevado na chance de emprego formal, principalmente, no setor público.

As estimativas e comparações de probabilidades permitiram observar que a condição de aposentado favorece a ocupação do idoso em funções cujas condições de atividade são precárias (trabalho assalariado informal) e os rendimentos são mais baixos que aqueles oferecidos pelas ocupações formais. Portanto, as evidências sugerem, por um lado, que a decisão de permanência ou reinserção do idoso aposentado no mercado de trabalho está relacionada à necessidade de complementação da renda familiar, e por outro, que a postergação da aposentadoria pode aumentar o bem estar dos idosos ao torná-los mais propensos ao trabalho autônomo/empregador.

Dado que os novos arranjos institucionais no Brasil estimulam o adiamento da aposentadoria e que há um crescimento da expectativa de vida, é provável que nas próximas décadas ocorra uma maior participação da população idosa na força de trabalho. Nesse sentido, as evidências encontradas nesse trabalho ganham maior relevância para o norteamento de políticas públicas.

Referências bibliográficas

- Afonso, L. E. & Schor, A. (2001). Oferta de trabalho dos indivíduos com idade superior a 50 anos: Algumas características da década de 90. In *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia*, pages 1–16, Salvador. ANPEC.
- Benítez-Silva, H. & Heiland, F. (2008). Early claiming of social security benefits and labor supply behavior of older Americans. *Applied Economics*, 40(23):2969–2985.
- Börsch-Supan, A. (2003). Labor market effects of population aging. *Labour, Special Issue*, 17:5–44.
- Börsch-Supan, A., Simone, K., & Reinhold, S. (2007). The budget impact of reduced early retirement incentives on the German public pension system. In Jonathan, G. & Wise, D. A., editors, *Social Security Programs and Retirement Around the*

- World: Fiscal Implications of Reform*, pages 201–252. NBER Book Series.
- Braga, T. S. (2006). O setor informal e as formas de participação na produção: Os casos das Regiões Metropolitanas de Salvador e Recife. In *Anais do XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, pages 1–23, Caxambú. ABEP.
- Camarano, A. A. (2001). O idoso brasileiro no mercado de trabalho. Texto para Discussão 830. Rio de Janeiro: IPEA.
- Camarano, A. A. & Medeiros, M. (1999). Introdução. In Camarano, A. A., editor, *Muito Além dos 60: Os Novos Idosos Brasileiros*, pages 1–18. IPEA, Rio de Janeiro.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Furtado, A. (2005). A participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro. Consultoria Legislativa da Câmara dos Deputados. Disponível em: http://www2.camara.gov.br/publicacoes/estnottec/tema8/2004_13576.pdf. Acesso em: 03 abril 2008, p. 1–24.
- Gatak, M., Morelli, M., & Sjostrom, T. (2001). Occupational choice and dynamic incentives. *The Review of Economic Studies*, 68(4):781–810.
- Gourieroux, C. A., Monfort, E. R., & Trognon, A. (1987). Generalised residuals. *Journal of Econometrics*, 34:5–32.
- Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis*. Prentice Hall, 5th edition.
- Gruber, J. & Wise, D. (1998). Social security and retirement: An international comparison. *American Economics Review*, 88(2):158–163.
- Guillemard, A.-M. & Rein, M. (1993). Comparative patterns of retirement: Recent trends in developed societies. *Annual Reviews*, 19:469–503.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47:153–161.
- Hurd, M. D., Smith, J. P., & Zissimopoulos, J. M. (2004). The effects of subjective survival on retirement and social security claiming. *Journal of Applied Econometrics*, 19(6):761–775.
- IBGE (2006). Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – 2007. Rio de Janeiro. Cd-Rom.
- Lee, L.-F. (1978). Unionism and wage rates: A simultaneous equations model with qualitative and limited dependent variables. *International Economic Review*, 19(2):415–433.
- Legrand, T. K. (1995). The determinants of men’s retirement behaviour in Brazil. *Journal of Development Studies*, 31(5):673–701.
- Liberato, V. C. (2003). A oferta de trabalho masculina “pós-aposentadoria” Brasil urbano – 1981/2001. Master’s thesis, Faculdade de Ciências Econômicas de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- Maddala, G. (1983). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- McKee, D. (2006). Forward thinking and family support: Explaining retirement and old age labor supply in Indonesia. California Center for Population Research, University of California, Los Angeles.
- Moreira, M. M. (2001). Envelhecimento da população brasileira: Aspectos gerais. In Wong, L. L. R., editor, *O Envelhecimento da População Brasileira e o Aumento da Longevidade*, pages 25–56. ABEP, Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar.
- Nasir, Z. M. (2005). An analysis of occupational choice in Pakistan: A multinomial

- approach. *The Pakistan Development Review*, 44(1):57–79.
- Nelson, F. D. (1984). Efficiency of the two-step estimator for models with endogenous sample selection. *Journal of Econometrics*, 24:181–196.
- Oliveira, F. E. B., Beltrão, K. I., & Ferreira, M. G. (1997). Reforma da Previdência. Rio de Janeiro:IPEA, Texto para Discussão 508.
- Pinheiro, A. C. & Giambiagi, F. (2005). *Rompendo o Marasmo: A Retomada do Desenvolvimento no Brasil*. Campus, Rio de Janeiro.
- Piracha, M. & Vadean, F. (2009). Return migration and occupational choice. IZA Working Papers 3922.
- Queiroz, V. S., Ramalho, H. M. B., & Cavalcanti, G. A. (2008). O emprego do idoso no mercado de trabalho: Evidências para o Brasil a partir da PNAD de 2005. In *Anais do XIII Encontro Regional de Economia*, Fortaleza. ANPEC.
- Ramalho, H. M. (2008). *Migração Rural-Urbana no Brasil: Determinantes, Retorno Econômico e Inserção Produtiva*. PhD thesis, Universidade Federal de Pernambuco, PIMES.
- Saboia, J. & Saboia, A. L. (2004). Caracterização do setor informal a partir dos dados do censo demográfico do Brasil de 2000. In *Política Geral de Emprego: Necessidades, Opções, Prioridades*, pages 1–32. OIT, Brasília. Trabalho Docente. Disponível em: <http://www.redcelsofurtado.edu.mx/archivosPDF/saboia2.pdf>. Acesso em: 30 de set. 2008.
- Scorfaze, L. G. & Menezes-Filho, N. A. (2001). Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: Evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31(3):441–478.
- Silva, E. R. & Schwarzer, H. (2002). Proteção social, aposentadorias, pensões e gênero no Brasil. Texto para Discussão 934. Brasília: IPEA.
- Silva Leme, M. C. & Málaga, T. (2001). Entrada e saída precoce da força de trabalho: Incentivos do regime de previdência brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, 55:205–222.
- Souza, A. C., Feijó, C. A., & Silva, D. B. N. (2006). Níveis de informalidade na economia brasileira. *Revista Econômica do Nordeste*, 37(3):422–444.
- Souza, R. M. & Machado, A. F. (2004). Melhor idade: Evidências sobre a participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro (1994/2000). *Revista de Economia Aplicada*, 8(3):439–478.
- Wajzman, S., Oliveira, A. M. H. C., & Oliveira, E. L. (2004). Os idosos no mercado de trabalho: Tendências e consequências. In Camarano, A. A., editor, *Os Novos Idosos Brasileiros Muito Além dos 60?* IPEA, Rio de Janeiro.

Apêndice

Tabela A.1
Descrição das variáveis utilizadas nas regressões

Atributos pessoais	Definição
sexo	Variável binária: 1 - masculino; 0 - feminino*
raça	Variável binária: 1 - branco; 0 - não branco *
idade	Idade em anos
idade.quadrado	Idade ao quadrado
estudola4	Variável binária: 1 - possui de 1 a 4 anos de estudo; 0 - caso contrário *
estudo5a10	Variável binária: 1 - possui de 5 a 10 anos de estudo; 0 - caso contrário *
estuto11a14	Variável binária: 1 - possui de 11 a 14 anos de estudo; 0 - caso contrário *
estudo15+	Variável binária: 1 - possui 15 ou mais anos de estudo; 0 - caso contrário *
sindicato	Variável binária: 1 - filiado a sindicato; 0 - caso contrário *
Família	
chefe	Variável binária: 1 - responsável pela família; 0 - caso contrário *
casado	Variável binária: 1 - vive com cônjuge; 0 - caso contrário *
família.tamanho	Tamanho da família (número de pessoas)
filho14	Variável binária: 1 - possui filho menor de 14 anos; 0 - caso contrário *
trabalhadores.família	Número de trabalhadores no domicílio - exceto o idoso
pensionistas.família	Número de pensionistas no domicílio
Não Aposentado	Variável binária: 1- se é não aposentado; 0 - se aposentado *
Residência	
NO	Variável binária: 1 - reside na região Norte; 0 - caso contrário
NE	Variável binária: 1 - reside na região Nordeste; 0 - caso contrário
SUL	Variável binária: 1 - reside na região Sul; 0 - caso contrário
CO	Variável binária: 1 - reside na região Centro-Oeste; 0 - caso contrário
SE*	Variável binária: 1 - reside na região Sudeste; 0 - caso contrário

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD de 2007.

Nota: * Categoria de referência/controle.

Tabela A.2
Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões

Mulheres					
variável	observações	média	desvio-padrão	mínimo	máximo
raça	3.109	0,52	0,50	0	1
idade	3.109	66,06	5,92	60	107
anos.estudo1a4	3.109	0,37	0,48	0	1
anos.estudo5a10	3.109	0,18	0,38	0	1
anos.estudo11a14	3.109	0,12	0,33	0	1
anos.estudo15+	3.109	0,09	0,29	0	1
sindicato	3.109	0,15	0,35	0	1
família.tamanho	3.109	2,62	1,34	0	10
casado	3.109	0,43	0,49	0	1
chefe	3.109	0,55	0,50	0	1
filho14	3.109	0,05	0,21	0	1
trabalhadores.família	3.109	1,82	1,10	0	7
pensionistas.família	3.109	0,27	0,47	0	3
Não aposentado	3.109	0,56	0,50	0	1
NO	3.109	0,10	0,30	0	1
NE	3.109	0,28	0,45	0	1
SUL	3.109	0,20	0,40	0	1
CO	3.109	0,09	0,29	0	1
Homens					
variável	observações	média	desvio-padrão	mínimo	máximo
raça	5.317	0,54	0,50	0	1
idade	5.317	66,03	6,05	60	107
anos.estudo1a4	5.317	0,36	0,48	0	1
anos.estudo5a10	5.317	0,18	0,39	0	1
anos.estudo11a14	5.317	0,12	0,32	0	1
anos.estudo15+	5.317	0,11	0,31	0	1
sindicato	5.317	0,20	0,40	0	1
família.tamanho	5.317	3,05	1,45	0	13
casado	5.317	0,82	0,38	0	1
chefe	5.317	0,87	0,34	0	1
filho14	5.317	0,09	0,28	0	1
trabalhadores.família	5.317	1,93	1,13	0	7
pensionistas.família	5.317	0,10	0,32	0	3
Não aposentado	5.317	0,47	0,50	0	1
NO	5.317	0,10	0,30	0	1
NE	5.317	0,28	0,45	0	1
SUL	5.317	0,18	0,38	0	1
CO	5.317	0,11	0,32	0	1

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD de 2007.

Tabela A.3: Teste para viés de seleção na amostra – Regressões – Apenas homens

	Probit	Logit multinomial		
	Não aposentado × aposentado	Empregado s/carteira × empregado c/carteira	Autônomo/ empregador × empregado c/carteira	Funcionário público × empregado c/ carteira
Raça	-0,1434*** (0,0411)	0,0394 (0,1320)	0,3368** (0,1207)	-0,0508 (0,1801)
Idade	-0,0918*** (0,0063)	0,1614** (0,0519)	0,1528** (0,0502)	0,0374 (0,0719)
Estudo1a4	-0,0087 (0,0499)	-0,7147*** (0,1360)	-0,3187* (0,1282)	0,4973 (0,2889)
Estudo5a10	0,0754 (0,0592)	-1,0462*** (0,1476)	-0,4623** (0,1435)	0,5114 (0,2951)
Estudo11a14	0,0958 (0,0715)	-1,2805*** (0,1887)	-0,6409*** (0,1641)	1,2973*** (0,3137)
Estudo15+	-0,2099** (0,0754)	-0,8501*** (0,2423)	-0,0200 (0,2193)	2,1995*** (0,3505)
Sindicato	-0,1827*** (0,0461)	-0,6924*** (0,1481)	-0,5999*** (0,1351)	0,7500*** (0,1990)
Família.tamanho	0,0081 (0,0148)	-0,0139 (0,0291)	-0,0757** (0,0273)	-0,0344 (0,0452)
Casado	-0,2791*** (0,0511)	0,2543 (0,1900)	0,4287* (0,1753)	0,1083 (0,2621)
Chefe	-0,1542** (0,0556)	0,1517 (0,1568)	0,3150* (0,1488)	0,1972 (0,2315)
Filho14	0,2210** - (0,0762)	0,2333 (0,2079)	-0,4400* (0,1987)	-0,0493 (0,2751)
Trabalhadores. família	0,0271 (0,0218)			
Pensionistas. família	0,1923** (0,0591)			
Não Aposentado(d)		1,9110 (1,5214)	2,1526 (1,4427)	1,6458 (1,9497)
λ_n		-1,9035* (0,9325)	-1,7783* (0,8802)	-0,5051 (1,1598)
NO	0,3641*** (0,0682)	0,1950 (0,2696)	0,7156** (0,2608)	1,1392** (0,3598)
NE	-0,0487 (0,0506)	0,6548** (0,1429)	* 0,8775*** (0,1250)	0,9448*** (0,1956)
SUL	-0,1290* (0,0545)	0,3082* (0,1497)	-0,0076 (0,1326)	-0,2583 (0,2524)
CO	0,3173*** (0,0629)	-0,2507 (0,2284)	-0,1881 (0,2043)	0,2791 (0,3256)
Constante	6,3211*** (0,4287)	-10,5552* (4,3228)	-10,0182* (4,1792)	-6,0421 (5,8960)
Observações	5.317		5.317	
P-valor(χ^2)	0,0000		0,0000	
Pseudo-R2	0,1465		0,0856	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007. Notas: Desvios-padrão entre parênteses. Para a regressão *probit* desvios padrão robustos à heterocedasticidade. Para a regressão logística multinomial, desvios-padrão obtidos por bootstrap com 500 replicações. *** Estatisticamente significativo a 0,1%. ** Estatisticamente significativo a 1%. * Estatisticamente significativo a 5%.

Tabela A.4: Teste para viés de seleção na amostra – Regressões – Apenas mulheres

	Probit	Logit multinomial		
	Não aposentado × aposentado	Empregado s/carteira × empregado c/carteira	Autônomo/ empregador × empregado c/carteira	Funcionário público × empregado c/ carteira
Raça	-0,1018* (0,0517)	0,2738 (0,1608)	0,5228** (0,1618)	0,3319 (0,2215)
Idade	-0,0470*** (0,0049)	0,1488*** (0,0234)	0,1686*** (0,0240)	0,0061 (0,0311)
Estudo1a4	0,1187 (0,0627)	-0,5851** (0,2150)	-0,2323 (0,2299)	0,9347* (0,4682)
Estudo5a10	0,1034 (0,0747)	-1,0440*** (0,2521)	-0,2301 (0,2516)	1,2900** (0,4871)
Estudo11a14	0,0877 (0,0856)	-1,5837*** (0,2606)	-0,6907** (0,2587)	2,2555*** (0,4710)
Estudo15+	-0,2857** (0,0981)	-1,2963*** (0,3066)	-0,2343 (0,3102)	2,7984*** (0,5102)
Sindicato	-0,3470*** (0,0680)	-0,6100** (0,2192)	-0,8838*** (0,2354)	1,0663*** (0,2884)
Família. tamanho	0,0330 (0,0185)	-0,0164 (0,0524)	-0,0477 (0,0511)	0,0560 (0,0650)
Casado	0,1233 (0,0694)	0,4484* (0,2123)	0,6523** (0,2134)	0,1956 (0,2540)
Chefe	-0,0310 (0,0673)	0,1849 (0,2163)	0,5675** (0,2140)	0,4566 (0,2626)
Filho14	0,1103 (0,1158)	-0,1740 (0,3174)	-0,5625 (0,3296)	0,0107 (0,4404)
Trabalhadores. família	0,0287 (0,0284)			
Pensionistas. família	0,4613*** (0,0577)			
Não Aposentado (d)		3,3289** (1,1433)	4,7398*** (1,1464)	3,3469* (1,4525)
λ_n		-2,7555*** (0,7198)	-3,4778*** (0,7277)	-1,6739 (0,8883)
NO	0,0370 (0,0857)	0,6588* (0,2896)	0,9197** (0,2863)	1,2159*** (0,3448)
NE	-0,2239*** (0,0629)	0,9483*** (0,2298)	1,4354*** (0,2254)	0,8283** (0,2787)
SUL	-0,2691*** (0,0679)	0,7639*** (0,2119)	0,3113 (0,2261)	-0,5983 (0,3152)
CO	0,2719** (0,0899)	0,0550 (0,2885)	0,1603 (0,2800)	0,1592 (0,3553)
Constante	3,1098*** (0,3443)	-10,0375*** (2,0139)	-13,0089*** (2,0718)	-5,3775* (2,6768)
Observações	3.109	3.109		
P-valor(χ^2)	0,0000	0,0000		
Pseudo-R2	0,0776	0,1379		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007. Notas: Desvios-padrão entre parênteses. Para a regressão *probit* desvios padrão robustos à heterocedasticidade. Para a regressão logística multinomial, desvios-padrão obtidos por bootstrap com 500 replicações. *** Estatisticamente significativo a 0,1%. ** Estatisticamente significativo a 1%. * Estatisticamente significativo a 5%.