

O EMPREGO DO IDOSO NO MERCADO DE TRABALHO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL A PARTIR DA PNAD DE 2005

Vívian dos Santos Queiroz

Economista pela Universidade Federal da Paraíba – UFPB
Mestranda em Economia do Trabalho – PME/UFPB

Hilton Martins de Brito Ramalho

Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba - UFPB
Doutorando em Economia - PIMES/UFPE
Professor do Departamento de Economia - UFPB/Campus I

Guilherme de Albuquerque Cavalcanti

Doutor em Economia pela Universidade de Ciências Sociais de Grenoble (1985).
Professor Adjunto do Departamento de Economia – UFPB/Campus I

Resumo: Este artigo analisa os determinantes da participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro e dos rendimentos do trabalho principal. A partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2005, foi estimado um modelo de determinação conjunta de participação/aposentadoria e salários dos idosos no mercado de trabalho, permitindo controle para atributos produtivos não-observados que geram auto-seleção dos idosos trabalhadores na população. Os resultados encontrados permitem concluir que a permanência e/ou reinserção do idoso no mercado dependem principalmente do investimento em capital humano, uma vez que tanto os rendimentos do trabalho quanto os salários de reserva estimados aumentam com o grau de instrução, evidências que mantêm regularidade após o controle de características pessoais não-observadas.

Palavras-Chave: Idosos; Mercado de Trabalho; Salários.

Abstract: This paper analyzes the determinants that lead the aged people to continue or/and return to labor market in Brazil. Using data from *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* (PNAD) of 2005, we estimate a structural model of participation, retirement and earnings of aged people in labor market taking account possible bias of sample selectivity. The finds showed that the decision of aged person to participate of the labor force can be explained by human capital investment and individual's heterogeneity. After controlling the unobserved attributes, we observed that the earnings of labor and the reservation wages are positively related with educational level.

Key-Words: Aged People; Labor Market; Earnings.

JEL: J00; J24; J26.

1. Introdução

De acordo com os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a expectativa de vida da população brasileira aumentou de 63,9 para 71,3 anos nas duas últimas décadas. No Brasil, cerca de 8,6 % da população tinha pelo menos 60 anos no final da década passada, contra 7,3% da população em 1991. Segundo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2005, é possível estimar uma população de 18 milhões de pessoas com 60 anos ou mais no país. Não obstante, segundo Giambiagi e Pinheiro (2005), o Brasil ainda possui uma população relativamente jovem, no entanto, dedica a mesma parcela do PIB para pagar benefícios previdenciários que o Reino Unido e a Espanha, países em que a proporção de idosos é o triplo da brasileira.

Diante do aumento na expectativa de vida e a melhora nas condições de saúde aliado a uma maior cobertura previdenciária, tem-se verificado um crescimento na participação da População Economicamente Ativa (PEA) idosa no total da PEA brasileira. Camarano (2001) mostra a partir dos dados das PNADs, que em 1977, 4,5% da PEA brasileira era formada por idosos, enquanto em 1998, essa parcela atingiu 9%. A autora também aponta evidências sobre taxa de atividade dos idosos aposentados: entre o período de 1978-1998 a taxa de atividade dos idosos aposentados cresceu de 51,2% para 77,6%, entre os homens, e no grupo das mulheres a variação foi 31,1% para 53,1%. Já Furtado (2005), usou os dados da PNAD de 2003 para comparar a participação dos idosos masculinos na força de trabalho, com aquelas verificadas para diversos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Seus resultados mostraram que o Brasil, com participação de 46%, só fica aquém de países como México e Islândia, que registraram patamares superiores a 50% e 60%, respectivamente.

O aumento da atividade dos idosos aposentados pode ser atribuído a uma série de fatores, dentre estes, a necessidade de manutenção do padrão de vida, a complementação da renda domiciliar e as condições mínimas de sobrevivência. No Brasil não existe impedimento legal para que o idoso aposentado não permaneça ou retorne para o mercado de trabalho, pelo contrário, os mesmos são incentivados a continuar no mercado para estimular o aumento da arrecadação e reduzir o déficit previdenciário. Por sua vez, a permanência ou retorno do idoso ao mercado de trabalho gera conseqüências, como a competição com a mão de obra dos mais jovens, menores salários e garantias trabalhistas, assim como, a precarização das relações de trabalho.

No Brasil, poucos estudos abordaram a questão do idoso no mercado de trabalho. Camarano (2001) analisou a inserção do idoso no mercado de trabalho brasileiro entre o período de 1978-1998. Seus resultados apontaram a influência positiva (negativa) da educação (idade) na determinação da oferta de trabalho e a importância da renda do trabalho dos aposentados na composição da renda familiar. Já Carrera-Fernandez e Menezes (2001) também abordaram a participação do idoso no mercado de trabalho, porém se detiveram a região metropolitana de Salvador. Os autores usaram um modelo *logit* para avaliar a probabilidade de o idoso participar do mercado de trabalho, e as evidências encontradas favorecem a importância explicativa da renda do trabalho principal e de outras rendas desvinculadas ao trabalho (exógenas) na determinação do engajamento laboral.

Considerando que o conhecimento dos determinantes da inserção dos idosos no mercado de trabalho e da formação da renda dos mesmos, são elementos fundamentais para a elaboração de políticas públicas objetivando melhorar a condição de vida da população como um todo, o presente artigo faz uso dos dados da PNAD de 2005 para analisar as variáveis

determinantes da participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro e dos rendimentos do trabalho principal. Assim, esta pesquisa procura avançar em relação aos estudos anteriores ao utilizar um modelo de determinação conjunta de participação no mercado de trabalho/aposentadoria e rendimentos, permitindo o controle para variáveis não-observadas que geram auto-seleção dos indivíduos na população.

Incluindo a introdução, este artigo está dividido em cinco partes. A segunda parte apresenta evidências sobre a inserção do idoso no mercado de trabalho brasileiro. A terceira parte é reservada para a exposição dos aspectos teóricos e procedimentos metodológicos. A quarta parte analisa os resultados econométricos. Por fim, a última parte é reservada a conclusão.

2. O Idoso no Mercado de Trabalho Brasileiro

2.1. A Importância da População Idosa nos Estados Brasileiros

O envelhecimento da população não é só um fenômeno do Brasil, mas também mundial. Segundo o IBGE (2002), o número de pessoas com 60 anos de idade ou mais na esfera global passou de 204 milhões em 1950 para 579 milhões em 1998, e, a tendência para 2050 é alcançar a casa de 1,9 bilhões de idosos. O Brasil acompanha essa tendência visto que só na década de 90 o número de idosos cresceu 4 milhões. As taxas de crescimento populacional na mesma década para o intervalo de idade de 60 a 64 anos foi de 26,5% enquanto o incremento na população dos idosos a partir de 75 anos foi de 49,3% (FURTADO, 2005).

Em 1995, 8% da população brasileira era idosa, em 2005 essa taxa passou para 9,4%, de acordo com os dados das PNADs. A figura 1 mostra a distribuição de idosos por unidade federativa. Vê-se que os Estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Bahia, Pernambuco, Ceará e Pará, apresentam, respectivamente, os maiores contingentes de idosos para os dois anos em foco. Um dos motivos que justifica o grande número de idosos nesses Estados é o fato de suas capitais serem as principais regiões metropolitanas do país, e, portanto, portadoras de grande continente populacional.

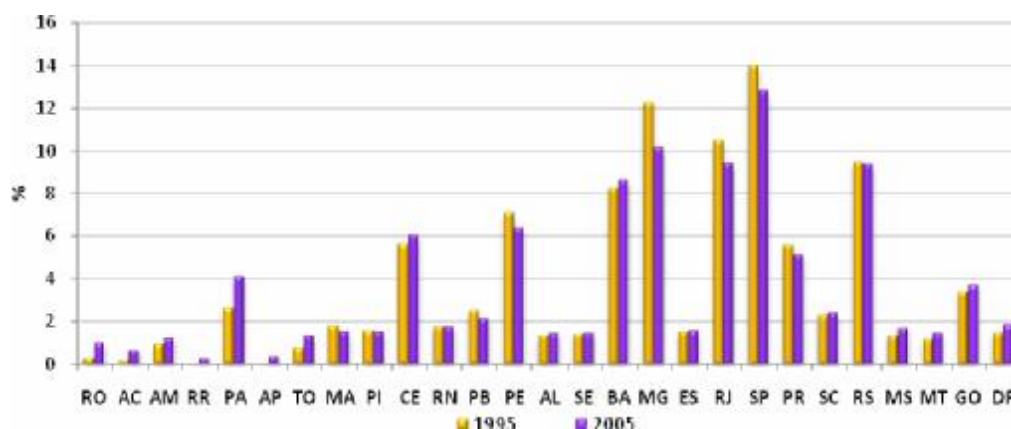


Figura 1: Distribuição dos Idosos por Unidade Federativa (1995 e 2005) - %

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados das PNADs de 1995 e 2005.

Os dados das PNADs também permitem verificar que os idosos aposentados representavam 63,7% do total de idosos no país, já em 2005 essa participação passou para

64,7%. A Tabela 1 registra a participação dos idosos aposentados na população total de cada unidade federativa. Observa-se que os Estados que possuem maior representatividade de idosos aposentados são os mesmos que contabilizam o maior contingente de idosos. Os Estados de Goiás, Santa Catarina e Paraíba, com 3,7%, 2,4% e 2,1% de participação em 2005, respectivamente, também se destacam, pois afora aqueles de capitais metropolitanas, estes registram participação superior aos demais Estados. Em geral, pode-se constatar que a grande parte dos idosos aposentados do país e se encontram nas regiões Sudeste e Nordeste.

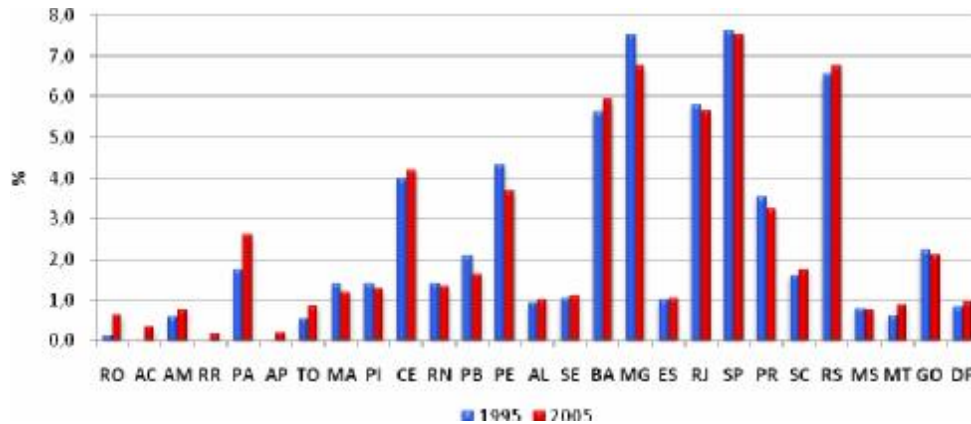


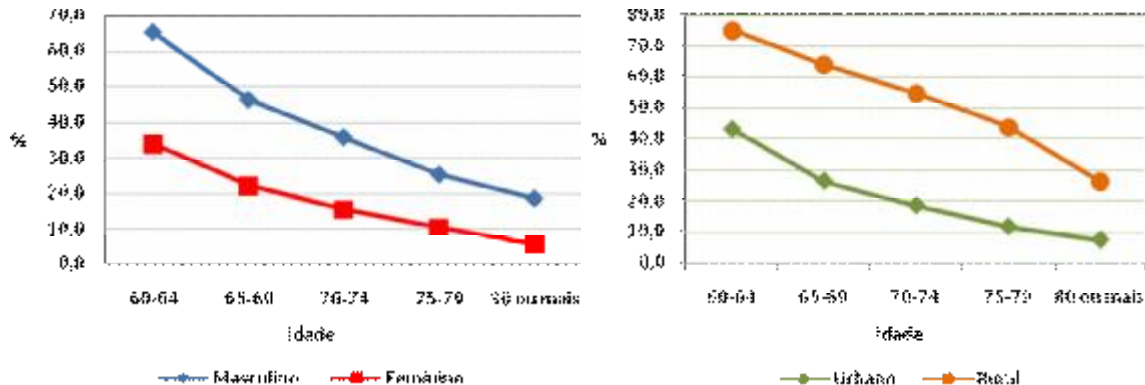
Figura 2: Participação dos Idosos Aposentados na População Total segundo as Unidades Federativas (1995 e 2005) - %

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados das PNADs de 1995 e 2005.

2.2. A Inserção dos Idosos no Mercado de Trabalho

Em relação aos padrões internacionais, a participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro é alta. O trabalho de Furtado (2005) revela que em 2003, o percentual de idosos masculinos 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%.

A figura 3 apresenta evidências acerca da taxa de atividade dos idosos segundo faixa etária, por sexo e setor de residência.



a) Por Sexo

b) Por Setor

Figura 3: Brasil – Taxas de Atividade da PEA Idosa segundo a Faixa Etária (2005)

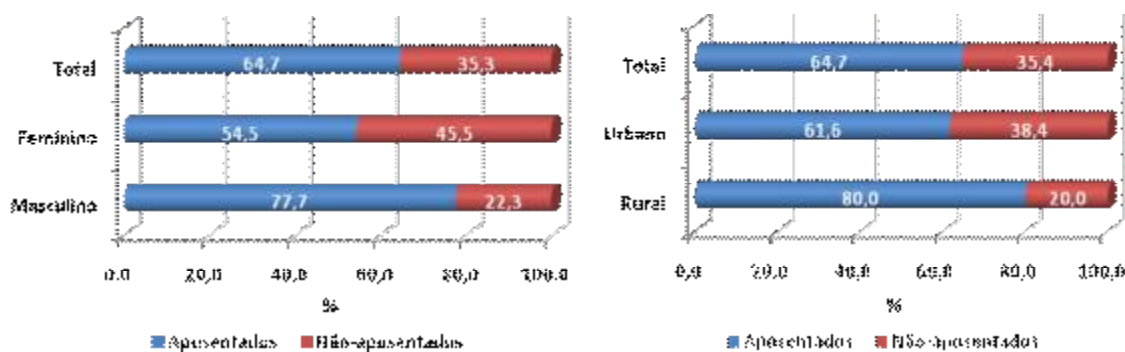
Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD de 2005.

Inicialmente, cabe perceber que, independente dos controles efetuados, a taxa de atividade se reduz a com o aumento da idade do idoso. Dentre os homens com idade entre 60 e 64 anos, 65% exerciam alguma atividade econômica, enquanto que para as mulheres dessa mesma faixa, a proporção registrada é de 34%. O resultado ainda mostra que, para todas as faixas etárias consideradas, os homens idosos têm uma participação na força de trabalho superior as mulheres.

Quando se observa as taxas de atividades por setor de residência, vê-se que os idosos do meio rural são economicamente mais ativos em relação aqueles residentes no Brasil urbano. Considerando-se todos os idosos rurais com idade entre 60 e 64 anos, cerca de 75% desses exerciam atividade econômica em 2005, ao passo que, dentre os idosos do meio urbano, na mesma faixa etária, a taxa de atividade registrada foi de 43%. Por que o idoso rural tem maior taxa de atividade que o idoso urbano em todas as faixas etárias? Uma justificativa seria a maior facilidade que o idoso rural tem de se engajar em atividades agrícolas e informais, mesmo quando aposentados precocemente. Por sua vez, nas cidades, a disputa por emprego é mais acirrada e a discriminação por faixa etária pode dificultar a permanência do idoso desocupado na busca por emprego.

A figura 4, a seguir, revela a distribuição dos idosos brasileiros segundo o sexo/setor de residência e por condição de aposentadoria no ano de 2005.

Constata-se que entre os homens a proporção de aposentados (78%) é bem superior a de não-aposentados (22%). Ao se observar para as mulheres, nota-se que a parcela de aposentadas é de 55% contra 45% de não-aposentadas. Tal evidência aponta que entre as mulheres idosas a frequência de aposentadoria é bem inferior quando comparada àquela registrada no grupo dos homens. Esse resultado pode está associado à baixa participação da mulher no mercado de trabalho brasileiro nas décadas passadas. Ao se controlar a localização setorial do idoso (figura 4b), vê-se que apenas 80% dos idosos rurais são aposentados, e entre os idosos urbanos, essa proporção é de 62%. A maior frequência de aposentadoria no grupo dos idosos rurais deve-se, em parte, as regras vigentes para a aposentadoria rural no Brasil, que permitem assegurar aos mesmos os benefícios previdenciários precocemente.



a) Segundo o Sexo

b) Segundo o Setor

Figura 4: Brasil – Distribuição dos Idosos por Condição de Aposentadoria (2005)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD de 2005.

Na tabela 1 mostra-se a distribuição dos idosos por condição de aposentadoria e trabalho de acordo com o gênero no Brasil no ano de 2005. Entre a PEA aposentada (idosos aposentados que trabalham) são os idosos do sexo masculino que têm maior taxa de atividade, ou seja, 23,7% deles estavam trabalhando, enquanto que entre as mulheres, apenas 7,8% trabalhavam. Esse resultado corrobora o baixo número de mulheres aposentadas no país,

assim como, a importância da mulher nos afazeres domésticos, mesmo quando, idosa; característica que pode propiciar aos homens uma maior participação no mercado de trabalho.

Tabela 1: Brasil - Distribuição dos Idosos segundo a Condição de Aposentadoria/ Trabalho e por Gênero (2005)

Idosos no Brasil	Gênero		Total %
	Masculino %	Feminino %	
PEA aposentada	23,7	7,8	14,8
PEA pura	15,3	7,0	10,7
PEA aposentada desocupada	4,5	3,9	4,1
PEA pura desocupada	1,6	1,9	1,8
Não-PEA aposentada	49,5	42,8	45,7
Não-PEA pura	5,4	36,5	22,9
Total	100	100	100

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da PNAD de 2005.

Nota: Todas as diferenças de proporções entre idosos masculinos e femininos foram estatisticamente significativas a 5%.

Dentre os idosos da PEA pura (idosos não-aposentados que trabalham), também é possível verificar que os homens têm maior taxa de atividade (15,3%), contra 7% para as mulheres. Ao se comparar a PEA aposentada com a PEA pura, observa-se que a primeira registra maior participação no mercado de trabalho (14,8%), enquanto a segunda responde apenas por 10,7%. Essa evidência pode estar relacionada à ampliação da cobertura do sistema previdenciário por tempo de serviço, que permite aposentadorias precoces, além de uma maior sobrevivência que vêm presenciando a população brasileira, fruto da melhoria nas condições de saúde e de qualidade de vida. A maior atividade dos idosos aposentados também pode guardar correlação com a falta de restrições legais a permanência dos mesmos no mercado de trabalho.

Quanto aos idosos que estão à procura de trabalho, percebe-se que os da PEA aposentada desocupada (idosos aposentados à procura de emprego) são em número maior que os PEA pura desocupada (idosos não-aposentados à procura de trabalho), respectivamente, 4,1% contra 1,8%. Esse resultado indica que dentre a PEA idosa são os idosos aposentados que participam ativamente no mercado de trabalho, fortalecendo a importância de políticas públicas para melhorar a inserção desse grupo populacional no mercado de trabalho.

Com relação aos inativos, vê-se que a Não-PEA aposentada (idosos aposentados em inatividade) respondem por 45,7% dos idosos, ao passo que a Não-PEA pura (idosos não-aposentados em inatividade) representam 22,9%. Esses números são bem intuitivos visto que é mais provável observar idosos inativos que já possuem o rendimento da aposentadoria seriam menos estimulados a procurar emprego comparado aos que não recebem nenhum tipo de renda.

2.3. Características dos Idosos Economicamente Ativos

A tabela 2 apresenta características selecionadas dos idosos trabalhadores no Brasil, referentes ao ano de 2005. Primeiramente, nota-se que os homens têm a maior taxa de participação no mercado de trabalho tanto para a PEA aposentada quanto para a PEA pura. Entre as mulheres, o percentual de não-aposentadas (37%) supera o observado para as aposentadas (30%). Tal fato chama a atenção para a possível presença de atributos não observáveis, como maior entusiasmo, perseverança, motivação etc, que podem influenciar

tanto a decisão da mulher adiar sua aposentadoria, como na probabilidade de encontrar emprego.

Tabela 2: Brasil - Perfil dos Idosos Trabalhadores no ano de 2005

	PEA aposentada %	PEA pura %
Gênero		
Masculino	70,2	62,9
Feminino	29,8	37,1
Raça		
Branco	52,0	46,3
Não-branco	48,0	53,7
Residência Setorial		
Urbano	60,6	83,6
Rural	39,4	16,4
Média		
Anos de Estudo	4,8	5,4
Idade	68	80
Salário (R\$)	184,7	257,6
Horas de Trabalho	34,1	39,2
Renda Domiciliar Per Capita (R\$)	70,5	60,5

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da PNAD de 2005.

Nota: Todas as diferenças de proporções e médias entre PEA aposentada e PEA pura foram estatisticamente significativas a 5%.

A respeito da raça declarada pelo o idoso trabalhador, percebe-se que os brancos que tem maior participação na PEA aposentada (52%). Por sua vez, os não-brancos registram maior inserção na PEA pura.

Quanto à residência setorial, é bem visível que tanto os idosos da PEA aposentada como os da PEA pura contabilizam maior participação no mercado de trabalho urbano, dado que no meio urbano existem melhores condições de trabalho, oportunidades de emprego, os rendimentos são maiores, existe maior variedade de serviços etc. No meio urbano, os idosos da PEA pura (83,6%) têm uma taxa de ocupação maior que os da PEA aposentada (60,6%), isso pode refletir a busca por melhores condições de sobrevivência na zona urbana, principalmente, por aqueles que não possuem a renda da aposentadoria. Já os idosos da PEA aposentada da zona rural têm uma taxa de participação contra 16,4% da PEA pura. Esse resultado é curioso porque pode apontar a dependência da renda domiciliar em relação à renda da aposentadoria, sendo um indício que favorece o engajamento dos aposentados rurais em atividades informais, desestimulando a migração dos mesmos para o meio urbano.

Ao se observar o grau de instrução dos idosos trabalhadores é perceptível que os pertencentes à PEA pura têm uma média de anos de estudo (5,5 anos) maior do que aqueles idosos da PEA aposentada (4,8 anos). Aqui, pode-se argumentar tal evidência em duas direções. Primeiro, os idosos não-aposentados que trabalham concorrem diretamente com os aposentados trabalhadores, os quais ao ofertar sua mão-de-obra no mercado de trabalho, geralmente aceitam condições laborais inferiores e salários mais baixos. Assim, a disputa por postos de trabalho levaria os idosos PEA pura a aumentarem seus investimentos em capital humano. Por outro lado, os idosos não-aposentados podem constituir um grupo populacional positivamente selecionado, isto é, seriam pessoas mais motivadas, batalhadoras, persistentes etc, que ao anteciparem o retorno à educação, resolvem dedicar maior parte do tempo aos estudos.

A idade é um dos principais determinantes na decisão de aposentadoria do idoso. Ainda na tabela 2 é possível ver que o idoso típico integrante da PEA pura tem 80 anos de

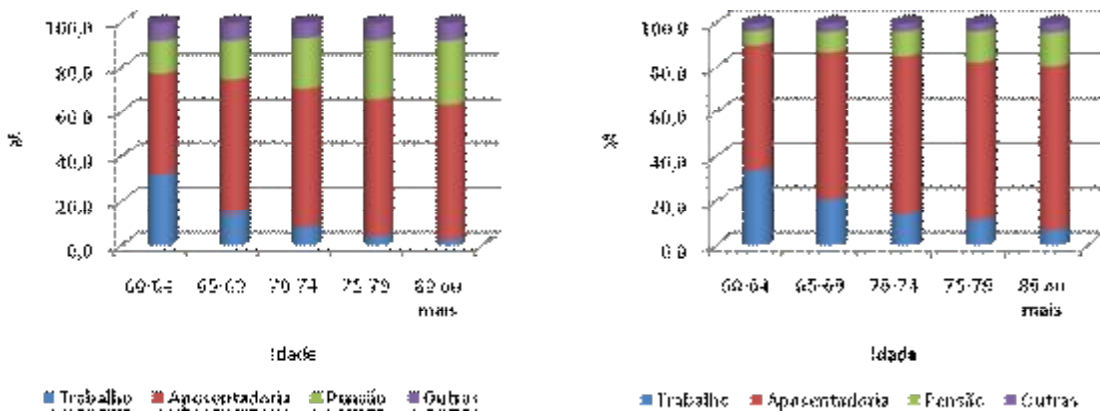
idade, enquanto aquele engajado na PEA aposentada tem, em média, 68 anos de idade. Essa diferença pode ser justificada em função de o idoso preferir sua aposentadoria em decorrência do fator previdenciário, que varia diretamente com a idade do trabalhador e com o tempo de contribuição, ou até porque consegue uma renda superior àquela auferida no caso de se aposentar¹. Por outro lado, uma maior idade pode implicar experiência para o idoso e/ou sinalizar qualidade de saúde.

Em referência ao salário médio recebido, se observa que os idosos aposentados recebem, em média, menos que os idosos não-aposentados, isto é, R\$ 184,70 contra R\$ 257,6. Apesar de os salários não serem controlados para outras variáveis, as evidências iniciais sugerem que os idosos aposentados, podem, em geral, aceitar condições de trabalho inferiores e salários menores, pois na sua grande maioria, desejam complementar a renda domiciliar, enquanto os idosos da PEA pura só podem contar com a renda do seu trabalho. Não obstante, parte da diferença de salários poderia ser explicada por atributos produtivos não-observáveis e favoráveis aos idosos não-aposentados.

A renda per capita média do domicílio de um idoso típico da PEA aposentada é de R\$70,50, ou seja, é maior que a renda do domicílio de um idoso da PEA pura (R\$60,50). Esse resultado deve-se, em parte, aos rendimentos decorrentes da aposentaria presente nos domicílios com idosos aposentados, os quais podem ter peso relevante na renda domiciliar. Tais rendimentos, em sua maioria, são atrelados ao salário mínimo, conforme a constituição de 1988, e passíveis de reajustes exógenos a produtividade do trabalhador.

Quanto às horas de trabalho, se verifica que os idosos da PEA aposentada trabalham em média menos horas (34,1 horas) que aqueles da PEA pura (39,2 horas). A maior média de horas trabalhadas do último grupo pode indicar que estes são mais esforçados, destemidos e batalhadores, dado que ainda desejam permanecer no mercado de trabalho mesmo tendo idade para se aposentarem. Além disso, os idosos não-aposentados da PEA concorrem com os idosos da PEA aposentada, o que pode exigir um esforço acentuado.

A figura 5, a seguir, registra as fontes de rendimento dos idosos economicamente ativos segundo faixa etária e por localização setorial. Percebe-se que a aposentadoria é a principal fonte de rendimentos desses idosos, independente da faixa etária ou residência rural/urbana. Para os idosos do meio rural (figura 5b), a renda do trabalho principal tem relevância superior quando comparada a recebida pelos idosos urbanos nas faixas etárias mais avançadas, todavia, tem é decrescente com a idade. Tal resultado corrobora as taxas de atividade dos idosos que vivem na zona rural (figura 3b), pois indica que os mesmos continuam a trabalhar, ainda quando aposentados, para complementar a renda familiar.



a) Setor Urbano

b) Setor Rural

¹ Para maiores detalhes sobre a fórmula do fator previdenciário, consultar Furtado (2005, p.14).

Figura 5: Brasil – Fonte de Rendimentos dos Idosos por Faixa Etária (2005)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD de 2005.

3. Participação do Idoso no Mercado de Trabalho, Aposentadoria e Salários: Considerações Teóricas

O referencial teórico apresentado nessa seção é uma extensão do modelo neoclássico de escolha entre trabalho e lazer. Primeiro, considera-se que a decisão de participar no mercado de trabalho é feita sob o horizonte do ciclo de vida do indivíduo. Por seu turno, a decisão de aposentadoria também é endogeneizada nesse modelo.

A intuição sugere que o indivíduo deve preferir o trabalho na faixa de idade (ciclo de vida) em que a taxa de salário é alta, e dedicar-se ao lazer naquelas em que o retorno é baixo. Por outro lado, mudanças no salário de reserva, o qual torna o indivíduo indiferente ao trabalho e lazer também afetam a decisão de ofertar trabalho no ciclo de vida. A literatura indica que o salário de reserva depende de fatores como padrão de vida exigido pelo indivíduo, investimento em capital humano e outras fontes de renda, a exemplo do rendimento da aposentadoria. Dessa forma, nos períodos em que o indivíduo se dedica a educação ou conta com renda proveniente da aposentadoria, o salário de reserva tende a ser mais alto (LIBERATO, 2003). A seguir, argumenta-se como ocorre o processo.

O idoso possui uma função de oferta de trabalho derivada da maximização da utilidade do consumo/lazer sujeita a restrição orçamentária, que depende do tempo disponível para lazer/trabalho em um dado momento no seu ciclo de vida. Seguindo-se a intuição de Carrera-Fernandez e Menezes (2001), a função de oferta de trabalho do idoso pode ser expressa por:

$$l = l^*(w_m, I_a) \quad (1)$$

Onde: w_m é o salário de mercado e I_a a renda da aposentadoria (exógena).

Considere-se que em determinado período do ciclo de vida, o idoso precisa decidir se oferta trabalho ou não e, por outro lado, pela aposentadoria ou não. Nos modelos tradicionais, que tratam apenas da decisão entre trabalho e lazer, o indivíduo compara a utilidade de participar do mercado com aquela advinda da não participação (custo de oportunidade), isto é, confronta o salário de mercado com o seu salário de reserva (w_r). Se o salário de mercado superar o salário de reserva ($w_m > w_r$), o indivíduo opta pelo trabalho, e caso contrário, pelo lazer. Ao se adicionar a escolha por aposentadoria, não apenas o efeito substituição (encarecimento do lazer/adiamento da aposentadoria) e o efeito renda (aumento do poder de consumo e predisposição ao lazer/aposentadoria) precisam ser considerados, mas também, seus principais condicionantes.

Para o idoso a magnitude desses efeitos depende de quão elevados são os salários de mercado na época de aposentadoria (encarecendo o efeito substituição) e do rendimento da aposentadoria (aumentando o efeito renda). Assim, o efeito substituição dependerá do investimento feito em capital humano até o momento, e o efeito renda, do valor do benefício previdenciário (LIBERATO, 2003). A depender do efeito líquido (se o efeito substituição não foi muito forte/baixo investimento em capital humano), o idoso pode até se aposentar e ainda continuar trabalhando para complementar a renda e aumentar o consumo. Lazear (1986) sugere que se o efeito substituição for muito alto, isto é, se o salário de mercado na data de aposentadoria oferecer um retorno considerável (idoso com forte investimento em capital humano), a última pode ser adiada.

3.1. O Modelo Econométrico e Estratégia de Investigação

A análise empírica desse artigo é fundamentada no modelo estrutural de determinação conjunta da participação/aposentadoria do idoso típico no mercado e dos salários, adaptado a partir da versão original do modelo de Tunali (1986) para migração e remigração.

Os determinantes das probabilidades conjuntas de participação/aposentadoria dos idosos no mercado de trabalho podem ser modelados empiricamente a partir de um sistema *probit* bivariado. Tal modelo considera que as decisões de participação no mercado e de aposentadoria ocorrem simultaneamente. A despeito de essa característica ser pouco realista, visto que, intuitivamente, tais decisões devem proceder de forma seqüencial, o modelo apresenta vantagens operacionais muito atraentes. Primeiro evita a hipótese da independência das alternativas irrelevantes, sob a qual as razões de probabilidades não se alterariam mediante uma alteração no conjunto de escolhas, o que é corriqueiro nos modelos da família logit multinomial/condicional/aninhado. Segundo, em comparação a um *probit* ordenado, tem a peculiaridade de superar potenciais problemas de endogeneidade decorrentes da aquisição de um novo conjunto de informações ao longo de um processo de escolha seqüencial.

Para tanto, considere-se o seguinte sistema *probit* bivariado:

$$I_1^* = \theta_1' Z + u_1 \quad D_1 = \begin{cases} 1 & \text{se } I_1^* > 0 \\ 0 & \text{se } I_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$I_2^* = \theta_2' Z + u_2 \quad D_2 = \begin{cases} 1 & \text{se } I_2^* > 0 \\ 0 & \text{se } I_2^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

Onde: θ_1' e θ_2' são vetores de parâmetros do modelo *probit*; Z é um vetor que contém variáveis de atributos pessoais e de capital humano para o controle dos custos associados à participação no mercado de trabalho e a aposentadoria; u_1 e u_2 são termos aleatórios que representam a heterogeneidade não-observada com coeficiente de correlação ρ_u . O primeiro índice de seleção I_1^* (equação 2) ordena as preferências dos idosos em relação a oferta de mão-de-obra, e, portanto, a depender do sinal do índice, o idoso típico decide se engajar ou não na força de trabalho. Assim, a variável binária D_1 assume o valor 1 quando o idoso opta por ser economicamente ativo e 0 caso contrário. Já a equação (3) gera o índice de utilidade I_2^* , que representa as preferências dos idosos quanto à aposentadoria. Quando o idoso não é aposentado, a variável *dummy* D_2 recebe o valor 1 e 0 quando o mesmo for aposentado. Quanto ao coeficiente de correlação (ρ_u), um valor $\rho_u \neq 0$ e estatisticamente significativo informa que as decisões de atividade econômica e aposentadoria são consistentes com o modelo adotado, ou seja, haveria uma interdependência entre os componentes não explicados dos dois índices de utilidade.

O modelo estrutural pode ser completado adicionando-se duas equações de salários do tipo *minceriana* para os idosos participantes/aposentados e idosos participantes/não-aposentados no mercado de trabalho, respectivamente:

$$\ln W_1^m = \beta_1' X_1 + \varepsilon_1 \quad \text{se } (D_1 = 1, D_2 = 0) \quad (4)$$

$$\ln W_2^m = \beta_2' X_2 + \varepsilon_2 \quad \text{se } (D_1 = 1, D_2 = 1) \quad (5)$$

Onde: $\ln W_1^m$ é logaritmo do salário-hora do idoso ativo e aposentado; $\ln W_2^m$ o logaritmo do salário-hora do idoso ativo e não-aposentado; β_1' e β_2' vetores de parâmetros; X_1 e X_2 vetores de atributos pessoais que afetam a determinação do salário de mercado e ε_1 e ε_2 , termos estocásticos. Vale ressaltar dois pontos fundamentais. Primeiro, a censura na amostra não permite observar os salários de mercado dos aposentados/desocupados ($D_1 = 0, D_2 = 0$) e não-aposentados/desocupados ($D_1 = 0, D_2 = 1$). Em segundo lugar, a estimação de (4) e (5) isoladamente, por mínimos quadrados ordinários (MQO), resultaria em estimadores tendenciosos devido à presença de auto-seleção dos idosos na amostra/população (HECKMAN, 1979; LEE, 1979).

A presença de seletividade positiva entre os idosos ainda não foi testada nos estudos da literatura especializada no Brasil. Tal característica é derivada da presença de atributos produtivos não observáveis, a exemplo de maior motivação, entusiasmo, perseverança etc, que pode favorecer determinados idosos, especialmente aqueles que continuam trabalhando sem aposentadoria. A estratégia empírica desse trabalho permite o controle para variáveis não observadas e estimativas não tendenciosas do retorno à educação, como se explica a seguir.

As equações (2), (3), (4) e (5) formam a especificação empírica do modelo de determinação conjunta de participação/aposentadoria e salários dos idosos empregados no mercado de trabalho (*endogenous switching regression*). Para obter estimadores não tendenciosos na equação de rendimentos, Tunali (1986) segue a intuição de Heckman (1979) e Lee (1978, 1979), propondo a estimação do modelo em dois estágios. Assumindo-se que os termos de erros das referidas equações seguem uma distribuição normal multivariada com médias zero e matriz de covariância positivamente definida, o subsistema *probit* bivariado (2)-(3) deve ser estimado em primeiro estágio, o que permite computar, a partir das probabilidades preditas, os seguintes termos de controle da heterogeneidade não-observada para idosos ativos/aposentados e ativos/não-aposentados:

$\hat{\lambda}_{11} = \frac{\phi(C_2)\Phi(-C_2^*)}{\Psi(C_1, -C_2, -\rho_u)}$,
 $\hat{\lambda}_{12} = \frac{-\phi(C_2)\Phi(C_2^*)}{\Psi(C_1, -C_2, -\rho_u)}$, $\hat{\lambda}_{21} = \frac{\phi(C_2)\Phi(C_2^*)}{\Psi(C_1, C_2, \rho_u)}$ e $\hat{\lambda}_{22} = \frac{\phi(C_2)\Phi(-C_2^*)}{\Psi(C_1, C_2, \rho_u)}$, onde $C_1 = \tilde{\theta}'_1 Z$, $C_2 = \tilde{\theta}'_2 Z$,
 $C_1^* = \frac{C_1 - \rho_u C_2}{(1 - \rho_u^2)^{1/2}}$, $C_2^* = \frac{C_2 - \rho_u C_1}{(1 - \rho_u^2)^{1/2}}$, ϕ e Φ são, respectivamente, as funções de densidade normal e acumulada, $\Psi(C_1, -C_2, -\rho_u)$ é a probabilidade conjunta do idoso participar do mercado de trabalho e ser aposentado e $\Psi(C_1, C_2, \rho_u)$ a probabilidade conjunta do idoso participar do mercado e não ser aposentado. (TUNALI, 1986, p.242, p.272-274)².

No segundo estágio, os termos de correção $\hat{\lambda}_{11}$ e $\hat{\lambda}_{12}$ entram na equação de salários (4) como regressores adicionais, que é regredida em uma subamostra composta por participantes/aposentados. Já os termos $\hat{\lambda}_{21}$ e $\hat{\lambda}_{22}$ são adicionados como variáveis na equação de salários dos idosos não-aposentados. Cabe notar que a intuição aqui é controlar características produtivas não observáveis que podem atuar por dois canais na determinação dos salários dos idosos, ou seja, ao afetar a probabilidade de oferta de trabalho e ao induzir a decisão de aposentadoria. Esses termos de correção são extensões, para caso da distribuição normal bivariada, das conhecidas taxas inversas de Mill (*inverses of Mill's ratios*) comumente usadas nos modelos do tipo *Heckit*. Formalmente, têm-se as regressões de segundo estágio para idosos economicamente ativos aposentados e não-aposentados, respectivamente:

$$\ln W_1^m = \beta'_1 X_1 + \sigma_{11} \hat{\lambda}_{11} + \sigma_{12} \hat{\lambda}_{12} + \varepsilon_1 \quad \text{se } (D_1 = 1, D_2 = 0) \quad (6)$$

$$\ln W_2^m = \beta'_2 X_2 + \sigma_{21} \hat{\lambda}_{21} + \sigma_{22} \hat{\lambda}_{22} + \varepsilon_2 \quad \text{se } (D_1 = 1, D_2 = 1) \quad (7)$$

Cabe ressaltar que a inclusão dos termos de correção em (6) e (7) pode tornar os estimadores ineficientes (HECKMAN, 1979; LEE, 1979), sendo, mais conveniente e simples, estimar os desvios-padrão pela técnica de *bootstrap* (ANDREWS e BUCHINSKY, 2000; CAMERON e TRIVEDI, 2005).

Seguindo Mohanty (2005), ainda é possível usar as predições lineares dos salários de mercado ($\ln \bar{W}_1^m, \ln \bar{W}_2^m$) e do índice de participação na força de trabalho ($C_1 = \tilde{\theta}'_1 Z$) para calcular os salários de reserva para idosos aposentados ($\ln \bar{W}_1^r$) e não-aposentados ($\ln \bar{W}_2^r$), respectivamente:

$$\ln \bar{W}_1^r = \ln \bar{W}_1^m - C_1 \quad (8)$$

$$\ln \bar{W}_2^r = \ln \bar{W}_2^m - C_1 \quad (9)$$

² Ψ é a função acumulada da distribuição normal padrão bivariada. Os demais termos de correção para os casos omitidos podem ser encontrados em Tunali (1986, p.272-274).

Note-se que o método acima está associado ao modelo teórico, o qual prediz o engajamento do indivíduo na força de trabalho quando o ganho de utilidade do consumo (propiciado pelo trabalho) supera o benefício do lazer, isto é, quando o salário esperado de mercado é maior que o salário de reserva.

3.2. Base de dados

Para atingir o objetivo proposto, foram utilizados dados obtidos nos arquivos da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) de 2005. Alguns controles foram necessários para a estimação do modelo empírico. Nas regressões de salários, apenas foram considerados idosos com rendimentos positivos do trabalho principal. Tal consideração deve-se as equações *mincerianas*, que não se adaptam às rendas nulas na variável dependente. A descrição completa das demais variáveis utilizadas no modelo econométrico pode ser observada na tabela A.1 em apêndice.

4. Resultados Econométricos

Na procura de evidências iniciais acerca da determinação da participação do idoso no mercado de trabalho e da decisão de aposentadoria, foram estimados dois *probits* univariados, uma para equação (2) e outro para equação (3), considerando na amostra, idosos ativos e inativos. As variáveis argumentativas foram selecionadas a partir da literatura empírica e de suas potenciais influências sobre as probabilidades de o idoso ofertar trabalho e/ou de se aposentar. A tabela 3, na próxima página, registra os resultados para os efeitos marginais.

Tabela 3 - Brasil - Regressões univariadas: probabilidades de o idoso ofertar trabalho e de não-aposentadoria

Variáveis\ Modelos	<i>Probit</i> : decisão de ofertar trabalho [D1=1 – participa do mercado] (A)		<i>Probit</i> : decisão de aposentadoria [D2=1 – é não-aposentado] (B)	
	Efeito Marginal	Desvio-Padrão	Efeito Marginal	Desvio-Padrão
SEXO*	0,2232	0,0053	-0,2348	0,0081
URB*	-0,3340	0,0076	-0,0536	0,0068
IDADE	-0,0186	0,0004	-0,0083	0,0004
FUND1*	0,0318	0,0061	-0,1573	0,0113
FUND2*	0,0122†	0,0084	-0,3602	0,0184
MEDIO*	0,0164†	0,0102	-0,6489	0,0176
SUP*	0,0907	0,0136	-0,8320	0,0122
CHEFE*	0,1207	0,0078	-0,0413	0,0069
TAMFAM	0,0002†	0,0009	0,0046	0,0010
RENALUGUEL	0,0001†	0,0000	0,0001	0,0000
RENDOACAO	-0,0002	0,0001	0,0005	0,0001
RENOUTRA	-0,0004	0,0001	0,0004	0,0001
RENPENSAO	-0,0001	0,0000	0,0003	0,0000
RENAPO	-0,0002	0,0000	-	-
RO*	0,1093	0,0282	0,0768	0,0083
AC*	0,0607†	0,0335	0,0667	0,0147
AM*	0,0488	0,0236	0,0726	0,0076
RR*	0,1482	0,0522	0,0104†	0,0532
PA*	0,1104	0,0160	0,0434	0,0082
AP*	-0,0104†	0,0385	0,0265†	0,0287
TO*	0,2025	0,0255	0,0709	0,0094
MA*	0,1710	0,0249	0,0789	0,0079

PI*	0,2254	0,0249	-0,0070†	0,0259
CE*	0,1422	0,0143	0,0509	0,0072
RN*	0,0244†	0,0218	0,0129†	0,0212
PB*	0,1222	0,0206	0,0511	0,0123
PE*	0,0292	0,0129	0,0488	0,0070
AL*	-0,0127†	0,0211	0,0151†	0,0216
SE*	0,0502	0,0226	0,0084†	0,0207
BA*	0,0700	0,0122	0,0411	0,0074
MG*	0,0991	0,0118	0,0131†	0,0086
ES*	0,1058	0,0231	0,0258†	0,0153
RJ*	-0,0246	0,0109	0,0131†	0,0078
PR*	0,1216	0,0148	0,0377	0,0082
SC*	0,0833	0,0194	-0,0284†	0,0204
RS*	0,1274	0,0123	0,0104†	0,0087
MS*	0,0964	0,0220	0,0716	0,0069
MT*	0,0881	0,0225	0,0602	0,0115
GO*	0,0634	0,0154	0,0694	0,0064
DF*	0,0258†	0,0207	0,0285	0,0116
Observações	38.055		17.151	
Count R2	0,766		0,869	

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD de 2005.

Nota: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade. † O parâmetro não foi estatisticamente significativo a 5%.

* Implica efeito marginal de uma mudança na variável *dummy* de 0 para 1.

Inicialmente, os resultados mostram que os homens idosos, residentes no meio rural e no início da melhor idade (próximo aos 60 anos) são mais propensos a permanecerem ou se reengajarem no mercado de trabalho. Em relação às mulheres, o idoso homem tem sua probabilidade de ofertar trabalho aumentada em 22%. Comparado ao residente no meio rural, o idoso típico que vive no meio urbano reduz sua probabilidade de atividade em 33%. Um ano de idade a mais para os idosos diminui a probabilidade de o mesmo ser economicamente ativo em 0,19%. Esses resultados corroboram as evidências iniciais desse estudo e da pesquisa de Camarano (2001), ao enfatizarem a importância da sexualidade, residência setorial e idade na chance dos idosos trabalharem e/ou procurar emprego.

Os idosos chefes de família e mais bem instruídos (ao menos 15 anos de estudo) tem maior probabilidade de participar da força de trabalho no Brasil. Para os responsáveis pela família essa propensão é incrementada em 12% e para aqueles com nível superior, em 0,9%, em relação aos não instruídos (categoria omitida). Tal resultado chama a atenção para o papel da educação na decisão dos idosos de entrar/permanecerem no mercado trabalho.

As rendas exógenas: rendimentos de doações, pensão, aposentadoria e outras fontes, tendem a reduzir a probabilidade de atividade econômica do idoso, conforme o esperado pelo modelo teórico. Ao se efetuar os controles para variáveis não-observadas que geram diferenças a partir da localização regional do idoso, observa-se que, em comparação aos residentes no Estado de São Paulo (categoria de referência), os idosos mais propensos ao engajamento no mercado de trabalho são aqueles residentes nos Estados do Piauí, Tocantins, Maranhão, Roraima e Ceará, com taxas de incremento na probabilidade de 22%, 20%, 17%, 15% e 14%, respectivamente.

Consultando a coluna (B) na tabela 3 pode-se observar que, quanto à decisão de não-aposentadoria, esta tende a ser mais freqüente entre as mulheres do meio rural com idade próxima aos 60 anos e não responsáveis pela família. Um homem idoso, por exemplo, tem sua chance de não se aposentar reduzida em 23%, comparado a uma mulher idosa. Aquele residente no meio rural diminui essa probabilidade em 5%, enquanto um chefe de família tem a chance reduzida em 4%.

Os resultados também sugerem que quanto maior o grau de instrução do idoso, menor é sua chance de não se aposentar. Já o efeito das rendas exógenas atua em sentido contrário ao observado para a propensão a ofertar trabalho. Aqui, o aumento dessas rendas tende a aumentar a probabilidade do idoso não se aposentar. Provavelmente, o aumento nessas rendas pode compensar o potencial benefício da aposentadoria, e influenciar o idoso a adiar a última. Todavia, cabe lembrar que os resultados anteriores devem ser vistos com cautela, são apenas explorações iniciais, pois não consideram o efeito sobre a probabilidade conjunta de atividade econômica e não-aposentadoria, ou seja, os efeitos acima englobam os idosos inativos³.

Ao se observar os diferenciais para os efeitos marginais, em favor da não-aposentadoria entre os Estados brasileiros, vê-se que, em relação aos residentes em São Paulo, os idosos moradores no Maranhão, Rondônia, Amazonas e Tocantins, são os mais propensos a postergar a aposentadoria.

Afora essas estimativas separadas, prosseguiu-se a análise com regressão de *probit* bivariado, conforme o subsistema formado (2) e (3) pertencente ao modelo estrutural. Essa etapa foi realizada por duas razões: a) para a obtenção das probabilidades conjuntas de oferta de trabalho e aposentadoria do idoso típico e b) a verificação da consistência das estimativas com o modelo estrutural, uma vez estimada à correlação entre os componentes não explicados de cada equação do sistema *probit* (ρ_{12}).

Os resultados da estimação do modelo *probit* bivariado para a probabilidade conjunta de trabalho/aposentadoria se encontram na tabela A.2 em apêndice. Cabe ressaltar que a introdução das variáveis: condição na família (CHEFE), tamanho da família (TAMFAM), renda de aluguel (RENALUGEL), renda de doação (RENDOACAO), renda de outras fontes (RENOUTRA) renda de pensão (RENPENSAO) e renda da aposentadoria (RENAPO), visa identificar os parâmetros do modelo estrutural (2)-(5), por meio de restrições de exclusão de variáveis⁴.

É possível constatar nos resultados da tabela A.2, que o coeficiente de correlação entre os resíduos de cada equação do sistema é positivo, e estatisticamente significativo a 5%. O teste de razão de verossimilhança reforça tal evidência. Assim, a estimação correta favorece o sistema *probit* bivariado ao invés de modelos separados. Embora a referida tabela não reporte dos efeitos marginais, a partir dos sinais, vê-se que o homem idoso tem uma probabilidade de ser aposentado e ainda ofertar trabalho. O idoso do meio urbano tem maior probabilidade de ser aposentado e não ofertar trabalho, por conseguinte o idoso do meio rural tem maior chance de ser aposentado e economicamente ativo. Com relação ao idoso chefiar o domicílio há uma tendência de ser aposentado e ainda continuar ativo no mercado de trabalho, pois os benefícios da seguridade social têm beneficiado não só aos idosos, mas a seus familiares também. Outro resultado que deve se chamar atenção, ainda na tabela A.2, é que a renda da aposentadoria passa a ter um impacto negativo sobre a probabilidade conjunta de o idoso ofertar trabalho e não se aposentar.

A tabela 4, na próxima página, apresenta os resultados da estimação das equações de salários (segundo estágio) para idosos aposentados e não-aposentados, com controles por *dummies* estaduais e para viés de seleção na amostra, conforme o modelo estrutural já discutido.

Os idosos aposentados homens e brancos receberam maiores salários comparados aos idosos de atributos opostos. Pode-se perceber que a discriminação por sexo e raça parece ser mais acentuada para os últimos idosos, quando relacionada aos idosos não-aposentados. Após o controle dos atributos produtivos não-observáveis, percebe-se que os idosos homens e não-aposentados auferiram menores salários que as mulheres do mesmo grupo.

³ A renda da aposentadoria foi eliminada da regressão da coluna (B) justamente porque prediz perfeitamente os não-aposentados, isto é, aqueles com rendimento de aposentadoria nulo.

⁴ Para maiores detalhes, consultar Lee (1979), Maddala (1983) e Tunali (1986).

A idade dos idosos (experiência) não se mostrou estatisticamente significativa na maioria das regressões. Tal evidência não surpreende, pois nesse estágio do ciclo de vida, fica pouco provável esperar relações lineares/não-lineares entre salário e experiência. Carrera-Fernandez e Menezes (2001) chegaram a resultado semelhante ao estudar o emprego do idoso na região metropolitana de Salvador, e sugerem que essa característica deve-se ao fato de o idoso se reinserir em atividades distintas daquelas onde o mesmo estava engajado antes de aposentar. Não obstante, a regressão da coluna (D) para não-aposentados e com controle para viés de seleção, atesta que a experiência desse idoso típico pode contribuir para incrementar a renda do trabalho.

O grau de instrução dos idosos também influencia positivamente os seus salários, sobretudo, para aqueles que possuem o nível superior (15 ou mais anos de estudo). Em relação aos idosos sem instrução, os maiores ganhos foram para aqueles com nível superior de ensino. Ainda é possível observar que, relativamente aos idosos sem instrução, os não-aposentados ganhavam, em média, mais que os aposentados para a faixa de educação superior, resultado que persiste mesmo após a consideração de características não-observadas (colunas B e D). Essas evidências sugerem que os trabalhadores não-aposentados podem investir mais tempo de suas vidas em educação quando comparados aos trabalhadores aposentados. Tal necessidade pode ser função da competição exigida no mercado de trabalho e/ou de seletividade positiva (atributos produtivos não-observados) entre o primeiro grupo de trabalhadores.

Os idosos trabalhadores do setor agrícola receberam menos em relação aos empregados nos demais setores. Outro setor que pagou salários relativamente menores foi o de serviços, independente de o idoso ser aposentado ou não. Essas evidências corroboram as encontradas por Camarano (2001), ao mostrar que em geral, por se encontrarem empregados em sua grande maioria em setores informais da economia, os idosos recebem salários inferiores. Todavia, os maiores ganhos salariais foram registrados para os idosos empregados nos setores de cunho social e público.

Tabela 4 -Brasil - Regressão linear com controle por unidades federativas – variável dependente: logaritmo do salário-hora

Variáveis\Modelo	Aposentados		Não-aposentados	
	(A)	(B)	(C)	(D)
SEXO	0,1206 (0,0374)	0,1560 (0,0790)	0,1176 (0,0302)	-0,1594 (0,0735)
RACA	0,1287 (0,0322)	0,1264 (0,0323)	0,0757 (0,0281)	0,0770 (0,0276)
IDADE	0,0048† (0,0025)	0,0021† (0,0057)	0,0000† (0,0032)	0,0229 (0,0066)
FUND1	0,2382 (0,0347)	0,2399 (0,0353)	0,2346 (0,0310)	0,1922 (0,0341)
FUND2	0,3450 (0,0514)	0,3309 (0,0499)	0,3506 (0,0384)	0,3231 (0,0470)
MEDIO	0,5980 (0,0626)	0,5672 (0,0641)	0,5626 (0,0498)	0,5247 (0,0738)
SUP	0,8907 (0,1128)	0,8463 (0,1134)	1,1075 (0,1306)	0,9751 (0,1742)
AGRI	-0,3339 (0,0545)	-0,3312 (0,0540)	-0,3065 (0,0504)	-0,2977 (0,0493)
IND	-0,2098	-0,2124	-0,0574†	-0,0577†

	(0,0490)	(0,0482)	(0,0408)	(0,0395)
SERV	-0,1962 (0,0484)	-0,1993 (0,0482)	-0,1211 (0,0425)	-0,1216 (0,0413)
ADM PUB	0,1134† (0,0903)	0,1130† (0,0918)	0,1997 (0,0444)	0,1922 (0,0438)
SOCIAL	0,3533 (0,0851)	0,3422 (0,0852)	0,3555 (0,0465)	0,3403 (0,0457)
URB	0,0433† (0,0425)	-0,0050† (0,0924)	0,0532† (0,0420)	0,2976 (0,0707)
λ_{11}	-	0,0813† (0,1487)	-	-0,5563 (0,1401)
λ_{12}	-	-0,1231† (0,0630)	-	-0,1333† (0,1119)
Constante	1,7076 (0,1886)	1,7947 (0,2591)	1,9489 (0,2165)	1,0173 (0,3217)
<i>Dummies</i> estaduais	sim	sim	sim	sim
Observações	3.628	3.628	3.107	3.107
R2	0,2084	0,21111	0,1959	0,2007

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD de 2005. Nota: Desvios-padrão entre parênteses. † O parâmetro não foi estatisticamente significativo a 5%. Nas regressões (A) e (B), o indexador i das variáveis de controle λ recebe o valor 1, conforme a equação (6). Em (C) e (D), o indexador i das variáveis de controle λ assume o valor 2, segundo a equação (7). Nas regressões (A) e (C), os desvios-padrão são robustos à heterocedasticidade. Já em (B) e (D), os desvios-padrão foram obtidos por *bootstrap* com 1.000 replicações.

Quanto à diferenciação salarial por localização setorial, os resultados mostram importância estatística apenas para os não-aposentados. Em relação ao não-aposentado do meio rural, aquele que trabalhou na zona urbana recebeu significativamente mais, isso apenas fica evidente com o controle para atributos não-observados (coluna D).

Apesar de não relatado na tabela 4, mas podendo ser disponibilizados pelos autores, constatou-se que, entre os aposentados, a maior diferenciação de salários, relativamente a São Paulo (categoria omitida), ocorreu nos Estados nordestinos, sobretudo, no Maranhão e Piauí, onde os salários dos idosos aposentados ou não, foram consideravelmente inferiores. Isso pode revelar uma possível precarização das relações de trabalho no Nordeste.

Por último, destacam-se as evidências sobre viés de seleção entre os idosos. Na regressão de salários apenas para aposentados (coluna B), os coeficientes das variáveis de controle para atributos não-observados (λ_{11} e λ_{12}) não foram estatisticamente significativos a 5%, embora o da segunda variável tenha sido significativo a 10%. Já na regressão para os trabalhadores não-aposentados (coluna D), verifica-se que para as variáveis de controle da auto-seleção (λ_{21} e λ_{22}), apenas o coeficiente da primeira foi significativo a 5%. Esses resultados favorecem a presença de seleção positiva, principalmente, entre os trabalhadores não-aposentados, que devem receber, em média, um salário maior que aquele, caso houvessem se aposentado.

Tais estimativas permitem, por fim, obter, a estimativa do salário de reserva para trabalhadores aposentados e não-aposentados (salário pelo qual o idoso é indiferente entre trabalhar ou não). Considerando as equações (8) e (9), são, primeiramente, obtidas estimativas do salário de reserva médio dos idosos para diferentes níveis de capital humano. A figura 6a mostra esses salários por faixas de educação e segundo a condição de aposentadoria. Essas estimativas são predições feitas a partir de regressões *mincerianas* por mínimos quadrados ordinários (MQO) e da função de preferência pelo mercado de trabalho (predição linear da equação 2). Já a figura 6b, revela a configuração do salário de reserva por localização setorial

e condição de aposentadoria, feito os devidos controles para atributos produtivos observáveis e não-observados.

Os resultados apontam que o salário de reserva do idoso aumenta a taxas crescentes com o investimento em capital humano (educação). Também é possível constatar diferenças entre aposentados e não-aposentados, ou seja, os aposentados mais instruídos requerem um maior salário de mercado para ofertar trabalho, quando comparado aos não-aposentados. Esse resultado mostra que a existência do benefício da aposentadoria permite aos segurados exigir melhores salários, enquanto que os não-segurados podem aceitar remuneração relativamente inferior.

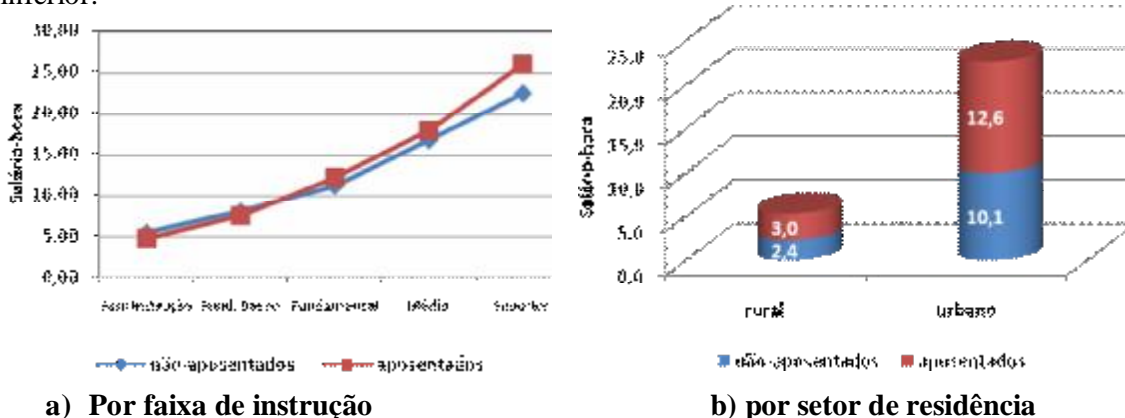


Figura 6: Brasil – Salário de reserva dos idosos segundo a condição de aposentadoria

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD de 2005.

Nota: As unidades dos salários-hora de reserva são reais de 2005, obtidos após a aplicação da função exponencial ao resultado das equações (8) e (9).

As evidências registradas na figura 6a chamam a atenção para a importância do capital humano na determinação do salário de reserva, e, portanto, na inserção do idoso no mercado de trabalho. Note-se que os resultados questionam a hipótese do trabalho como forma de se livrar do ócio, ao contrário, os indícios sugerem que os idosos permanecem ou se reinserem na força de trabalho induzidos pela remuneração do trabalho.

Quando se observa as diferenças em função da dicotomia rural-urbana, percebe-se, na figura 6b, que os idosos do meio rural são mais propensos a atividade laboral, visto que exigem salários de reserva, em média, equivalentes a $\frac{1}{4}$ daqueles requeridos pelos idosos residentes nas cidades. As notáveis diferenças entre os salários de reserva por setor devem-se a heterogeneidade de qualidade de vida, oferta de serviços e custo de vida entre as zonas rural e urbana. Não obstante, vê-se ainda, que os aposentados possuem salário de reserva, em média, maior que os não-aposentados, tanto no meio urbano como rural. Novamente, isso pode ser explicado em função de os aposentados contarem com o rendimento da aposentadoria, o que tende a elevar o padrão de consumo e exigências desse grupo.

Por fim, após o controle nas regressões de salários das características individuais observadas e não-observadas, calculou-se o salário de reserva nos moldes anteriores, porém separando os efeitos por unidades federativas de residência, conforme é mostrado na figura 7 a seguir.

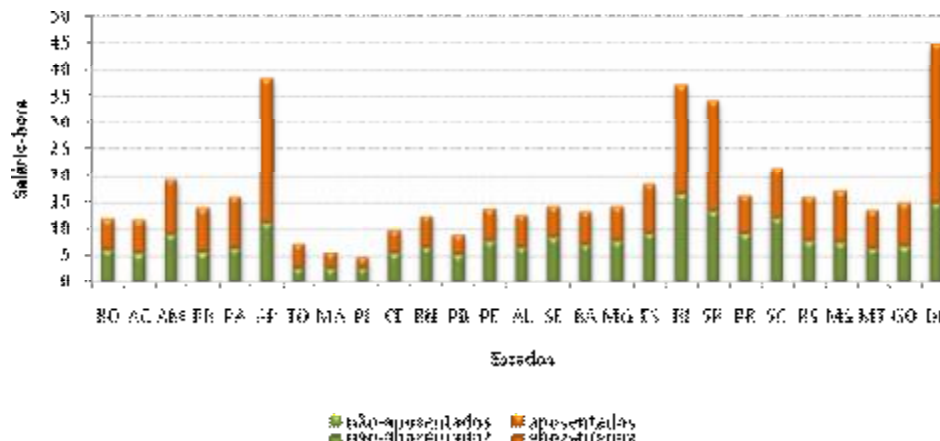


Figura 7: Brasil – Salário de reserva dos idosos segundo a condição de aposentadoria e por Estado de residência

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD de 2005.

Nota: As unidades dos salários-hora de reserva são reais de 2005, obtidos após a aplicação da função exponencial ao resultado das equações (8) e (9).

Inicialmente, chama-se a atenção os baixos salários de reserva estimados para o idoso típico morador dos Estados nordestinos. Percebe-se que a soma do salário de reserva do aposentado e não-aposentado é inferior a R\$ 15 por hora, sendo os baixos salários registrados nos Estados do Piauí e Maranhão. Essa regularidade entre os idosos nordestinos contrasta com os residentes nas demais unidades federativas, e, provavelmente, reflete os diferenciais de renda, grau de pobreza e custo de vida. Vê-se, por exemplo, que no Distrito Federal os idosos exigem os maiores salários de reserva, e, portanto, são menos propensos a se engajar na força de trabalho. Rio de Janeiro e São Paulo também comungam da última característica, isto é, são Estados onde os idosos exigem salários de reserva elevados. Essa característica corrobora com os diferenciais de custo de vida e padrão de consumo dos idosos residentes nessas unidades federativas; aspectos não dissociados das potenciais amenidades/desamenidades presentes nessas regiões.

A despeito das evidências anteriores, ao se comparar os salários requeridos pelos idosos residentes nos Estados da região Norte vis-à-vis aqueles do Nordeste, nota-se que a soma do salário de reserva dos idosos aposentados e não-aposentados da região Norte é equivalente e/ou superior a verificada para os idosos nordestinos. Destaca-se, curiosamente, o estado do Amapá, onde os aposentados têm salário de reserva superior a R\$ 25 por hora, patamar maior que o exigido pelos residentes dos Estados do Rio de Janeiro e São Paulo. Para esses idosos, deixar o retiro profissional parece ter elevado custo, traduzidos nas fortes amenidades geradas pelo lazer na melhor idade, a exemplo de maior tempo para viagens, ganhos culturais etc.

5. Conclusão

Esse artigo teve por objetivo analisar os determinantes da participação do idoso no mercado de trabalho e dos seus salários no Brasil. Nessa empreitada, utilizaram-se os dados mais recentes da PNAD de 2005, além de um modelo empírico de determinação conjunta das probabilidades de participação/aposentadoria e salários. Inicialmente, apresentaram-se evidências acerca da inserção/permanência do idoso no mercado de trabalho brasileiro, sendo

constatado que o idoso homem morador do meio rural tem maior taxa de atividade, e que esta é inversamente relacionada à idade. Os idosos não-aposentados são mais instruídos, experientes, esforçados e recebem salário superior aos dos idosos aposentados. Afora a renda da aposentadoria, o rendimento do trabalho principal tem maior peso na composição dos rendimentos totais, principalmente para os idosos residentes na zona rural do país, justificando a permanência/reinserção desses na força de trabalho como forma de complementar a renda domiciliar.

Os resultados econométricos mostraram que a probabilidade de o idoso se engajar na força de trabalho é influenciada pelo sexo, posição na família, localização setorial, capital humano e rendas não oriundas do trabalho. Verificou-se que os homens idosos residentes na zona rural, chefes de família, com idade próxima aos 60 anos e com elevada instrução, têm maior chance de ofertar trabalho. Por seu turno, a probabilidade de não-aposentadoria é menor entre os homens do meio urbano, chefes de família e com alto grau de instrução. A existência de rendas não provenientes de trabalho ajuda a postergar a decisão de aposentadoria e, por outro lado, a reduzir a chance de ingresso/permanência do idoso no mercado trabalho.

As evidências empíricas também apontaram a importância do investimento em capital humano na determinação dos salários dos idosos trabalhadores. Apurou-se que, independente da condição de aposentadoria, os rendimentos do trabalho crescem com o grau de instrução do idoso, mesmo quando se efetua o controle para características produtivas não-observadas. Todavia, a desconsideração desses atributos não-observados, que geram auto-seleção dos idosos na população, tende a superestimar o retorno à educação, conforme as regressões obtidas. Em geral, os resultados econométricos favorecem a presença de seletividade positiva, principalmente, entre os trabalhadores não-aposentados.

O instrumental empírico e estratégia adotados permitiram estimativas para o salário de reserva dos idosos após o controle de diversos atributos pessoais. As evidências reforçaram que a decisão de oferta de trabalho por parte do idoso é consideravelmente afetada pelos diferenciais de capital humano. Os maiores salários de reserva são requeridos pelos idosos mais instruídos, principalmente, entre aqueles já aposentados. A localização setorial dos idosos gera forte impacto na propensão a atividade laboral dos mesmos, dados os grandes diferenciais de salário de reserva por zonas rural e urbana. Os resultados também revelaram que a participação do idoso no mercado de trabalho pode depender de diferenças regionais de qualidade de vida, padrão de consumo, custo de vida e amenidades, uma vez que as estimativas de salário de reserva variam sistematicamente com a localização regional dos idosos.

6. Referências

ANDREWS, D.W.K; BUCHINSKY, M. A three-step method for choosing the number of bootstrap replications. **Econometrica**, v.68, n.1, 2000, p.23-51.

CAMARANO, Ana Amélia. O Idoso Brasileiro no Mercado de Trabalho. **Texto para Discussão Nº 830**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001, p.1-22.

CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge Press, 2005.

CARRERA-FERNANDEZ, J; MENEZES, W.F. O idoso no mercado de trabalho: uma análise a partir da região metropolitana de Salvador. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, v.32,n.1, 2001, p.52-67.

FURTADO, Adolfo. **A Participação do Idoso no Mercado de Trabalho Brasileiro**. Consultoria Legislativa da Câmara dos Deputados, 2005. Disponível em: <http://www2.camara.gov.br/publicacoes/estnottec/tema8/2004_13576.pdf>. Acesso em: 03 abr. 2008, p.1-24.

GIAMBIAGI, Fabio; PINHEIRO, Armando Castelar. **Rompendo o Marasmo: A Retomada do Desenvolvimento no Brasil**. Rio de Janeiro: Campus, 2005.

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

IBGE, PNAD. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – 1995**. Rio de Janeiro, 1996. CD-ROM.

IBGE, PNAD. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – 2005**. Rio de Janeiro, 2006. CD-ROM.

LAZEAR, E.P. Retirement from the labor force In: ASHENFELTER, O., LAYARD, P. (Eds.) **Handbook of labor economics**. Amsterdam: North-Holland, 1986. v.1, p.305-355.

LEE, Lung-Fei. Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables. **International Economic Review**, v. 19, n. 2, jun., 1978, p. 415-433.

_____. Identification and Estimation in Binary Choice Models with Limited (Censored) Dependent Variables. **Econometrica**, v. 47, n. 4, jul., 1979, p. 977-996.

LIBERATO, V.C. **A oferta de trabalho masculina “pós-aposentadoria” Brasil urbano - 1981/2001**. (Dissertação de Mestrado), Faculdade de Ciências Econômicas de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2003.

MADDALA, G. **Limited-dependent and qualitative variables in Econometrics**. Cambridge : Cambridge University Press, 1983.

MOHANTY, M.S. An alternative method of estimating the worker’s reservation wages. **International Economic Journal**, v.19,n.4, 2005, p.501-522.

TUNALI, I. A general structure for models of double-selection and an application to a joint migration/earnings process with remigration. **Research in Labor Economics**, v.8, 1986, p. 235-28.

7. Apêndice

Tabela A.1: Descrição das Variáveis

Pessoais	
SEXO	Variável <i>dummy</i> : 1-masculino; 0-feminino (omitida)
IDADE	Idade do indivíduo em anos;
RAÇA	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo declarou ser branco; 0-não-branco (omitida)
Educação	
SEM INSTRUÇÃO	Indivíduo sem instrução ou menos de um ano de estudo (omitida)
FUND1	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo tem entre 1 e 4 anos de estudo (fundamental elementar); 0 caso contrário
FUND2	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo tem entre 5 e 10 anos de estudo (fundamental); 0 caso contrário
MEDIO	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo tem entre 11 e 14 anos de estudo (médio); 0 caso contrário
SUP	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo tem ao menos de 15 anos de estudo (superior); 0 caso contrário
Setor de Atividade	
OUTROS	Indivíduo trabalha em outros setores (omitida) – caso contrário
AGRI	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo trabalha do setor agrícola ou agropecuário; 0 caso contrário
IND	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo trabalha no setor industrial; 0 caso contrário
SERV	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo trabalha no setor de serviços; 0 caso contrário

SOCIAL	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo trabalha no setor de prestação de serviços sociais; 0 caso contrário
ADMPUB	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo trabalha no setor de administração pública; 0 caso contrário
Família	
TAMFAM	Número de membros da família que residem no mesmo domicílio que o indivíduo
CHEFE	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo responsável pela família; 0 caso contrário (omitida)
Rendimentos	
RENALUGUEL	Renda oriunda de aluguéis em R\$ de 2005;
RENDOACAO	Renda de doações em R\$ de 2005;
RENPENSAO	Renda de pensão em R\$ de 2005
RENOUTRA	Outras rendas em R\$ de 2005;
RENAPO	Renda da aposentadoria em R\$ de 2005;
Localização setorial	
URB	Variável <i>dummy</i> : 1- indivíduo reside no meio urbano; 0 caso contrário (omitida)
Localização estadual	
RO	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia em Rondônia em 2005; 0 caso contrário
AC	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Acre em 2005; 0 caso contrário
AM	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Amazonas em 2005; 0 caso contrário
RR	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia em Roraima em 2005; 0 caso contrário
PA	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Pará em 2005; 0 caso contrário
AP	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Amapá em 2005; 0 caso contrário
TO	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Tocantins em 2005; 0 caso contrário
MA	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Maranhão em 2000; 0 caso contrário
PI	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Piauí em 2005; 0 caso contrário
CE	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Ceará em 2005; 0 caso contrário
RN	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Rio Grande do Norte em 2005; 0 caso contrário
PB	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia na Paraíba em 2005; 0 caso contrário
PE	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia em Pernambuco em 2005; 0 caso contrário
AL	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia em Alagoas em 2005 ; 0 caso contrário
SE	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia em Sergipe em 2005; 0 caso contrário
BA	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia na Bahia em 2005; 0 caso contrário
MG	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia em Minas Gerais em 2005; 0 caso contrário
ES	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Espírito Santo em 2005; 0 caso contrário
RJ	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Rio de Janeiro em 2005; 0 caso contrário
SP	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia em São Paulo em 2005; 0 caso contrário (omitida)
PR	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Paraná em 2005; 0 caso contrário
SC	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia em Santa Catarina em 2005; 0 caso contrário
RS	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Rio Grande do Sul em 2005; 0 caso contrário
MS	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Mato Grosso do Sul em 2005; 0 caso contrário
MT	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Mato Grosso em 2005; 0 caso contrário
GO	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia em Goiás em 2005; 0 caso contrário
DF	Variável <i>dummy</i> : 1- se o indivíduo residia no Distrito Federal em 2005; 0 caso contrário

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNAD de 2005.

Tabela A.2 - Regressão bivariada: probabilidade de oferta de trabalho e não-aposentadoria do idoso no Brasil

Variáveis	[D1=1 – participa do mercado]		[D2=1 – é não-aposentado]	
	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão
SEXO	0,6607	0,0159	-1,1559	0,0305
URB	-0,9043	0,0201	-0,4415	0,0694
IDADE	-0,0552	0,0012	-0,0458	0,0021
FUND1	0,1016	0,0182	-0,7534	0,0541
FUND2	0,0419†	0,0249	-1,2635	0,0572
MEDIO	0,0537†	0,0303	-2,0174	0,0599
SUP	0,2653	0,0381	-2,6930	0,0695
CHEFE	0,4131	0,0306	-0,2262	0,0551
TAMFAM	0,0007†	0,0028	0,0274	0,0057

RENALUGUEL	0,0002†	0,0001	0,0004	0,0002
RENDOACAO	-0,0006	0,0002	0,0030	0,0006
RENOUTRA	-0,0013	0,0002	0,0019	0,0003
RENPENSAO	-0,0005	0,0001	0,0017	0,0001
RENAPO	-0,0005	0,0000	-0,0459	0,0008
RO	0,2991	0,0738	0,6892	0,1852
AC	0,1720†	0,0924	0,4134†	0,2229
AM	0,1294†	0,0667	0,6986	0,1510
RR	0,3790	0,1372	0,1042†	0,3419
PA	0,3005	0,0426	0,3346	0,0741
AP	-0,0574†	0,1214	0,1649†	0,2216
TO	0,5366	0,0640	0,6793	0,1846
MA	0,4576	0,0632	0,9294	0,1919
PI	0,5983	0,0626	-0,0332†	0,1357
CE	0,3879	0,0372	0,4299	0,0719
RN	0,0663†	0,0632	0,0960†	0,1347
PB	0,3345	0,0539	0,3940	0,1254
PE	0,0856	0,0373	0,3600	0,0667
AL	-0,0534†	0,0659	0,0646†	0,1402
SE	0,1432	0,0633	0,0642†	0,1296
BA	0,1955	0,0339	0,2998	0,0621
MG	0,2799	0,0318	0,0816†	0,0557
ES	0,2888	0,0614	0,1823†	0,1126
RJ	-0,0787	0,0344	0,0586†	0,0507
PR	0,3405	0,0388	0,2813	0,0682
SC	0,2357	0,0522	-0,1209†	0,1009
RS	0,3553	0,0327	0,0990†	0,0547
MS	0,2668	0,0586	0,6773	0,1137
MT	0,2346	0,0610	0,5108	0,1494
GO	0,1744	0,0429	0,5702	0,0938
DF	0,0663†	0,0613	0,1934	0,0916
Constante	3,2380	0,0984	5,7988	0,1944

	Coefficiente	Desvio-Padrão
β_k	0,5387	0,0175

Teste de Razão de Verossimilhança para o coeficiente de correlação $\chi^2 = 850,22$ P-valor = 0,0000

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da PNAD de 2005.

Nota: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade. † O parâmetro não foi estatisticamente significativo a 5%.