

## OFERTA DE TRABALHO E SALÁRIO DO IDOSO NO BRASIL

VÍVIAN DOS SANTOS QUEIROZ ORELLANA \*  
HILTON MARTINS DE BRITO RAMALHO †  
GIÁCOMO BALBINOTTO ‡

### Resumo

O objetivo deste artigo é investigar o impacto da aposentadoria nos salários dos homens idosos com mais de 65 anos de idade no Brasil usando os dados do Censo Demográfico de 2010. Para tanto, foi estimado um modelo de decisão conjunta de oferta de trabalho, aposentadoria e salários para controlar o viés de seleção amostral que tornaria os coeficientes das equações de salários tendenciosos. Os salários controlados para autoseleção foram usados para calcular o diferencial de rendimentos entre aposentados ou não. Os resultados apontaram que os aposentados ganham salários menores, especialmente os menos instruídos que têm menor chance de se inserirem em melhores ocupações. Assim, a permanência dos aposentados no mercado de trabalho pode ser motivada para complementação de renda e a situação destes poderia melhorar com o adiamento da aposentadoria.

**Palavras-chave:** Oferta de trabalho; Aposentadoria; Idoso; Salário; *probit* bivariado.

### Abstract

The objective of this article is to investigate the impact of retirement on the wages of older men over 65 years of age in Brazil using data from the 2010 Demographic Census. A joint decision model of labor supply and retirement was estimated to control the selection bias in the wages that are used to calculate the income differential between retirees or not. The main result indicates that the retirement reduces the wages of older people, especially the less educated who are less likely to get into better occupations. Thus, the permanence of the retired in the labor market may be motivated to supplement the income and the postponement of retirement could improve the situation of the older men in the labor market.

**Keywords:** Labor supply; Retirement; Elderly; Wage; Bivariate *probit*.

**JEL classification:** I21, I23, C14

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea153736>

\* Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal do Rio Grande (FURG). E-mail: viviansq13@gmail.com.

† Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: hiltonmbr@gmail.com.

‡ Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). E-mail: giacomo.balbinotto@ufrgs.br.

## 1 Introdução

O objetivo deste trabalho é investigar o impacto da aposentadoria nos salários dos idosos brasileiros com mais de 65 anos de idade utilizando os dados do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A metodologia empírica é baseada em Tunali (1986) e consiste de um modelo de decisão conjunta de oferta de trabalho, aposentadoria e salários que é usado para calcular o diferencial de rendimentos por condição de aposentadoria com controle para autosseleção amostral.

A rápida queda nas taxas de fecundidade e mortalidade infantil e adulta vem transformando drasticamente a pirâmide etária do Brasil, aumentando a esperança de vida ao nascer e aproximando o país de sociedades desenvolvidas com acelerado processo de envelhecimento. Como resultado desse avanço, a esperança de vida ao nascer passou de 63 anos de idade em 1980 para 73 anos em 2010 e, de acordo com projeções do IBGE (2008), em 2050 a esperança de vida chegará aos 81 anos. Os fatores que explicam o aumento da longevidade da população são principalmente os avanços na área da medicina, melhora no nível educacional, acesso aos métodos contraceptivos, saneamento básico, urbanização e mudanças na estrutura familiar (Lee 2003).

Uma consequência da maior longevidade é o aumento do número de aposentados. Dados do Censo Demográfico de 2010 mostram que aproximadamente 75% do total de idosos com mais de 60 anos de idade eram aposentados e, mesmo diante disso, os idosos têm participado mais do mercado de trabalho, pois a taxa de atividade desse grupo foi de 27% no mesmo ano, sendo considerada alta para padrões internacionais. Alguns países que fazem parte da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), como Espanha, França e Alemanha registraram as menores taxas de participação de idosos no mercado de trabalho, 2%, 2,1% e 4,6%, respectivamente<sup>1</sup>. Essas taxas são explicadas por uma estrutura etária mais envelhecida da população desses países, incentivos do sistema previdenciário para se aposentar e os incrementos de renda que favorecem a escolha do idoso por mais lazer (Hurd 1990, Guillemard & Rein 1993, Gustman & Steinmeier 1984, Lumsdaine & Mitchell 1999, Mete & Schultz 2002, Bertranou & Sánchez 2003).

A significativa participação dos aposentados no mercado de trabalho brasileiro é possível devido a possibilidade de acumular renda do trabalho e aposentadoria, o que não é permitido em grande parte dos países (Tafner 2007). No Brasil também não existe idade mínima para a concessão de aposentadoria por tempo de contribuição e, de acordo com Brugiavini & Peracchi (2005), isso resulta em aposentadorias precoces com baixos valores. Desse modo, os aposentados podem continuar trabalhando para manter um padrão de vida, pois o benefício de aposentadoria pode ser insuficiente para suprir todas as necessidades básicas de um idoso, como saúde, vestuário, alimentação, transporte e habitação (Camarano 2001, Liberato 2003, Furtado 2005).

O estudo da oferta de trabalho dos idosos tem despertado interesse na literatura brasileira e algumas pesquisas apontaram que os principais determinantes dessa decisão são a educação, saúde, idade e valor do benefício de aposentadoria (Afonso & Schor 2001, Camarano 2001, Carrera-Fernandez & Menezes 2001, Liberato 2003, Furtado 2005, Damasceno & da Cunha 2011, Pérez 2005). A escolha ocupacional também foi averiguada por Queiroz &

---

<sup>1</sup>Dados do *International Labour Organization* (ILO 2011)

Ramalho (2009) que encontraram que o aposentado tem mais chance de trabalhar como assalariado informal devido a necessidade de complementação de renda, sugerindo que a postergação da aposentadoria poderia melhorar o bem-estar dos idosos. Queiroz & Jacinto (2012) discutiram a importância do benefício de aposentadoria na redução das horas de trabalho dos idosos. Já Queiroz et al. (2012) observaram que a duração do desemprego é maior para os idosos, quando comparados com os mais jovens, e que a chance de entrada para a inatividade aumenta para os mais velhos devido ao desemprego por desalento. Afonso & Schor (2001), Carrera-Fernandez & Menezes (2001), Moura & Cunha (2010) estudaram os salários dos idosos e os primeiros autores concluíram que o valor do benefício de aposentadoria não afeta os salários.

Diante do exposto, este trabalho visa contribuir empiricamente para a literatura nacional ao gerar novas evidências sobre o impacto da aposentadoria nos salários dos idosos por meio do cálculo do diferencial de rendimentos com controle para seleção amostral. A metodologia é baseada em Tunalí (1986) para estimar a probabilidade de trabalhar e aposentar usando um *probit* bivariado e controlar o duplo viés de seleção nas equações de salários<sup>2</sup>. A aplicação desse método ainda é pouco explorado e se destaca por ser usado para analisar uma nova temática, como é a oferta de trabalho dos idosos, pois grande parte dos estudos sobre idosos usam modelos como o *probit* univariado e desconsideram a importância da aposentadoria. O uso dos dados do Censo Demográfico de 2010 é outra contribuição desse trabalho para o tema.

Além dessa introdução, este artigo está dividido em mais cinco seções. Na Seção 2, é feita uma revisão teórica dos principais modelos neoclássicos de aposentadoria. A Seção 3 apresenta a metodologia empírica e a Seção 4 descreve a base de dados e seus tratamentos. A Seção 5 apresenta os resultados e discussões e, por fim, a Seção 6 é reservada para as conclusões.

## 2 Referencial Teórico

Nos modelos neoclássicos de oferta de trabalho dos idosos, a aposentadoria é determinada como a escolha entre lazer e trabalho, sendo uma decisão que depende dos salários ofertados e do benefício da aposentadoria. Ao definir a idade de aposentadoria, o indivíduo começa a receber a aposentadoria e aumenta sua preferência por mais lazer, reduzindo sua participação do idoso no mercado de trabalho (Borjas 1996, Mitchell & Fields 1983, 1984).

O idoso maximiza sua função de utilidade intertemporal  $U$ , que é uma função positiva do consumo planejado durante o ciclo de vida ( $C$ ) e do lazer no período de aposentadoria ( $RET$ ), sujeita a uma restrição de rendimentos intertemporais (Mitchell & Fields 1985):

$$\begin{cases} \text{Max } U = U(C, RET) & \text{sujeito à} \\ C = PDVY(R) + W_0 - B_0. \end{cases} \quad (1)$$

Ou seja, o consumo planejado é igual ao valor presente da renda ( $PDVY$ ) ao longo do ciclo de vida restante do indivíduo mais a riqueza no momento da

---

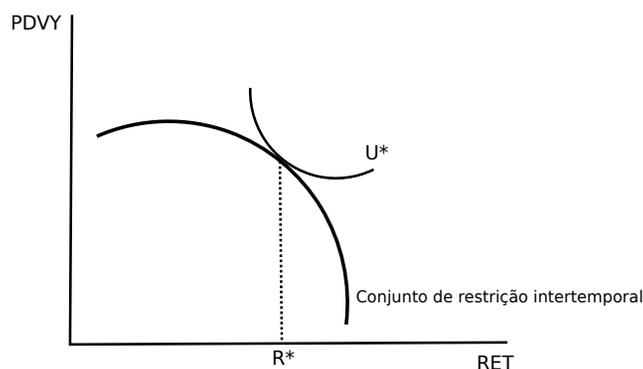
<sup>2</sup>O método de Tunalí (1986) já foi utilizado em estudos nacionais sobre migração por Ramalho (2008) e no trabalho de Ramalho & Queiroz (2011), embora esses últimos autores tenham usado um *logit* multinomial na primeira etapa. Outro estudo que também aplicou a mesma estratégia empírica foi o de Monte et al. (2011), porém com enfoque sobre a oferta de trabalho.

aposentadoria,  $W_0$ , menos a herança,  $B_0$ ;  $RET = N - R$  ou lazer é a diferença entre  $N$ , tempo de vida restante, e  $R$ , idade de aposentadoria.

O valor presente da renda  $PDVY$  depende do momento da idade da aposentadoria  $R$ , sendo composto de três elementos:

$$PDVY = \int_0^R E_t \delta_t d_t + \int_R^T (PP_t + SS_t) \delta_t d_t, \quad (2)$$

em que  $\delta_t$  é o fator desconto refletindo as preferências;  $E_t$  é o valor presente de todos os salários líquidos (normalizados para 0);  $PP_t$  e  $SS_t$  são, respectivamente, benefícios de fundos de previdência privada e da Previdência Social recebidos desde  $R$  até a idade da morte  $T$ . A idade de entrada para a aposentadoria varia com o ano em que o trabalhador se aposenta e com as regras do sistema previdenciário. A Figura 1 mostra que  $PDVY$  é uma função crescente da idade de aposentadoria e função decrescente com  $RET$ .



Fonte: Fields & Mitchell (1984)

**Figura 1:** Decisão de Aposentadoria

A idade ótima de aposentadoria na Figura 1 ( $R^*$ ) ocorre no ponto onde a inclinação da curva de indiferença se iguala a do conjunto factível como indicado pela restrição restrição intertemporal, ou seja, a utilidade marginal do consumo de um ano adicional de trabalho é igual a utilidade marginal de um ano a mais de lazer (Mitchell & Fields 1984). A partir das Equações (1) e (2), a condição de primeira ordem é:

$$\frac{\partial U}{\partial C} \frac{\partial PDVY}{\partial R} = \frac{\partial U}{\partial RET} \quad \text{ou} \quad \frac{\partial U}{\partial C} \left[ E_R - P_R + \frac{\partial P_R}{\partial R} \right] = \frac{\partial U}{\partial RET}, \quad (3)$$

em que  $P$  engloba benefícios de aposentadoria privada e da Previdência Social.

A decisão de se aposentar (lazer) é função de dois fatores importantes: preço do lazer (custo de oportunidade) e preferências (entre lazer e trabalho) (Mitchell & Fields 1983, 1984). Assim, a escolha pela aposentadoria é ótima quando se tem:

$$\frac{\partial U}{\partial C} \frac{\partial PDVY}{\partial R} < \frac{\partial U}{\partial RET}, \quad \forall R. \quad (4)$$

Ou seja,  $\frac{\partial U/\partial RET}{\partial U/\partial C} = TMS$  é a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer e pode ser considerada como o salário de reserva do idoso que é o

salário que ele exige para sair da inatividade ou para abrir mão de uma hora de lazer e ofertar mais trabalho. O salário de reserva pode ser influenciado pelas preferências dos idosos, características pessoais, regras de aposentadoria e oportunidades de rendimentos (Gordon & Blinder 1980). Desse modo, o idoso decide se aposentar quando a  $TMS$  é maior do que o salário de mercado, representado por  $\partial PDVY/\partial R$ , e decide ofertar mais horas de trabalho quando a  $TMS$  é menor do que o salário de mercado.

Um aumento no salário gera dois efeitos sobre a oferta de trabalho do idoso<sup>3</sup>, dado o benefício de aposentadoria constante: i) *efeito renda* que é decorrente de maior poder de compra e resulta em aumento na demanda por lazer (aposentadoria); ii) *efeito substituição* que induz a oferta de trabalho devido ao elevado custo do lazer (salários elevados torna o lazer mais caro), levando ao adiamento da aposentadoria. Esses efeitos atuam em sentidos opostos, pois se o idoso tiver maior preferência por lazer, o efeito renda será dominante e o idoso tende a sair do mercado de trabalho, mas se o trabalhador tiver mais preferência por trabalho, o efeito substituição domina e o trabalhador tende a participar mais tempo do mercado de trabalho.

No caso de haver um aumento no benefício da aposentadoria, mantendo o salário constante, os efeitos renda e substituição seguem na mesma direção, ou seja, diminui a utilidade dos salários e eleva-se a utilidade do lazer, conduzindo o idoso à aposentadoria. Todavia, se um maior benefício de aposentadoria puder ser auferido com a postergação da aposentadoria, então os altos benefícios podem estimular os idosos a passar mais anos trabalhando por meio de um efeito substituição intertemporal de lazer por trabalho.

A elevação da expectativa de vida torna a população de um país mais envelhecida, mas também favorece a participação das pessoas mais velhas no mercado de trabalho. A melhoria na condição geral de saúde é uma explicação para esse aumento da força de trabalho idosa, pois a boa saúde proporciona mais disposição para que os idosos continuem trabalhando (OMS 2005). A autonomia física e mental é essencial para que exerçam as atividades no trabalho de forma eficiente e sem perda da capacidade laborativa, diminuindo os efeitos negativos da redução das oportunidades de trabalho com a idade (Quinn 1979, Clark 1980, Hutchens 1988, Kim & Feldman 2000, McGarry 2004, Mete & Schultz 2002, Giatti & Barreto 2003, Coile 2004, Kalwij & Vermeulen 2005, Pérez 2005, Christensen & Kallestrup-Lamb 2012).

Os homens idosos, por sua vez, tendem a participar mais do mercado de trabalho do que as mulheres, especialmente os homens aposentados, pois as idosas geralmente entram para inatividade e se sustentam com a renda da própria aposentadoria e/ou com a renda do esposo (Liberato 2003). Já os chefes de família e casados são mais propensos a ofertar trabalho porque possuem familiares que são seus dependentes (Blau 1994, Benítez-Silva 2004<sup>770</sup>, Damasceno & da Cunha 2011).

O capital humano é também apontado como um dos mais importantes determinantes da oferta de trabalho dos idosos, pois os rendimentos estão associados positivamente com o capital humano (Schultz 1961, Becker 1962, Ben-Porath 1967). Os idosos com maior nível de educação têm um custo de oportunidade mais elevado quando optam pela inatividade (Lazear 1986, Souza 2003). O alto nível de escolaridade e a experiência acumulada no mercado

---

<sup>3</sup>Considerando o lazer como um bem normal, a quantidade demandada de lazer aumenta quando a renda aumenta.

de trabalho incentivam a permanência do idoso no mercado de trabalho devido aos elevados salários ofertados, além do mais, estes fatores favorecerem o acesso aos melhores postos de trabalho (Wajnman et al. 2004, Amarilho & Carlos 2005, Queiroz & Ramalho 2009).

Quanto aos fatores institucionais, Tafner (2007) destacou que o Sistema Previdenciário Brasileiro é muito generoso quando comparado com outros países, pois ignora as transformações demográficas e socioeconômicas que o país vem enfrentando. As regras de aposentadoria por tempo de contribuição, por exemplo, permitem o acesso a aposentadorias precoces e favorecem a permanência do aposentado por mais tempo no mercado de trabalho (Afonso & Schor 2001, Furtado 2005). Mesmo após as reformas previdenciárias implementadas, que visavam desestimular a entrada precoce dos idosos para a aposentadoria, percebe-se que há um contingente considerável de aposentadorias concedidas, indicando que essas mudanças ainda são insuficientes para desestimular a aposentadoria precoce<sup>4</sup>.

As aposentadorias precoces podem refletir baixos valores de aposentadoria (Brugiavini & Peracchi 2005), especialmente em sistemas baseados em tempo de contribuição como o brasileiro. Dessa forma, a insuficiência dos valores dos benefícios de aposentadoria podem levar os aposentados a trabalharem mais tempo a fim de cobrirem suas necessidades básicas e de seus familiares (Afonso & Schor 2001, Camarano 2001, Carrera-Fernandez & Menezes 2001, Furtado 2005, Liberato 2003). Não obstante, os idosos aposentados auferem um menor salário porque tendem a trabalhar menos horas, pois se encontram em uma fase transitória entre um trabalho de jornada completa e saída definitiva da força de trabalho, comumente conhecida na literatura como “aposentadoria gradual” ou *bridge job* (Ruhm 1990, Hurd 1990).

### 3 Estratégia Empírica

Nesta seção, é apresentada a metodologia empírica que visa estimar as probabilidades conjuntas das decisões de aposentadoria e oferta de trabalho por meio de um sistema probit bivariado e permite controlar a autoseleção amostral que pode tornar os coeficientes das equações de salários tendenciosos. Essa aplicação é uma adaptação da estratégia desenvolvida por Tunali (1986) e se baseia na hipótese de que a oferta de trabalho do idoso está relacionada com a decisão de aposentadoria. Entretanto, tal método supõe que tais decisões ocorrem simultaneamente e mesmo que o ideal fosse que elas acontecessem de forma sequencial, ou seja, o indivíduo trabalha e depois escolhe quando se aposenta, o método apresenta algumas vantagens ao evitar a independência das alternativas irrelevantes que surge nos modelos *logit multinomial*, aninhado e condicional, e está relacionada a não alteração das razões de probabilidade mediante uma mudança no conjunto de escolhas. Além disso, ele supera possíveis problemas de endogeneidade que podem ocorrer quando da inclusão de novas informações no processo de escolha sequencial que ocorre no *probit* ordenado.

A partir do método proposto foi possível mensurar o diferencial de salários controlados para o referido viés de seleção amostral entre aposentados e não

---

<sup>4</sup>Para uma discussão detalhada sobre as reformas previdenciárias consultar Giambiagi & Tafner (2010) e Mesquita (2012).

aposentados, permitindo inferir se a decisão de aposentadoria e participação no mercado de trabalho foi a melhor escolha.

### 3.1 Modelo Estrutural da Determinação Conjunta da Oferta de Trabalho, Aposentadoria e Salários

Supõe-se que os benefícios líquidos obtidos pelo idoso ao ofertar trabalho e aposentar-se é dado pelo seguinte sistema de funções de utilidades, respectivamente:

$$Y_1^* = \delta_1(Y_r - Y_{nr}) + \beta_1 Z_1 + \epsilon_1 \quad (5)$$

e

$$Y_2^* = \delta_2(Y_r - Y_{nr}) + \beta_2 Z_2 + \epsilon_2, \quad (6)$$

em que  $Y_1^*$  e  $Y_2^*$  são índices de utilidades dos idosos em relação à oferta de trabalho e aposentadoria, respectivamente;  $Y_{nr}$  e  $Y_r$  são os salários-hora (em logaritmo) dos não aposentados e aposentados, respectivamente;  $Z_1$  e  $Z_2$  são os vetores de atributos pessoais relacionados aos custos de oferta de trabalho e aposentadoria, nesta ordem;  $\delta_1$ ,  $\delta_2$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são os vetores de parâmetros estruturais;  $\epsilon_1$  e  $\epsilon_2$  são os termos de erro aleatórios que captam a influência de fatores não observados.

Os rendimentos esperados pelo idoso na condição de não aposentado e aposentado são determinados pelas seguintes equações *mincerianas*, respectivamente:

$$Y_{nr} = \alpha_{nr} X_{nr} + \epsilon_{nr} \quad (7)$$

e

$$Y_r = \alpha_r X_r + \epsilon_r, \quad (8)$$

em que  $\alpha_{nr}$  e  $\alpha_r$  denotam os vetores de parâmetros das equações dos não aposentados e aposentados, respectivamente;  $X_{nr}$  e  $X_r$  são os vetores de variáveis explicativas que representam as características dos grupos de não aposentados e aposentados;  $\epsilon_{nr}$  e  $\epsilon_r$  significam os respectivos termos de erros estocásticos, normalmente distribuídos com média constante e variâncias dadas por  $\sigma_{nr}^2$  e  $\sigma_r^2$ .

A forma reduzida do modelo estrutural para a decisão conjunta de oferta de trabalho e aposentadoria pode ser obtida substituindo as equações de rendimentos (7) e (8) no sistema (5) e (6) e redefinindo os termos da seguinte forma:

$$Y_1^* = \pi_1 + \nu_1, Y_1 = \begin{cases} 1 & \text{se } Y_1^* > 0 \\ 0 & \text{se } Y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (9)$$

e

$$Y_2^* = \pi_2 + \nu_2, Y_2 = \begin{cases} 1 & \text{se } Y_2^* > 0 \\ 0 & \text{se } Y_2^* \leq 0 \end{cases}, \quad (10)$$

em que  $\pi_1 \equiv [\delta_1(\alpha_r X_r - \alpha_{nr} X_{nr}) + \beta_1 Z_1]$  e  $\pi_2 \equiv [\delta_2(\alpha_r X_r - \alpha_{nr} X_{nr}) + \beta_2 Z_2]$  são os vetores de atributos observados;  $\nu_1 \equiv [\delta_1(\epsilon_r - \epsilon_{nr}) + \epsilon_1]$  e  $\nu_2 \equiv [\delta_2(\epsilon_r - \epsilon_{nr}) + \epsilon_2]$

são os vetores de termos estocásticos que representam fatores não observados, com coeficiente de correlação igual a  $\rho \equiv \text{cor}(v_1, v_2)$  e variâncias  $\sigma_1^2$  e  $\sigma_2^2$ .

Na Equação (9), o idoso decide participar do mercado de trabalho quando  $Y_1^* > 0$ , logo a variável binária  $Y_1$  assume o valor 1 e 0 caso contrário ( $Y_1^* \leq 0$ ). Já na Equação (10), o idoso decide se aposentar quando o índice de utilidade é positivo ( $Y_2^* > 0$ ) e a variável binária  $Y_2$  assume o valor 1 e 0 caso opte por se manter não aposentado.

Note-se que os rendimentos esperados por condição de aposentadoria ( $Y_2$ ) são observados se e somente se o idoso participa do mercado de trabalho ( $Y_1 = 1$ ). Quanto aos inativos, há uma censura na amostra que impede de observar os rendimentos dos inativos, já que estes não registram rendimentos positivos.

A decisão de participação do idoso no mercado de trabalho está relacionada a maximização da utilidade obtida com cada escolha. O idoso compara os rendimentos esperados no mercado de trabalho com o seu salário reserva, ou seja, ele vai substituir lazer por trabalho se o salário esperado no mercado de trabalho for maior do que o considerado mínimo necessário para ele abdicar de lazer por trabalho, significando preferência por trabalho e utilidade positiva  $Y_1^* > 0$ . Caso o salário esperado no mercado de trabalho seja menor do que o salário reserva, o idoso tende a preferir lazer à trabalho, logo a utilidade esperada seria  $Y_1^* \leq 0$ .

Com relação ao coeficiente de correlação  $\rho$ , observe-se que este assume um valor entre  $-1$  e  $1$  e, se for estatisticamente significativo, implica que as decisões de participação do mercado de trabalho e aposentadoria exibem correlação, ou seja, há interdependência entre os componentes não explicados dos dois índices de utilidade. Assim, há consistência com o modelo adotado em que os fatores não observados que afetam a decisão de participação dos idosos no mercado de trabalho estariam correlacionados com outros atributos determinantes da aposentadoria.

### 3.2 Estimação

A presença de atributos produtivos não observados favoráveis aos idosos aposentados que trabalham, como perseverança, motivação, etc., podem estar presentes e tornar os idosos autosselecionados na amostra. Assim a estimação das equações lineares de salários (7) e (8) pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) geraria coeficientes tendenciosos, já que os valores esperados dos termos não explicados poderiam ser  $E(\varepsilon_{nr}|Y_1 = 1, Y_2 = 0) \neq 0$  e  $E(\varepsilon_r|Y_1 = 1, Y_2 = 1) \neq 0$  (Heckman 1979, Lee 1978, Tunali 1986). Isso pode acontecer devido ao duplo viés de seleção dos idosos quanto a oferta de trabalho e a condição de aposentadoria.

Usando a intuição do método de dois estágios de Lee (1978) e Heckman (1979), Tunali (1986) propõe uma estimação em dois estágios para corrigir os referidos vieses de seleção e obter estimadores consistentes para todas as equações do modelo. O primeiro passo é estimar o modelo reduzido (*probit* bivariado 9 e 10) e verificar se o coeficiente de correlação ( $\rho$ ) é estatisticamente significativo. Se for constatada a correlação, então a estimação do *probit* bivariado é mais adequada e consistente com a interdependência entre as referidas decisões. Diante disso, pode-se supor que os termos de erro das equações do modelo seguem uma distribuição normal multivariada, com média zero e covariância positiva e definida. Os termos de correção da heterogeneidade não

observada para as equações de salários podem ser computados de acordo com Maddala (1983, p.282) e Tunali (1986, p.238, p.242, p.272-274):

$$\lambda_1 = \begin{cases} \frac{\phi(C_1)\Phi(-C_2^*)}{\Psi(C_1, -C_2, -\rho)} & \text{para ativos não aposentados} \\ \frac{\phi(C_1)\Phi(C_2^*)}{\Psi(C_1, C_2, \rho)} & \text{para ativos aposentados} \end{cases}$$

e

$$\lambda_2 = \begin{cases} -\frac{\phi(C_2)\Phi(C_1^*)}{\Psi(C_1, -C_2, -\rho)} & \text{para ativos não aposentados} \\ \frac{\phi(C_2)\Phi(C_1^*)}{\Psi(C_1, C_2, \rho)} & \text{para ativos aposentados} \end{cases}$$

em que  $C_1 \equiv \widehat{\pi}_1$  e  $C_2 \equiv \widehat{\pi}_2$  são as predições lineares das Equações (9) e (10), respectivamente;  $C_1^* \equiv \frac{C_1 - \rho C_2}{(1 - \rho^2)^{\frac{1}{2}}}$  e  $C_2^* \equiv \frac{C_2 - \rho C_1}{(1 - \rho^2)^{\frac{1}{2}}}$  são as combinações das predições;  $\Psi(C_1, -C_2, -\rho)$  é a probabilidade conjunta de participar e não aposentar;  $\Psi(C_1, C_2, \rho)$  é a probabilidade conjunta de participar e se aposentar;  $\phi$ ,  $\Phi$  e  $\Psi$  são, respectivamente, as funções de densidade normal, função de densidade acumulada e função de densidade normal bivariada;  $\rho$  é o coeficiente de correlação entre os termos não observados das equações.

Em um segundo estágio, os termos de correção  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  entram como regressores adicionais nas equações de salários dos não aposentados (Equação (7)) e dos aposentados (Equação (8)), respectivamente. Logo, as esperanças condicionais de salários obtidas no segundo estágio para não aposentados e aposentados são, respectivamente:

$$E(Y_{nr}|Y_1 = 1, Y_2 = 0) = \widehat{\alpha}_{nr}X_{nr} + \widehat{\sigma}_{nr1}\lambda_1 + \widehat{\sigma}_{nr2}\lambda_2, \quad (11)$$

e

$$E(Y_r|Y_1 = 1, Y_2 = 1) = \widehat{\alpha}_rX_r + \widehat{\sigma}_{r1}\lambda_1 + \widehat{\sigma}_{r2}\lambda_2, \quad (12)$$

em que  $\widehat{\alpha}_{nr}$  e  $\widehat{\alpha}_r$  são os vetores de parâmetros corrigidos para viés de seleção na amostra;  $\widehat{\sigma}_{nr1}$  e  $\widehat{\sigma}_{nr2}$  são as estimativas das covariâncias entre os termos  $\varepsilon_{nr}$  e  $\nu_1$  e  $\varepsilon_{nr}$  e  $\nu_2$ , respectivamente;  $\widehat{\sigma}_{r1}$  e  $\widehat{\sigma}_{r2}$  são as estimativas das covariâncias entre os termos  $\varepsilon_r$  e  $\nu_1$  e  $\varepsilon_r$  e  $\nu_2$ , respectivamente.

O modelo reduzido *probit* bivariado é estimado por Máxima Verossimilhança (MV) e os valores esperados das equações de salários (Equações (11) e (12)) são estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)<sup>5</sup>.

### 3.3 Estimação do Diferencial Salarial

Após estimar as equações de salários controladas para o duplo viés de seleção (Equações (11) e (12)), os coeficientes são usados para calcular a diferença entre o salário factual e contrafactual dos aposentados e a diferença entre o salário contrafactual e factual dos não aposentados. O salário factual é a predição linear (salário potencial) do salário médio dos não aposentados (aposentados) e considera somente os coeficientes controlados para viés de seleção na

<sup>5</sup>Segundo Camarano & Trivedi (2005), uma forma de corrigir a matriz de covariância e obter desvios-padrão não tendenciosos é recorrer ao método de reamostragem por *bootstrap*.

amostra, ou seja,  $\widehat{\alpha}_{nr}X_{nr}$  e  $\widehat{\alpha}_rX_r$  das Equações (11) e (12), respectivamente, excluindo os termos de correção. Já o salário contrafactual é calculado a partir da predição linear do salário dos não aposentados (aposentados) por meio da imputação dos coeficientes corrigidos (com exceção dos termos de correção) sobre as características observáveis da amostra de aposentados (não aposentados):  $\widehat{\alpha}_{nr}X_r$  e  $\widehat{\alpha}_rX_{nr}$ , respectivamente.

O diferencial salarial pode ser calculado para a amostra total de aposentados e não aposentados ( $\Delta w$ ) e para as respectivas amostras de aposentados ( $\Delta w_r$ ) e não aposentados ( $\Delta w_{nr}$ ) da seguinte forma:

$$\Delta w = E(Y_r) - E(Y_{nr}), \quad (13)$$

$$\Delta w_r = E(Y_r|Y_2 = 1) - E(Y_{nr}|Y_2 = 1), \quad (14)$$

e

$$\Delta w_{nr} = E(Y_r|Y_2 = 0) - E(Y_{nr}|Y_2 = 0). \quad (15)$$

No lado direito da Equação (13),  $E(Y_r)$  é o salário do aposentado e  $E(Y_{nr})$  é o salário do não aposentado. Na Equação (14),  $E(Y_r|Y_2 = 1)$  é o salário factual do aposentado e  $E(Y_{nr}|Y_2 = 1)$  é o salário contrafactual do aposentado caso tivesse não se aposentado. Já na Equação (15),  $E(Y_r|Y_2 = 0)$  corresponde ao salário contrafactual do não aposentado e  $E(Y_{nr}|Y_2 = 0)$  ao salário factual do não aposentado.

#### 4 Base de Dados e Tratamentos

A fonte de dados utilizada foi o Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que fornece informações importantes para a decisão de oferta de trabalho e aposentadoria dos idosos.

A amostra foi composta por homens idosos com idade entre 65 e 80 anos residentes do meio urbano. A aposentadoria por idade de um homem do meio urbano do Regime Geral da Previdência Social (RGPS) e do Regime Próprio de Previdência Social (RPPS) dos servidores públicos requer que a idade mínima seja de 65 anos e, mesmo que seja possível se aposentar mais cedo, tanto no setor privado (aposentadoria por tempo de contribuição) quanto no setor público (aposentadoria por idade e tempo de contribuição), é necessário que todos os idosos da amostra tenham condição de escolher pela aposentadoria, ou seja, tenham atingido os requisitos para requerê-la, justificando o recorte na amostra em 65 anos de idade. Ademais, a diferença entre os regimes de aposentadoria do setor rural e urbano e por gênero pode afetar de forma diferenciada a oferta de trabalho dos idosos, o que explica a escolha pelos homens do setor urbano.

Cabe ressaltar que também foram excluídos da amostra os trabalhadores ocupados em atividades para o próprio consumo, não remunerados e os desempregados. Estes últimos representavam uma pequena porcentagem da amostra (cerca de 2%), o que poderia causar outro viés de seletividade na amostra.

Na construção das variáveis de resposta do *probit* bivariado, a oferta de trabalho assume o valor 1 quando o idoso está ocupado (trabalho principal) e 0 caso seja inativo, enquanto que a variável de resposta da aposentadoria

assume o valor 1 quando o idoso é aposentado e 0 caso contrário. De acordo com o Censo Demográfico de 2010, o aposentado é definido como o indivíduo que declarou receber rendimento mensal habitual de aposentadoria ou pensão deixada por pessoa da qual era beneficiária<sup>6</sup>.

Com base na literatura, as variáveis explicativas escolhidas foram raça, idade, idade ao quadrado, níveis de escolaridade, estudo, chefe de família, estado conjugal, residência em área metropolitana, variáveis *dummies* para estados brasileiros, total de moradores no domicílio, problemas de saúde<sup>7</sup>, outras rendas do não trabalho, taxa de desemprego adulta no município de residência e número de beneficiários de programas sociais no domicílio. A Tabela A.1 do Apêndice A fornece uma descrição mais detalhada das variáveis usadas nos modelos.

O método de restrição por exclusão de variáveis foi empregado para identificar o modelo empírico (Maddala 1983). Tal método consiste em manter a variável *total de beneficiários de programas sociais* na equação de aposentadoria do *probit* bivariado e omiti-la da equação de oferta de trabalho. Desse modo é possível separar os custos de se aposentar daqueles relacionados a decisão de ofertar trabalho. Também foram excluídas algumas variáveis das equações de salários e mantidas no sistema do *probit* bivariado para identificar os fatores que afetam conjuntamente a oferta de trabalho e aposentadoria, mas não explicam diretamente os salários: *total de moradores, outras rendas do não trabalho, taxa de desemprego adulta no município, problemas de saúde e total de beneficiários de programas sociais*.

Após os recortes mencionados e exclusão dos valores *missings*, a amostra total foi composta de 414.016 homens idosos, dentre os quais 99.988 (24,2%) são economicamente ativos e 314.028 (75,9%) inativos. A Tabela A.2 no Apêndice A apresenta as estatísticas descritivas da amostra.

## 5 Resultados

Os resultados da primeira etapa do modelo estrutural *probit* bivariado (Equações (9) e (10)) para a determinação conjunta da participação na força de trabalho e aposentadoria são apresentados na Tabela 1, na qual constam os coeficientes e os efeitos marginais sobre as respectivas probabilidades.

O coeficiente de correlação,  $\rho$ , foi estatisticamente significativo e negativo, sugerindo que os fatores produtivos não observados que afetam de forma positiva a chance de aposentaria podem contribuir para reduzir a probabilidade de o idoso participar do mercado de trabalho. O teste de razão de verossimilhança<sup>8</sup> do coeficiente de correlação  $\rho$  também foi estatisticamente significativo, corroborando a abordagem teórica de que há interdependência entre aposentadoria e oferta de trabalho. Desse modo, o modelo *probit* bivariado é o mais adequado para avaliar a participação dos idosos no mercado de trabalho.

Com relação à raça, percebe-se que os brancos têm mais chance de participar do mercado de trabalho (2%) e se aposentar (1%), quando comparados

<sup>6</sup>A impossibilidade de separar aposentados e pensionistas é uma limitação decorrente do uso dos dados do Censo Demográfico. Todavia, o número de homens que recebem pensão é muito pequeno e não interfere nos resultados.

<sup>7</sup>Para a construção da variável *dummy de problemas de saúde* foram agregadas as dificuldades mental ou intelectual permanente, caminhar, ouvir relatadas pelos indivíduos.

<sup>8</sup>O teste de razão de verossimilhança é o mais usado para testar a exogeneidade sob a hipótese nula  $\rho = 0$ .

com outras raças (categoria omitida). Já os idosos de raça negra têm chance reduzida de se aposentar. Os chefes de família e casados registram maiores chances de participar do mercado de trabalho e se aposentar. Esses resultados se relacionam com a necessidade de trabalhar para o sustento familiar. As evidências encontradas também foram observadas por Damasceno & da Cunha (2011), Moura & Cunha (2010).

A idade reduz a probabilidade de o idoso ofertar trabalho em cerca de 6% e eleva a chance de se aposentar em 10%. A variável idade ao quadrado, que representa o crescimento não-linear da produtividade ao longo da vida, exibiu sinal positivo para a probabilidade de oferta de trabalho e negativo para a aposentadoria. Note-se que o efeito total da idade é negativo e crescente sobre a oferta de trabalho, ou seja, a participação dos idosos no mercado de trabalho cai a taxas crescentes. Nesse caso, há uma tendência natural de saída da força de trabalho com o avanço da idade devido à redução da capacidade produtiva e a diminuição da disposição para o trabalho. Tais evidências estão de acordo com os encontrados na literatura (Camarano 2001, Wajzman et al. 2004).

Quanto ao capital humano, é possível constatar que uma maior escolaridade aumenta a chance de o idoso trabalhar. Por exemplo, a probabilidade de trabalhar se eleva em torno de 5% e 6% para os idosos com ensino médio incompleto e superior incompleto, respectivamente, mas essa chance quase triplica (17%) quando o nível superior é concluído. Com relação a chance de aposentadoria, todas as variáveis de nível de escolaridade apresentaram sinal negativo, indicando que a probabilidade se reduz em cerca de 2%, comparativamente à categoria omitida (fundamental incompleto). Ainda se pode observar que os idosos que estudam têm 5% a mais chance de ofertar trabalho e 6% menos chance de se aposentar. Desse modo, os dados sugerem que os idosos com maior nível de escolaridade são os mais propensos a trabalhar e postergar a aposentadoria. Vários trabalhos da literatura apontam que os idosos mais instruídos se deparam com elevado custo de oportunidade ao optarem pelo lazer (efeito substituição maior do que o efeito renda) (Lazear 1986, Souza 2003).

Para os homens idosos que residem em áreas metropolitanas, a probabilidade de ofertar trabalho aumenta em 2% e a chance de se aposentar reduz no mesmo percentual. A maior concentração de vagas de trabalho e salário mais elevados tornam os idosos menos propensos à aposentadoria nas grandes metrópoles. Damasceno & da Cunha (2011) e Moura & Cunha (2010) não levaram em conta a decisão de aposentadoria e encontraram resultado negativo para a oferta de trabalho.

O total de moradores no domicílio aumenta a probabilidade de ofertar trabalho e reduz a chance de aposentadoria. Tal resultado indica que os idosos podem ter que trabalhar mais para contribuir com a renda familiar e para o sustento de outros parentes que vivem no domicílio. Em um contexto de crises sucessivas, desemprego e aumento da pobreza, muitos adultos encontram dificuldade para conseguir trabalho e/ou obter rendimentos mais elevados e acabam sendo sustentados pelos pais idosos que ainda trabalham e muitas vezes recebem aposentadoria (Saad 2004).

Os idosos que recebem outras rendas, como aluguel, juros de poupança, pensões privadas ou aplicações financeiras, são mais propensos a se aposentar (4%). Na ausência dessas rendas, os idosos se tornam mais inclinados a ofertar trabalho para complementar o rendimento familiar. A chance de se aposentar também aumenta para os idosos que residem com pessoas que são

**Tabela 1:** Regressões bivariadas dos determinantes da oferta de trabalho e aposentadoria

Variáveis	Oferta de Trabalho		Aposentadoria	
	Coefficiente	Efeito marginal	Coefficiente	Efeito marginal
	(1)	(2)	(3)	(4)
Branco	0,0660*** (0,0052)	0,0191*** (0,0015)	0,0309*** (0,0058)	0,0065*** (0,0012)
Negro	0,0165* (0,0089)	0,0047* (0,0025)	-0,0449*** (0,0096)	-0,0099*** (0,0021)
Idade	-0,2039*** (0,0099)	-0,0590*** (0,0029)	0,4578*** (0,0109)	0,0970*** (0,0023)
Idade ao quadrado	0,0018*** (0,0001)	0,0005*** (0,0000)	-0,0051*** (0,0001)	-0,0011*** (0,0000)
Médio incompleto	0,1623*** (0,0081)	0,0481*** (0,0025)	-0,0823*** (0,0091)	-0,0179*** (0,0020)
Superior incompleto	0,2057*** (0,0080)	0,0617*** (0,0025)	-0,0705*** (0,0090)	-0,0152*** (0,0020)
Superior completo	0,5236*** (0,0089)	0,1706*** (0,0032)	-0,0851*** (0,0105)	-0,0185*** (0,0024)
Estuda	0,1722*** (0,0155)	0,0525*** (0,0049)	-0,2400*** (0,0163)	-0,0567*** (0,0043)
Chefe de família	0,1219*** (0,0054)	0,0346*** (0,0015)	0,2262*** (0,0057)	0,0508*** (0,0013)
Vive com cônjuge	0,1914*** (0,0054)	0,0538*** (0,0015)	0,0920*** (0,0058)	0,0199*** (0,0013)
Metrópole	0,0597*** (0,0052)	0,0174*** (0,0015)	-0,1095*** (0,0058)	-0,0236*** (0,0013)
Total de moradores	0,0179*** (0,0013)	0,0052*** (0,0004)	-0,0378*** (0,0014)	-0,0080*** (0,0003)
Outras rendas	-0,0518*** (0,0061)	-0,0150*** (0,0017)	-0,1797*** (0,0067)	-0,0381*** (0,0014)
Taxa de desemprego adulta	-0,0183*** (0,0010)	-0,0053*** (0,0003)	-0,0097*** (0,0011)	-0,0020*** (0,0002)
Problema de saúde	-0,2467*** (0,0046)	-0,0714*** (0,0013)	0,1605*** (0,0051)	0,0340*** (0,0011)
Total de beneficiários	0,0401*** (0,0076)	0,0085*** (0,0016)		
Intercepto	10,8171*** (0,5109)	-23,4176*** (0,5598)		
Dummies estaduais	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	414,016			
$\rho$	-0,4105***			
Teste RV ( $H_0 : \rho = 0$ )	$\chi^2_1 = 15.938,50$ ***			

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Teste RV – teste de razão de verossimilhança. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. Os efeitos marginais foram gerados a partir do método delta. \*\*\* Estatisticamente significativa a 1%. \*\* Estatisticamente significativa a 5%. \* Estatisticamente significativa a 10%.

beneficiárias de programas sociais.

A taxa de desemprego da população adulta no município reduz tanto a probabilidade de trabalhar quanto de se aposentar. O aumento da taxa de desemprego no município estimula a concorrência no mercado de trabalho entre idosos e trabalhadores mais jovens, tornando mais difícil para os primeiros conseguirem um emprego (Queiroz et al. 2012). Assim, os idosos podem ter mais dificuldade para alcançar os requerimentos necessários para a aposentadoria.

Quanto à saúde, verifica-se que ter algum problema de saúde reduz em cerca de 7% a possibilidade de trabalhar e eleva em 3% a chance de aposentadoria. Os resultados sugerem que a preservação da autonomia física e mental são de extrema importância para que o idoso possa continuar trabalhando e executando o seu trabalho de forma aceitável. Vários trabalhos na literatura apontaram resultados similares (Mete & Schultz 2002, Giatti & Barreto 2003, Pérez 2005, Kalwij & Vermeulen 2005, Christensen & Kallestrup-Lamb 2012, Juerges et al. 2014).

A Tabela 2 apresenta os resultados da estimação das regressões de salários (Equações (11) e (12)) corrigidas para viés de seleção amostral e obtidas a partir da segunda etapa do *probit* bivariado. Com relação as equações de salários corrigidas (coluna 3 e 4), note-se que os idosos brancos ganham mais do que os negros, o que sugere algum tipo de discriminação por raça. É possível perceber também que os aposentados brancos ganham mais do que os não aposentados.

O avanço da idade contribui para aumentar os salários dos idosos, porém esse incremento é decrescente (sinal negativo da idade ao quadrado). Constata-se também que, com o avanço da idade, o rendimento do aposentado se eleva mais do que o do não aposentado. A explicação para essa diferença pode estar relacionada com a experiência adquirida no mercado de trabalho antes da aposentadoria e o acúmulo de habilidades ao longo da carreira. A literatura do capital humano aponta que os idosos ganham mais com a idade (Becker 1962, Ben-Porath 1967).

Um maior grau de estudo implica em maiores rendimentos. Por exemplo, os idosos que possuem nível superior completo auferem altos salários, quando comparados com a categoria omitida (fundamental incompleto). Cabe ressaltar que os aposentados ganham mais em todos os níveis de estudo, quando comparados com os não aposentados. Entretanto, os não aposentados podem ter ganhos salariais se ainda estudam. A literatura aponta que os idosos mais instruídos trabalham porque se defrontam com um alto custo de oportunidade ao optarem pela inatividade (Lazear 1986, Souza 2003). Além disso, os aposentados são motivados a complementar o benefício de aposentadoria devido à baixa taxa de reposição do fator previdenciário sobre os rendimentos dos mais escolarizados (Furtado 2005).

Os chefes de família e casados ganham mais do que a categoria de comparação, pois essas posições representam comprometimento com o sustento da família. Ademais, os aposentados que se encontram nessas posições auferem mais do que os não aposentados. Já os residentes das grandes metrópoles ganham mais do que aqueles que não residem em metrópoles, pois a concentração de atividade econômica nessas áreas se reflete em mais oportunidades de trabalho e maiores salários. É possível perceber também que os não aposentados que residem em metrópoles recebem maiores rendimentos do que os aposentados.

**Tabela 2:** Regressões de salários (logaritmo do salário-hora) sem correção e com correção para viés de seleção

Variáveis	Não Corrigida		Corrigida	
	Não aposentado (1)	Aposentado (2)	Não aposentado (3)	Aposentado (4)
Branco	0,2523*** (0,0129)	0,2337*** (0,0095)	0,2622*** (0,0142)	0,2965*** (0,0102)
Negro	-0,0394** (0,0199)	-0,0843*** (0,0165)	-0,0540*** (0,0198)	-0,1330*** (0,0169)
Idade	0,0651** (0,0313)	-0,0372* (0,0197)	0,2169*** (0,0401)	0,3666*** (0,0241)
Idade ao quadrado	-0,0007* (0,0004)	0,0006** (0,0002)	-0,0024*** (0,0005)	-0,0042*** (0,0003)
Médio incompleto	0,4229*** (0,0189)	0,4711*** (0,0145)	0,3926*** (0,0203)	0,4497*** (0,0155)
Superior incompleto	0,7636*** (0,0187)	0,7738*** (0,0143)	0,7344*** (0,0212)	0,7771*** (0,0162)
Superior completo	1,6899*** (0,0200)	1,6078*** (0,0141)	1,6549*** (0,0347)	1,7083*** (0,0209)
Estuda	0,1499*** (0,0377)	0,1760*** (0,0296)	0,0753* (0,0408)	-0,0096 (0,0308)
Chefe de família	0,1999*** (0,0126)	0,0863*** (0,0104)	0,2704*** (0,0251)	0,4005*** (0,0167)
Vive com cônjuge	0,1537*** (0,0142)	0,1178*** (0,0106)	0,1665*** (0,0207)	0,2736*** (0,0143)
Metrópole	0,2388*** (0,0124)	0,3161*** (0,0091)	0,2014*** (0,0142)	0,1978*** (0,0101)
$\lambda_1$			-0,2756** (0,1055)	0,2179*** (-0,0366)
$\lambda_2$			0,6081*** (0,1156)	1,7626*** (-0,0665)
Intercepto	-0,9173 (1,5869)	4,4581*** (1,0063)	-8,1321*** (1,9985)	-18,1027*** (1,2719)
Dummies estaduais	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	29,180	70,808	29,180	70,808
R <sup>2</sup> ajustado	0,3240	0,2889	0,3250	0,2966
Teste de Wald $H_0 : \lambda = 0$			Não aposentado	Aposentado
$\lambda_1$			$\chi_1^2 = 6,83^{***}$	$\chi_1^2 = 35,41^{***}$
$\lambda_2$			$\chi_1^2 = 27,69^{***}$	$\chi_1^2 = 703,21^{***}$

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Os desvios-padrão dos salários corrigidos são robustos à heterocedasticidade entre parênteses e computados por *bootstrap* com 1.000 reamostragens.

\*\*\* Estatisticamente significante a 1%. \*\* Estatisticamente significante a 5%. \*

Estatisticamente significante a 10%.

Os coeficientes associados aos termos de correção das equações de salários dos não aposentados e dos aposentados,  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$ , mostraram-se estatisticamente significativos. Foram elaborados testes de *Wald* para os parâmetros associados aos respectivos termos e as estatísticas  $\chi^2$  revelaram-se significativas a 1%, indicando que pode haver viés de seleção na amostra pela influência de fatores produtivos não observados. Portanto, desconsiderar a importância desses fatores não observados poderia encobrir seus efeitos sobre os salários. Cabe mencionar ainda que a inclusão dos termos de controle reduziu o retorno à educação dos não aposentados e o elevou no caso dos aposentados. Tal constatação pode ser observada ao comparar-se os coeficientes das equações de salários corrigidas (colunas 3 e 4) com os coeficientes das equações de salários sem correção e estimadas por MQO (colunas 1 e 2).

Os resultados do cálculo do diferencial de salários controlados para o viés de seleção amostral podem ser conferidos na Tabela 3. O diferencial de salário foi calculado por escolaridade para verificar a heterogeneidade nos retornos salariais por grupos de estudo.

Constata-se que todos os diferenciais de salários por faixa de escolaridade foram negativos, tanto os corrigidos quanto os não corrigidos (com exceção do nível médio incompleto), indicando que, em termos gerais, a aposentadoria piora a condição dos idosos no mercado de trabalho. Ressalta-se a diferença entre o valor do diferencial de salário não controlado e o controlado para o viés de seleção amostral, reforçando a importância do método aplicado neste estudo.

A partir do sinal negativo do diferencial total corrigido (penúltima linha da coluna 6), constata-se que um idoso que decidir se aposentar e continuar trabalhando ganha em média menos 2,04 de log de salário do que um idoso selecionado aleatoriamente na amostra. O diferencial total da amostra de aposentados (penúltima linha da coluna 4) indica que a aposentadoria piorou a situação destes no mercado de trabalho (redução de 2,02 em log de salário), ou seja, os aposentados poderiam receber maiores salários se tivessem postergado a aposentadoria. Essas evidências sustentam a hipótese de que os idosos aposentados continuam no mercado de trabalho aceitando salários mais baixos porque se inserem em ocupações que oferecem baixas remunerações com intuito de complementar a renda de aposentadoria. Já os resultados dos não aposentados sugerem que a decisão de aposentadoria geraria retornos salariais negativos, isto é, estes perceberiam uma redução de 2,07 de log de salário se estivessem aposentados. Assim, a postergação da aposentadoria poderia melhorar a situação do trabalhador idoso no mercado de trabalho.

Quanto ao nível de escolaridade, percebe-se que o diferencial total (coluna 6) decresce em magnitude com relação ao aumento dos anos de estudo, indicando que os idosos que possuem menor educação são os que sofrem maiores perdas salariais (2,06 em log de salário) se entrarem para a aposentadoria e permanecerem no mercado de trabalho, quando comparados com os de maior instrução (redução de 1,96 em log de salário para o nível superior completo). Tais resultados podem estar relacionados com o fato de que os idosos com menor escolaridade tendem a aceitar condições de trabalho e rendimentos inferiores por falta de melhores oportunidades, pois o menor nível de escolaridade impossibilita a ascensão às melhores ocupações, ao contrário dos mais instruídos que são mais propícios a se engajarem em boas ocupações.

Os valores dos diferenciais salariais para amostras separadas de não aposentados e aposentados,  $\Delta w_{nr}$  e  $\Delta w_r$ , seguem os mesmos padrões observados

**Tabela 3:** Estimação do diferencial médio de salário (em logaritmo) para aposentados e não aposentados

Escolaridade	Não Corrigido			Corrigido		
	$\Delta w_a$ (1)	$\Delta w_n$ (2)	$\Delta w$ (3)	$\Delta w_a$ (4)	$\Delta w_n$ (5)	$\Delta w$ (6)
Fundamental incompleto	-0,08*** [-0,08;-0,07]	-0,05*** [-0,06;-0,05]	-0,07*** [-0,07;-0,07]	-2,05*** [-2,05;-2,05]	-2,10*** [-2,11;-2,09]	-2,06*** [-2,07;-2,06]
Médio incompleto	0,01 [0,00;0,02]	0,02*** [0,01;0,03]	0,01*** [0,00;0,02]	-1,97*** [-1,98;-1,96]	-2,02*** [-2,04;-2,01]	-1,99*** [-2,00;-1,98]
Superior incompleto	-0,03*** [-0,03;-0,02]	-0,02*** [-0,03;-0,01]	-0,0241*** [-0,03;-0,02]	-1,98*** [-1,99;-1,97]	-2,04*** [-2,06;-2,02]	-2,00*** [-2,01;-1,99]
Superior completo	-0,11*** [-0,12;-0,10]	-0,10*** [-0,11;-0,09]	-0,11*** [-0,11;-0,10]	-1,95*** [-1,96;-1,94]	-2,00*** [-2,02;-1,99]	-1,96*** [-1,97;-1,961]
Total	-0,07*** [-0,08;-0,06]	-0,05*** [-0,06;-0,03]	-0,06*** [-0,07;-0,05]	-2,02*** [-2,03;-2,02]	-2,07*** [-2,08;-2,06]	-2,04*** [-2,04;-2,03]

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: O teste *t-student* para diferença de médias foi aplicado para confirmar a significância estatística das estimativas.

\*\*\* Estatisticamente significativo à 1%. Os intervalos de 95% de confiança estão entre colchetes.

para o diferencial total, embora o diferencial dos não aposentados seja maior em magnitude do que o calculado para os aposentados em todos os níveis de estudo. Isto indica que o efeito da aposentadoria piora mais a situação dos não aposentados no mercado de trabalho do que a dos aposentados, ou seja, é possível que as perdas salariais fossem maiores para os não aposentados se estes decidissem se aposentar e permanecer trabalhando. Essa diferença pode ser devido ao acúmulo de habilidades ou experiência no mercado de trabalho pelos aposentados e tal constatação é reforçada pelos resultados da Tabela 2 que permitiu concluir que os aposentados ganhavam mais em praticamente todos os atributos produtivos.

## 6 Conclusões

O objetivo do artigo foi analisar empiricamente o impacto da aposentadoria nos salários dos idosos com mais de 65 anos de idade usando os dados do Censo Demográfico de 2010. Para tanto, foi calculado o diferencial salarial entre aposentados e não aposentados com controle para viés de seleção amostral por meio de uma estratégia empírica de determinação conjunta da oferta de trabalho, aposentadoria e salários.

Os resultados empíricos evidenciaram a existência de uma interdependência entre a participação no mercado de trabalho e aposentadoria. A chance de participação dos idosos no mercado de trabalho aumenta para indivíduos brancos, que estudam, chefes de família, casados, residentes de áreas metropolitanas e para aqueles que possuíam outros moradores no domicílio. Os mais instruídos também apresentam maior chance de permanecer no mercado de trabalho devido ao elevado custo de oportunidade que se deparam ao entrar para a inatividade.

Os fatores que afetam negativamente a oferta de trabalho e aumentam a chance de aposentadoria são idade e problemas de saúde. Como a produtividade do idoso se reduz com o avanço da idade, a entrada para a inatividade acaba acontecendo devido à dificuldade de conseguir trabalho. O idoso com ensino médio incompleto tem menos chance de se aposentar do que aquele com o fundamental incompleto. A taxa de desemprego municipal exibiu efeito negativo sobre a oferta de trabalho e aposentadoria, sugerindo que o idoso enfrenta maior concorrência com os trabalhadores mais jovens. Outras fontes de renda aumentam a preferência do idoso por mais lazer e reduz a chance de ofertar trabalho.

As equações de salários foram corrigidas para o viés de seleção na amostra, pois, desconsiderar os efeitos dos fatores não observados sobre as decisões tornaria os coeficientes tendenciosos, em especial o retorno ao capital humano. Os resultados indicaram que os salários são maiores para os indivíduos brancos, mais velhos, mais escolarizados, que estudavam, chefes de família, casados e que moravam em regiões metropolitanas. Os idosos aposentados ganham mais do que os não aposentados em todos os níveis de estudo, sugerindo que os primeiros podem estar sendo favorecidos pelo capital humano acumulado no mercado de trabalho antes da aposentadoria.

O cálculo do diferencial de salários entre aposentados e não aposentados permitiu observar que a aposentadoria piora a condição dos idosos no mercado de trabalho e que a sua postergação poderia melhorar o bem-estar dos idosos, principalmente dos menos instruídos que possuem mais dificuldade

de se inserirem em ocupações que ofereçam salários mais altos para defender a renda após a aposentaria.

Portanto, a permanência do aposentado no mercado de trabalho corrobora com a hipótese da necessidade de manter um padrão de vida, uma vez que estes percebem perdas salariais no mercado de trabalho. As implicações desses resultados para as políticas públicas reforçam a necessidade de reformas do sistema previdenciário de modo que se estimule a postergação da aposentadoria.

## 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, Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Anais...Salvador.

URL: <http://www.anpec.org.br/encontro2001/artigos/200106149.pdf>

Amarilho, C. B. & Carlos, S. A. (2005), 'O executivo-empresendedor, sua aposentadoria e o processo de afastamento do trabalho', *Textos Envelhecimento* 8(1), 61–88.

Becker, G. S. (1962), 'Investment in human capital: a theoretical analysis', *The Journal of Political Economy* 70(5), 9–49.

Ben-Porath, Y. (1967), 'The production of human capital and the life cycle of earnings', *Journal of Political Economy* 75(4), 352–365.

Benítez-Silva, H. (2004770), 'Micro determinants of labor force status among older Americans', *Manuscript*.

Bertranou, F. & Sánchez, A. (2003), 'Tendencias en indicadores de empleo y protección social de adultos mayores en América Latina', *Santiago de Chile, Organización Internacional del Trabajo (OIT)*.

Blau, D. M. (1994), 'Labor force dynamics of older men', *Econometrica* 62(1), 117–156.

Borjas, G. J. (1996), *Labor Economics*, The McGraw-Hill Companies.

Brugiavini, A. & Peracchi, F. (2005), 'The length of working lives in Europe', *Journal of the European Economic Association* 3(2/3), 477–486.

Camarano, A. A. (2001), 'O idoso brasileiro no mercado de trabalho', *Texto para Discussão/IPEA*, n. 830.

Camarano, A. C. & Trivedi, P. K. (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.

Carrera-Fernandez, J. & Menezes, W. F. (2001), 'O idoso no mercado de trabalho: uma análise a partir da região metropolitana de Salvador', *Revista Econômica do Nordeste* 32(1), 52–67.

Christensen, B. J. & Kallestrup-Lamb, M. (2012), 'The impact of health changes on labor supply: evidence from merged data on individual objective medical diagnosis codes and early retirement behavior: diagnosis codes and early retirement', *Health Economics* 21(S1), 56–100.

- Clark, R. L.; Spengler, J. J. (1980), 'The economics of individual and population aging', Cambridge University Press.
- Coile, C. C. (2004), 'Health shocks and couples' labor supply decisions', NBER Working Paper Series, Cambridge, n. 10810.
- Damasceno, F. S. & da Cunha, M. S. (2011), 'Determinantes da participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro', *Revista Teoria e Evidência Econômica* 17(36).
- Fields, G. S. & Mitchell, O. S. (1984), *Retirement, Pensions, and Social Security*, MIT Press.
- Furtado, A. C. A. R. (2005), A participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro, Technical report, Câmara dos Deputados, Consultoria Legislativa, Série Estudo, Câmara dos Deputados, Consultoria Legislativa, Série Estudo, Brasília.
- Giambiagi, F. & Tafner, P. (2010), *Demografia: A Ameaça Invisível: O Dilema Previdenciário que o Brasil se Recusa a Encarar*, Elsevier, Rio de Janeiro.
- Giatti, L. & Barreto, S. M. (2003), 'Saúde, trabalho e envelhecimento no Brasil', *Cadernos de Saúde Pública* 19(3), 759–771.
- Gordon, R. H. & Blinder, A. S. (1980), 'Market wages, reservation wages, and retirement decisions', *Journal of Public Economics* 14(2), 277–308.
- Guillemard, A. & Rein, M. (1993), 'Comparative patterns of retirement: recent trends in developed societies', *Annual Review of Sociology* 19, 469–503.
- Gustman, A. L. & Steinmeier, T. (1984), 'Partial retirement and the analysis of retirement behavior', *Industrial & Labor Relations Review* 37(3), 403–415.
- Heckman, J. J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica* 47(1), 153–161.
- Hurd, M. D. (1990), 'Research on the elderly: economic status, retirement, and consumption and saving', *Journal of Economic Literature* 28(2), 565–637.
- Hutchens, R. M. (1988), 'Do job opportunities decline with age?', *Industrial & Labor Relations Review* 42(1), 89–99.
- ILO (2011), 'Key indicators of the labour market (KILM)', *International Labour Organization*. Seventh Edition, CD-ROM version.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, I. (2008), 'Projeção da população do Brasil por sexo e idade 1980-1950. uma revisão', (24).
- Juerges, H., Thiel, L., Bucher-Koenen, T., Rausch, J., Schuth, M. & Boersch-Supan, A. (2014), Health, financial incentives, and early retirement: micro-simulation evidence for Germany, Technical report.
- Kalwij, A. & Vermeulen, F. (2005), 'Labour force participation of the elderly in Europe: the importance of being healthy'.

Kim, S. & Feldman, D. C. (2000), 'Working in retirement: the antecedents of bridge employment and its consequences for quality of life in retirement', *Academy of Management Journal* **43**(6), 1195–1210.

Lazear, E. P. (1986), *Retirement from the Labor Force*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers, pp. 305–355.

Lee, L.-F. (1978), 'Unionism and wage rates: a simultaneous equations model with qualitative and limited dependent variables', *International Economic Review* pp. 415–433.

Lee, R. (2003), 'The demographic transition: three centuries of fundamental change', *Journal of Economic Perspectives* **17**(4), 167–190.

Liberato, V. C. (2003), A oferta de trabalho masculina "pós-aposentadoria" Brasil urbano-1981/2001, Master's thesis, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais.

Lumsdaine, R. L. & Mitchell, O. S. (1999), *New developments in the economic analysis of retirement*, Vol. 3, Elsevier Science, pp. 3261–3307.

Maddala, G. S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.

McGarry, K. (2004), 'Health and retirement: do changes in health affect retirement expectations?', *Journal of Human Resources* **39**(3), 624–648.

Mesquita, R. A. (2012), Ensaio sobre a seguridade social no Brasil, Master's thesis, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Mete, C. & Schultz, P. (2002), 'Health and labor force participation of the elderly in Taiwan', Economic Growth Center, Yale University, Center Discussion Paper, New Haven, n. 846.

Mitchell, O. S. & Fields, G. S. (1983), 'The economics of retirement behavior', NBER Working Paper Series, n. 1128.

Mitchell, O. S. & Fields, G. S. (1984), 'Economics of retirement behavior', *Journal of Labor Economics* **2**(1), 84–105.

Mitchell, O. S. & Fields, G. S. (1985), Rewards for continued work: the economic incentives for postponing retirement, in 'Horizontal equity, uncertainty, and economic well-being', University of Chicago Press, pp. 269–292.

Monte, P. A., Ramalho, H. M. B. & Pereira, M. L. (2011), 'O salário de reserva e a oferta de trabalho: evidências para o Brasil', *Economia Aplicada* **15**(4), 613–639.

Moura, C. S. d. & Cunha, M. S. d. (2010), 'Fatores determinantes da participação e do rendimento do idoso e não-idoso no mercado de trabalho brasileiro', *A Economia em Revista-AERE* **18**(2), 153–168.

OMS (2005), 'Envelhecimento ativo: uma política de saúde'.

Pérez, E. R. (2005), Saúde e trabalho dos idosos em São Paulo: um estudo através da SABE, Master's thesis, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais.

Queiroz, V. d. S. & Ramalho, H. M. d. B. (2009), 'A escolha ocupacional dos idosos no mercado de trabalho: evidências para o Brasil', *Revista Economia (Selecta)* 10(4), 817–848.

Queiroz, V. d. S., Ramalho, H. M. d. B. & Monte, P. A. (2012), A inserção do idoso no mercado de trabalho: evidências a partir da duração do desemprego no Brasil, Encontro Regional de Economia e Fórum BNB de Desenvolvimento – ANPEC, Anais...Fortaleza.

Queiroz, V. S. & Jacinto, P. A. (2012), Os determinantes da alocação de tempo em trabalho pelos homens idosos: evidências para o Brasil, XL Encontro Nacional de Economia – ANPEC, Anais...Porto de Galinhas.

URL: [www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2012](http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2012)

Quinn, J. F. (1979), 'Wage determination and discrimination among older workers', *Journal of Gerontology* 34(5), 728–735.

Ramalho, H. M. B. (2008), Migração rural-urbana no Brasil: determinantes, retorno econômico e inserção produtiva, Master's thesis, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Pernambuco.

Ramalho, H. M. B. & Queiroz, V. S. (2011), 'Migração interestadual de retorno e autosseleção: evidências para o Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 41(3), 369–396.

Ruhm, C. J. (1990), 'Bridge jobs and partial retirement', *Journal of Labor Economics* 8(4), 482–501.

Saad, P. M. (2004), *Transferência de Apoio Intergeracional no Brasil e na América Latina*, IPEA, Rio de Janeiro, pp. 169–209.

Schultz, T. W. (1961), 'Investment in human capital', *The American Economic Review* pp. 1–17.

Souza, R. M. D. (2003), Melhor idade? evidências sobre a participação dos idosos brasileiros no mercado de trabalho (1994 a 2000), Master's thesis, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais.

Tafner, P. (2007), 'Simulando o desempenho do sistema previdenciário e seus efeitos sobre pobreza sob mudanças nas regras de pensão e aposentadoria'.

Tunali, I. (1986), 'A general structure for models of double-selection and an application to a joint migration/earnings process with remigration', *Research in Labor Economics* 8(Part B), 235–282.

Wajnman, S., Oliveira, A. M. H. C. & OLIVEIRA, E. L. d. (2004), *Os Idosos no Mercado de Trabalho: Tendências e Conseqüências*, pp. 453–480.

## Apêndice A

**Tabela A.1:** Descrição das variáveis usadas nos modelos

Variáveis	Descrição	Variáveis originais do Censo de 2010
Branco	<i>Dummy</i> : 1 se branco; 0 caso contrário*	V0606
Negro	<i>Dummy</i> : 1 se negro; 0 caso contrário*	V0606
Outras raças	<i>Dummy</i> : 1 se outras raças; 0 caso contrário*	V0606
Idade	Idade em anos	V6036
Idade ao quadrado	Idade ao quadrado	V6036
Fundamental incompleto	<i>Dummy</i> : 1 se possui sem instrução e fundamental incompleto; 0 caso contrário*	V6400
Médio incompleto	<i>Dummy</i> : 1 se possui fundamental completo e médio incompleto; 0 caso contrário*	V6400
Superior incompleto	<i>Dummy</i> : 1 se possui médio completo e superior incompleto; 0 caso contrário*	V6400
Superior completo	<i>Dummy</i> : 1 se possui superior completo; 0 caso contrário*	V6400
Estuda	<i>Dummy</i> : 1 se ainda estuda; 0 caso contrário*	V0628
Problemas de saúde	<i>Dummy</i> : 1 se possui problema de saúde; 0 caso contrário*	V0614, V0615, V0616, V0617
Chefe de domicílio	<i>Dummy</i> : 1 se é o responsável pelo domicílio; 0 caso contrário*	V0502
Casado	<i>Dummy</i> : 1 se vive com cônjuge; 0 caso contrário*	V0637
Moradores no domicílio	Número de moradores do domicílio	V6900, V0001, V0300
Taxa de desocupação municipal adulto	Taxa de desocupação no município de residência para os indivíduos com idade entre 18 e 64 anos de idade	V6900, V6910, V0002
Região metropolitana	<i>Dummy</i> : 1 se reside em região metropolitana; 0 caso contrário*	V1004
Número de beneficiários de programas sociais no domicílio	Número de moradores no domicílio que são beneficiários de programas sociais de bolsa família, erradicação do trabalho infantil (PETI) ou outros programas sociais de transferências do governo	V0657, V0658
Salário-hora	Rendimento do trabalho principal por horas trabalhadas durante a semana	V6513
Aposentado	<i>Dummy</i> : 1 se é aposentado; 0 caso contrário*	V0656
Ativo	<i>Dummy</i> : 1 se é economicamente ativo; 0 caso contrário*	V6900
Outras fontes de rendas	<i>Dummy</i> : 1 se recebe renda de aluguel, juros de poupança, etc.; 0 caso contrário*	V0659

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

\* Categoria base.

Tabela A.2: Estatísticas descritivas da amostra

	Economicamente Ativo		Economicamente Inativo	
	Não aposentado	Aposentado	Não aposentado	Aposentado
Branco	55,100%	61,100%	50,300%	55,200%
Negro	8,200%	6,600%	9,400%	7,800%
Outras raças	36,600%	32,400%	40,300%	37,000%
Fundamental incompleto	64,600%	70,500%	81,400%	80,600%
Médio incompleto	10,800%	8,700%	7,800%	7,300%
Superior incompleto	12,900%	9,800%	7,100%	7,500%
Superior completo	11,600%	10,900%	3,600%	4,600%
Não estuda	97,100%	97,800%	97,100%	98,300%
Estuda	2,900%	2,200%	2,900%	1,700%
Não tem problema de saúde	54,400%	46,800%	38,000%	34,300%
Tem problema de saúde	45,600%	53,200%	62,000%	65,700%
Não é chefe de domicílio	27,300%	18,600%	36,300%	24,600%
Chefe de domicílio	72,700%	81,400%	63,700%	75,400%
Não vive com cônjuge	20,300%	18,400%	32,600%	26,400%
Vive com cônjuge	79,700%	81,600%	67,400%	73,600%
Não recebe outras rendas	90,500%	81,300%	72,900%	84,900%
Recebe outras rendas	9,500%	18,700%	27,100%	15,100%
Não reside em área metropolitana	57,700%	64,200%	61,500%	66,400%
Reside em área metropolitana	42,300%	35,800%	38,500%	33,600%
Norte	7,600%	4,600%	6,800%	4,700%
Nordeste	19,300%	20,500%	22,400%	23,500%
Sudeste	48,100%*	47,800%*	48,100%	46,100%
Sul	14,900%	19,700%	13,900%	19,000%
Centro-oeste	10,100%	7,400%	8,700%	6,600%
<b>Médias</b>				
Idade	68,400*	69,900*	70,800	71,700
Moradores no domicílio	3,500	3,100	3,400	3,100
Beneficiários de Prog. Social	0,100	0,100	0,100	0,100
Taxa de desemprego	7,000	6,600		
Salário-hora (R\$ de 2010)	68,520*	69,730*		
Horas trabalhadas	40,500	38,100		
Observações	29,180%	70,808%	29,195%	284,833%
Percentual	7,000%	17,100%	7,100%	68,800%

Elaboração própria a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Foi feito o teste *t-student* para a diferença de médias comparando as estatísticas de assalariados e autônomos por condição de aposentadoria.

\* Valores que não se mostraram estatisticamente significativos à 10%.

