

AS CONDIÇÕES DE SAÚDE LIMITAM A OFERTA DE MÃO-DE-OBRA? UMA ABORDAGEM QUANTÍLICA ROBUSTA

Victor Rodrigues de Oliveira[□]

Julho, 2014

[□] Doutorando em Economia Aplicada, PPGE, Universidade Federal do Rio Grande do Sul
E-mail: victor5491@gmail.com

Resumo

O objetivo deste artigo foi investigar se as condições de saúde podem limitar a alocação de mão-de-obra no Brasil. Os dados utilizados são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para 2008. Para tanto, utilizou-se uma estratégia empírica em duas etapas. Na primeira corrigiu-se a seletividade amostral por meio de um modelo de escolha discreta semiparamétrico. Em seguida, estimou-se um modelo quantílico não-paramétrico. Os resultados encontrados corroboram as evidências da literatura internacional sobre condições de saúde e alocação de trabalho. Observou-se que há uma relação negativa entre a incidência de doenças e horas de trabalho, sendo essa mais evidente no modelo paramétrico *vis-à-vis* o modelo não-paramétrico. Todavia, a flexibilidade do último torna-o mais interessante, uma vez que a relação entre essas variáveis pode ser não linear. As evidências encontradas mostraram que a saúde é multidimensional: os resultados variam consideravelmente com o tipo de doença crônica e com os problemas de locomoção. Assim, observamos que a limitação da oferta de trabalho decorrente das condições de saúde é heterogênea, mas atinge principalmente os homens.

Palavras-chave: saúde; alocação de trabalho; modelo quantílico; modelo não-paramétrico.

Abstract

The aim of this paper was to investigate whether health conditions may limit the allocation of labor supply in Brazil. The data used are from National Household Survey for 2008. Study used an empirical two-step strategy. At first we correct the sample selectivity through a semiparametric discrete choice model. Then estimate a nonparametric quantile model. The results corroborate the evidence of the international literature on health and labor allocation. We note that there is a negative relationship between chronic disease incidence and hours of work, this being more evident in the parametric model *vis-à-vis* the non-parametric model. However, the flexibility of the latter makes it more interesting, since the relationship between these variables can be nonlinear. The evidence showed that health is multidimensional: the results vary considerably with the type of chronic disease and problems of locomotion. Thus, we observed that restricting the labor supply resulting from health conditions is heterogeneous, but mainly affects men.

Key-words: health; labor supply; quantile model; nonparametric model.

JEL Codes: I10, J22, C14, C21, C25.

Área de submissão: Área 13 – Economia do Trabalho

1 Introdução

O processo de transição demográfica¹ tem sido observado tanto nos países desenvolvidos quanto nos em desenvolvimento. Quando se observa como esse fenômeno ocorreu nos países desenvolvidos, nota-se que sua evolução foi lenta e gradual, caracterizada por um progresso socioeconômico, pela melhoria das condições de vida da população e pela ampliação da malha de proteção social. Todavia, isso também resultou em uma sustentabilidade financeira muito tênue desse sistema de proteção social, decorrente do crescimento da população idosa, colocando em dúvida o sucesso desse sistema.

Nos países em desenvolvimento, notadamente o Brasil e a América Latina, esse processo, por sua vez, está em uma fase intermediária de sua evolução, esgotando as possibilidades de usufruir de seus benefícios. Wong e Carvalho (2006) mostraram que a partir da segunda metade da década de 1960, a rápida e sustentada redução da fecundidade desencadeou uma série de mudanças profundas na distribuição etária nessa região. Segundo os autores, a evolução no aumento dos anos de sobrevivência da população, a redução do óbito precoce e a queda da mortalidade infantil são condições básicas para os investimentos em educação e em capital humano. Lee (2003) mostrou que quando se combinaram a redução drástica do número de crianças nascidas e uma maior longevidade foi possível a expansão, em número de anos, de adultos disponíveis para outras atividades econômicas.

A nova dinâmica populacional decorrente do envelhecimento da população aliada às mudanças no mercado de trabalho terão impactos sobre a produtividade do trabalhador e a sua decisão de ofertar mão-de-obra. Queiroz (2007) demonstrou que o Brasil não conseguiu aproveitar as oportunidades que surgiram com o processo de transição demográfica. O autor encontrou evidências que indicaram que a taxa de crescimento da economia brasileira poderia ter sido maior se o país tivesse aproveitado as mudanças na estrutura etária da população. Segundo relatório do Banco Mundial (2011) o aumento da idade média do trabalhador brasileiro representa uma janela de oportunidade para acelerar o crescimento econômico e melhorar a estrutura da economia, aumentando as receitas do governo e, conseqüentemente, a capacidade fiscal para financiar políticas públicas. Todavia, uma grande parte dos trabalhadores são pouco qualificados, empregados em postos de trabalho de baixa qualidade no setor informal, ganhando salários muito baixos e contribuindo pouco para o crescimento econômico. Além disso, o relatório demonstra que para tirar proveito do fato de que as pessoas vão viver mais tempo, os incentivos devem estar alinhados com o objetivo de fortalecer a sustentabilidade financeira do sistema de segurança social. Isto é, os trabalhadores devem ser encorajados a ficar mais tempo no mercado de trabalho e não se aposentar quando eles ainda são produtivos. Disto decorre que a ampliação e a melhoria da qualidade dos serviços de saúde, de forma a acompanhar a dinâmica populacional e as mudanças tecnológicas que ocorrem no setor, e a expansão da oferta de trabalho e a sua qualificação são temas de fundamental importância para os *policymakers*.

É interessante destacar que o número de estudos que analisa a relação entre o mercado de trabalho e o processo de transição demográfica é amplo (ver BLOOM; CANNING, 2001; SKIRBEKK, 2004; SKIRBEKK, 2006). Contudo, as pesquisas que procuram compreender como as condições de saúde² podem impactar sobre a oferta de trabalho da população ainda são escassas na literatura nacional, conforme Quadro 1. Não há estudos nacionais que investigam essa questão. Lumsdaine e Mitchell (1999) já haviam mostrado que o estado de saúde tem um impacto importante na decisão de participação de um indivíduo idoso, por exemplo. Por meio da teoria do capital humano, a saúde e a participação dos trabalhadores estão positivamente relacionadas. De acordo com essa, as melhorias na saúde levam a uma maior participação na força de trabalho, ou seja, pessoas com má saúde tendem a serem menos produtivas, pois a saúde debilitada afeta negativamente seu desempenho no trabalho.

¹ Essa transição inicia-se com uma queda na taxa de mortalidade e uma redução da taxa de fecundidade, resultando em um aumento da taxa de crescimento populacional e ao final o envelhecimento populacional (LEE, 2003).

² Oriundas das mudanças da estrutura populacional, das transformações nos sistemas de saúde – reorganização dos modelos de atenção – e da incorporação de novas tecnologias.

Quadro 1 – Principais estudos sobre mercado de trabalho e condições de saúde

Autor	Dados	Modelo	Resultados
Kalwij e Vermeulen (2005)	2004 11 países europeus <i>Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe</i>	Probit	A melhoria das condições de saúde pode aumentar em mais de 10 pontos percentuais as taxas de participação para os homens na Áustria, Alemanha e Espanha; para o sexo feminino, na Holanda e na Suécia. O declínio das condições de saúde reduz consideravelmente as taxas de participação no mercado de trabalho à medida que a idade avança.
Disney, Emmerson e Wakefield (2006)	Reino Unido 1991-1998 <i>British Household Panel Survey (BHPS)</i>	Painel de dados	Choques negativos sobre as condições de saúde têm um impacto significativo sobre a aposentadoria dos trabalhadores entre 50 anos e a idade para aposentar-se.
Morris (2007)	1997-1998 <i>Health Survey for England</i>	Probit; <i>propensity score matching</i> ; variáveis instrumentais usando um probit bivariado recursivo	Os resultados mostraram que a obesidade tem um efeito estatisticamente significativo e negativo sobre o emprego. Para os homens a endogeneidade da obesidade não afeta significativamente as estimativas e a magnitude do efeito é semelhante nos três métodos. Para as mulheres, a falta de consideração para endogeneidade leva a subestimação do impacto negativo da obesidade sobre o emprego.
Harris (2009)	Norte da Austrália 1999-2000 <i>AusDiab Survey (ADS)</i>	Probit multivariado	Diabetes e doenças cardiovasculares, em conjunto, têm um forte impacto no mercado de trabalho, no caso dos homens. De forma geral, obesidade, falta de exercício, hipertensão, tabagismo e diabetes têm um efeito indireto significativo na participação da força de trabalho.
Cai (2010)	Austrália 2002 <i>AusDiab Survey (ADS)</i>	Painel de dados para equações simultâneas	Os resultados confirmam que a saúde tem um efeito positivo e significativo sobre a participação da força de trabalho. Quanto ao efeito inverso, verifica-se que a participação da força de trabalho tem um efeito negativo sobre a saúde masculina, mas um efeito positivo sobre a saúde feminina.
García-Gómez, Jones e Rice (2010)	Reino Unido 1991-2002 <i>British Household Panel Survey (BHPS)</i>	<i>Continuous-time proportional hazard model</i> ; Probit ordenado generalizado	Os resultados mostram que a saúde afeta as entradas e saídas de emprego; os efeitos são maiores para homens do que para as mulheres. Esses resultados são robustos a diferentes definições de emprego e para a exclusão dos trabalhadores mais velhos da análise.
Mushtaq, Mohsin e Zaman (2013)	Paquistão 1975-2011	Modelo de cointegração auto regressivo com defasagem distribuída	As despesas de saúde têm um impacto positivo e significativo sobre a taxa de participação da força de trabalho no curto prazo, mas este resultado desaparece no longo prazo.

Fonte: Elaborado pelos autores.

De forma geral, um único indicador de saúde aparece em equações que descrevem as decisões de oferta de trabalho (BLUNDELL *et al.*, 2002, por exemplo). Um dos principais indicadores utilizados é o estado de saúde auto-reportado. Todavia, o estado de saúde apresenta endogeneidade, ou seja, os indivíduos poderiam justificar a sua não participação, por exemplo, afirmando que estão em más condições de saúde. Kalwij e Vermeulen (2005) argumentaram que a saúde tem sido vista como um processo multidimensional. Indicadores de saúde diferentes podem ter um impacto divergente sobre uma decisão de participação dos indivíduos. Os autores afirmaram que enquanto uma condição de saúde grave como o câncer ou um acidente vascular cerebral pode forçar uma pessoa a deixar o mercado de trabalho, isso não é necessariamente o caso para condições brandas, como pressão alta ou diabetes.

Dessa forma, neste estudo utilizamos dois conjuntos de indicadores das condições de saúde, a saber, a incidência de 11 doenças crônicas (problemas de coluna, artrite, câncer, diabetes, bronquite, problemas de coração, doenças renal, depressão, tuberculose, tendinite e cirrose) e uma variável binária que indica se há dificuldade de realizar as seguintes tarefas: locomover-se um quilômetro, locomover-se cem metros, alimentar-se, levantar objetos, subir escadas e abaixar-se. Essa última variável é utilizada para compor uma medida que indica o número total de dificuldades. A variável que descreve a saúde auto-reportada não foi utilizada por dois motivos: i) a endogeneidade; ii) o problema das *vignettes*. Com relação à endogeneidade a literatura sobre saúde e mercado de trabalho aponta duas das suas possíveis causas: simultaneidade e heterogeneidade não observada. Todavia, Stern (1989), Bound (1991), Cai e Kalb (2006), dentre outros, por exemplo, mostraram que não há evidências de que haja realmente o problema de endogeneidade, enquanto Cai (2010) mostrou o inverso. Acerca da chama ancoragem de *vignettes*, sabe-se que o uso da saúde auto-reportada para investigar as condições de vida dos indivíduos é uma medida inerentemente subjetiva. Portanto, em decorrência da existência ou não de endogeneidade e da dificuldade de comparação interpessoal da avaliação de saúde e da possibilidade de heterogeneidade não reportada descartou-se o uso desse indicador.

A literatura que discute as condições de saúde dos trabalhadores como condicionantes da sua oferta de mão-de-obra ainda é escassa, porém apresenta um número crescente de estudos internacionais, conforme Quadro 1. É interessante notar que os estudos apresentados acima consideraram diferentes metodologias para avaliar uma possível relação entre saúde e mercado de trabalho. De forma geral, os resultados encontrados indicaram a existência de uma correlação negativa entre a participação do indivíduo no mercado de trabalho (por meio da oferta de um maior número de horas de trabalho ou por meio da continuação no mercado de trabalho) e as condições de saúde (KALWIJ; VERMEULEN, 2005; DISNEY; EMMERSON; WAKEFIELD, 2006).

É importante destacar os estudos de Morris (2007) e de Harris (2009). Nestes trabalhos avaliaram-se a contribuição das doenças crônicas para a participação de homens e mulheres no mercado de trabalho e encontraram-se evidências que indicaram a existência de uma relação negativa e significativa. Os autores mostraram que a saúde afeta as taxas de entrada e de saída do emprego, principalmente para os homens. Essas evidências são ratificadas pelos resultados encontrados por García-Gómez, Jones e Rice (2010) ao investigarem essa relação pra o Reino Unido entre 1991 e 2002. Cabe-se ressaltar que estas conclusões são robustas com diferentes definições de emprego e com a exclusão dos trabalhadores mais velhos da análise.

A partir do exposto nessa seção o objetivo deste estudo é investigar se existe uma relação entre as condições de saúde e a oferta de trabalho para o caso brasileiro. Para tanto, o trabalho será realizado para o ano de 2008 por meio da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios e considerando-se duas análises: uma para as mulheres e uma para os homens. Para garantir uma maior robustez dos resultados encontrados será empregado o método de regressão quantílica não-paramétrica com correção do viés de seleção por meio de um modelo de escolha discreta semiparamétrico. O emprego deste método de justifica pela relação entre as condições de saúde e mercado de trabalho não ser conhecida.

Além desta seção introdutória, o artigo se organiza da seguinte forma. A seção 2 apresenta a metodologia empregada e a fonte de dados utilizada. Posteriormente, são apresentadas algumas estatísticas descritivas para caracterizar a amostra e os resultados encontrados. Por fim, são apresentadas as considerações finais.

2 Modelo

2.1 Metodologia

A variável dependente da equação de resultado, que descreve o número de horas que os indivíduos ofertam no mercado de trabalho, é discreta. Há basicamente três enfoques para estimar regressões quando a variável dependente é um número inteiro não-negativo: i) regressão linear após uma transformação monotônica na variável dependente para convertê-la em contínua; ii) modelos de dados contáveis; e iii) modelos multinomiais ordenados. Todavia, o tempo do idoso “dedicado” ao mercado de trabalho pode depender da sua decisão de participar ou não do mercado de trabalho. Neste caso, esses dois processos não são independentes, ou seja, essas decisões ocorrem de forma sequencial. Um dos principais problemas dos modelos de oferta de trabalho é o pressuposto de que os valores iguais a zero (não-participação no mercado de trabalho) ocorrem devido a um outro conjunto de fatores, que não o explicitado no modelo. Implicitamente não se considera a origem dessas observações. A literatura aponta algumas correções para este problema de viés de seleção decorrente da subamostra censurada. A principal dessas correções é o modelo em dois estágios de Heckman (1979), também conhecido como *heckit*. Porém, nesse método supõe conhecer-se o processo gerador dos dados³ (*dgp*) da decisão de participação dos indivíduos no mercado de trabalho. Neste estudo segue-se uma estratégia semelhante ao estimador de dois estágios proposto por Heckman (1979), na medida em que se estima a equação de participação por meio de um modelo de escolha discreta semiparamétrico e a equação de resultado por regressão quantílica para dados contáveis não parametricamente. O procedimento em dois estágios é apresentado a seguir.

2.1.1 Primeiro estágio

Nesta etapa estimam-se os parâmetros desconhecidos da equação de participação (oferta ou não de mão-de-obra) por meio de quase máxima verossimilhança, como proposto por Gallant e Nychka (1987). A estimação é realizada sem se supor uma pré-distribuição condicional especificada para o termo de erro. Este modelo sugere a utilização de um polinômio interpolador de Hermite como aproximação para a densidade conjunta desconhecida, f , de um modelo com erros latentes e usar essas aproximações para derivar os estimadores de pseudo-máxima verossimilhança do modelo. A aproximação polinomial de Hermite é dada por

$$f^*(u_1, u_2) = \frac{1}{\psi_R} \tau_R(u_1, u_2)^2 \phi(u_1) \phi(u_2) \quad (1)$$

em que $\phi(\cdot)$ é a densidade normal padronizada, $\tau_R(u_1, u_2) = \sum_{h=0}^{R_1} \sum_{k=0}^{R_2} \tau_{hk} u_1^h u_2^k$ é um polinômio de ordem $R = (R_1, R_2)$ e

$$\psi_R = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \tau_R(u_1, u_2)^2 \phi(u_1) \phi(u_2) du_1 du_2 \quad (2)$$

é uma normalização que garante que f^* seja uma função densidade. Para que o modelo aproximado por (1) seja identificado assume-se que $\tau_{00} = 1$. Assim, a função (1) se torna

$$f^*(u_1, u_2) = \frac{1}{\psi_R} \left(\sum_{h=0}^{2R_1} \sum_{k=0}^{2R_2} \tau_{hk}^* u_1^h u_2^k \right) \phi(u_1) \phi(u_2) \quad (3)$$

³ Em geral, este tipo de modelo pressupõe uma distribuição normal padrão para o termo de erro da equação de participação.

em que $\tau_{hk}^* = \sum_{r=a_h}^{b_h} \sum_{s=a_k}^{b_k} \tau_{rs} \tau_{h-r} \tau_{k-s}$, com $a_h = \max(0, h - R_1)$, $a_k = \max(0, k - R_2)$, $b_h = \min(h, R_1)$ e $b_k = \min(k, R_2)$. Integrando (3) a função densidade conjunta pode ser aproximada por

$$F^*(u_1, u_2) = \Phi(u_1)\Phi(u_2) + \frac{1}{\psi_R} A_1^*(u_1, u_2)\phi(u_1)\phi(u_2) - \frac{1}{\psi_R} A_2^*(u_2)\Phi(u_1)\phi(u_2) - \frac{1}{\psi_R} A_3^*(u_1)\phi(u_1)\Phi(u_2) \quad (4)$$

em que $A_1^*(u_1, u_2) = \sum_{h=0}^{2R_1} \sum_{k=0}^{2R_2} \tau_{hk}^* A_h(u_1)A_k(u_2)$, $A_2^*(u_2) = \sum_{h=0}^{2R_1} \sum_{k=0}^{2R_2} \tau_{hk}^* m_h A_k(u_2)$ e $A_3^*(u_1) = \sum_{h=0}^{2R_1} \sum_{k=0}^{2R_2} \tau_{hk}^* m_k A_h(u_1)$, com $A_0(u_j) = 0$, $A_1(u_j) = 1$, $A_r(u_j) = (r-1)A_{r-2}(u_j) + u_j^{r-1}$, $j = 1, 2$. A variável dependente desta etapa é a participação ou não do indivíduo no mercado de trabalho⁴. Dessa etapa obtém-se a inversa da razão de Mills, que é inserida nos modelos de regressão quantílicos como variável explicativa para avaliar a presença ou não de seletividade.

2.1.2 Segundo estágio⁵

Seja y uma variável contável. O α -ésimo quantil de y é definido por

$$Q_y(\alpha) = \min(\vartheta | P(y \leq \vartheta) \geq \alpha) \quad (5)$$

em que $0 \leq \alpha < 1$. Koenker e Bassett (1978) dão as condições suficientes para a inferência estatística quando a variável dependente da regressão quantílica é contínua. Contudo, quando ela não se apresenta de tal forma a teoria assintótica deixa de ser válida.

A variável ser discreta torna a função objetivo não diferenciável. Gourieroux, Monfort e Trognon (1984) concentram-se na estimação semiparamétrica da média condicional da variável contável por meio de um modelo de pseudo-máxima verossimilhança. Todavia, esta abordagem não permite a obtenção de muitas informações a respeito da distribuição dos dados. Uma solução alternativa proposta para esse problema consiste em utilizar o estimador de máxima verossimilhança assimétrica proposto por Efron (1992). Este método não permite a estimação dos quantis condicionados para dados contáveis, porém é possível obter a partir desse diferentes funções locais para as quais a teoria assintótica permite a utilização de métodos padrão. Entretanto, a principal limitação do método proposto por Efron (1992) é que não é possível obterem-se as estimativas dos parâmetros desconhecidos para quantis que assumem valores menores que a proporção de zeros. Machado e Santos Silva (2005) propõem a construção de uma variável aleatória contínua cujos quantis têm uma relação unívoca com os quantis da distribuição discreta. Considerando uma variável discreta y , a variável contínua pode ser obtida facilmente pelo acréscimo da variável aleatória uniforme u definida no intervalo $[0,1)$, isto é, $z = y + u$, onde y e u são independentes. Assim, z tem função densidade de probabilidade dada por

$$f(z) = \begin{cases} p_0 & \text{para } 0 \leq z < 1 \\ p_1 & \text{para } 1 \leq z < 2 \\ \vdots & \vdots \end{cases} \quad (6)$$

onde $p_k = P(Y = k)$. Além disso, a função de distribuição de z pode ser escrita como

$$F(z) = \begin{cases} p_0 z & \text{para } 0 \leq z < 1 \\ p_0 + p_1(z-1) & \text{para } 1 \leq z < 2 \\ \vdots & \vdots \end{cases} \quad (7)$$

Os quantis da nova variável z são contínuos. Por exemplo,

⁴ As variáveis independentes desta etapa estão dispostos na Tabela 1, em anexo.

⁵ Esta seção baseia-se em Machado e Santos Silva (2005).

$$Q_z(\alpha) = \begin{cases} \frac{\alpha}{p_0} & \text{para } \alpha < p_0 \\ 1 + \frac{\alpha - p_0}{p_1} & \text{para } p_0 \leq \alpha < p_0 + p_1 \end{cases} \quad (8)$$

Segundo Machado e Santos Silva (2005), uma representação paramétrica para $Q_z(\alpha)$ pode ser especificada como segue

$$Q_z(\alpha|x) = \alpha + \exp(x_i' \gamma_\alpha), \quad \alpha \in (0, 1) \quad (9)$$

Agora, transforme z tal que a nova função quantílica é linear nos parâmetros:

$$Q_{T(z;\alpha)}(\alpha|x) = x' \gamma_\alpha \quad (10)$$

em que

$$T(z; \alpha) = \begin{cases} \log(z - \alpha) & \text{para } z > \alpha \\ \log(\xi) & \text{para } z \leq \alpha \end{cases} \quad (11)$$

com $0 < \xi < \alpha$. O estimador de interesse de γ_α , $\hat{\gamma}_\alpha$, é definido por:

$$\min \sum_{i=1}^n \rho_\alpha(T(z_i; \alpha) - x_i' \hat{\gamma}_\alpha) \quad (12)$$

em que ρ_α é uma função *check* definida por $\rho_\alpha(v) = v(\alpha - I(\alpha < 0))$.

Uma das características das técnicas de estimativa não-paramétrica é que, ao permitir que os dados “falem por si”, elas são robustas à especificação da forma funcional e, portanto, têm a capacidade de detectar a estrutura que pode permanecer sem ser detectada pelas técnicas tradicionais de estimação paramétrica. Nesse caso, a função (12) pode ser reescrita como segue:

$$\min \sum_{i=1}^n \rho_\alpha(T(z_i; \alpha) - (X_i - x) \gamma_\alpha) \mathcal{K}_{h,\lambda}(X_i - x) \quad (13)$$

em que $\mathcal{K}_{h,\lambda}(\cdot)$ é uma função *kernel smoothing* qualquer e h e λ correspondem ao parâmetros de alisamento ou janela (*bandwidth*) determinados por *cross-validation*. Para definir qual a função $\mathcal{K}_{h,\lambda}$ a ser utilizada seguimos o procedimento sugerido por Racine e Li (2004). Os autores argumentaram que as técnicas não-paramétricas são relativamente menos utilizadas do que as técnicas paramétricas, uma vez que a primeira tem uma “dificuldade” para modelar relações entre variáveis discretas. A abordagem não-paramétrica convencional utiliza um estimador de frequência para lidar com as variáveis categóricas, que envolve a divisão da amostra em um número de subconjuntos. Além disso, os autores mostraram que quando o número de subconjuntos em um conjunto de dados é grande, cada um desses pode não ter observações suficientes para estimar não parametricamente a relação entre as variáveis contínuas restantes. Assim, a abordagem proposta por Racine e Li (2004) representa uma alternativa ao problema de variáveis categóricas como regressores de um modelo não-paramétrico. Para tanto, suponha que as variáveis contidas na matriz X são arranjas de tal forma que os primeiros q_1 regressores são contínuos (inclusive variáveis discretas ordenadas) e os $Q - q_1$ regressores restantes são discretos sem um ordenamento natural. Assim, os autores mostram que a função *kernel* pode ser computada como segue:

$$\mathcal{K}_{h,\lambda}(X_i - x) = \sum_{q=1}^{q_1} \mathcal{K}\left(\frac{X_{q,1} - x_q}{h}\right) \prod_{q=q_1+1}^Q \lambda^{1(X_{q,i} \neq x_q)} \quad (14)$$

em que $X_{q,1}$ e x_q denotam o q -ésimo elemento de X_i e x , respectivamente; $1(\cdot)$ é uma função indicadora; \mathcal{K} é uma função *kernel* qualquer; h e λ são os *bandwidth*. Esta função *kernel* mensura a distância entre X_i e x por meio de dois componentes. O primeiro termo é um *kernel* padrão para os regressores contínuos com h definindo a janela ótima. O segundo mensura o “descompasso” entre os regressores discretos. Defina $X_i = (X_i^d, X_i^c)$, onde X_i^d é um vetor $k \times 1$ de regressores que assumem valores discretos e $X_i^c \in \mathbb{R}^p$ denotam os regressores contínuos. Racine e Li (2004) mostram que os valores ótimos de h e λ , h_0 e λ_0 , respectivamente, são obtidos por *cross-validation*:

$$\begin{cases} h_0 = c_1 n^{-1/(4+p)} \\ \lambda_0 = c_2 n^{-2/(4+p)} \end{cases} \quad (15)$$

em que c_1 e c_2 são termos constantes.

Para que a consistência do estimador seja obtida $\hat{\gamma}(\alpha)$ é substituído por $\hat{\gamma}_m^A(\alpha)$, obtido a partir de m amostras $\{y_i + u_i^l, x_i\}_{i=1}^n$, $l = 1, \dots, m$, construídas por meio de amostras aleatórias independentes de tamanho n oriundas de uma distribuição uniforme⁶. Formalmente,

$$\hat{\gamma}_m^A(\alpha) = \frac{1}{m} \sum_{l=1}^m \hat{\gamma}^{(l)}(\alpha) \quad (16)$$

Obtidos os valores de $\hat{\gamma}_m^A(\alpha)$ os autores mostram que quando $n \rightarrow \infty$ e $m \rightarrow \infty$ é possível verificar que

$$\sqrt{N}(\hat{\gamma}_m^A(\alpha) - \gamma(\alpha)) \xrightarrow{D} \mathcal{N}(0, D^{-1}AD^{-1}) \quad (17)$$

em que $A = \alpha(1 - \alpha)E(XX')$ e $D = E(f_{T|x}(X'\gamma(\alpha)|X)XX')$ com f_T denotando a densidade condicional de $T(z; \alpha)$ dado x .

2.1.3 Inferência

De (17) é necessário definir a matriz A e a matriz D . A matriz A é estimada consistentemente por:

$$\hat{A} = \alpha(1 - \alpha) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i x_i' \quad (18)$$

Para a construção da matriz D usamos o fato de que dada a construção da matriz Z , sua densidade em $Z = z$ é igual à probabilidade de que Z é maior ou igual a $\lfloor z \rfloor$ e menor do que $\lfloor z + 1 \rfloor$, em que $\lfloor a \rfloor$ denota a função *floor* que retorna o maior inteiro menor, ou igual, do que a . Disso decorre que

$$I\{\lfloor Q_{Z_i}(\alpha|x) \rfloor \leq Z_i \leq \lfloor Q_{Z_i}(\alpha|x) + 1 \rfloor\} \quad (19)$$

Além disso, suponha que os seguintes pressupostos são válidos:

⁶ Neste estudo considerou-se $m = 1000$, como sugerido por Machado e Santos Silva (2005).

1. A inversa da transformação $T(z; \alpha)$, $T^{-1}(\cdot)^7$, é C^2 , com derivadas denotadas por $T^j \equiv \partial^j T^{-1}(v; \alpha) / \partial v^j$, $j = 1, 2$.
2. $E[|T^{-1}(x'_i \hat{\gamma}_m^A(\alpha))| \|x_i\|^2] < \infty$
3. $E[\sup_{\|\gamma - \hat{\gamma}_m^A(\alpha)\| \leq \delta} |T^j(x'_i \hat{\gamma}_m^A(\alpha))| \|x_i\|^2] < \infty$, $j = 1, 2$ e $\delta > 0$
4. $\{c_n\}$ é uma sequência de números reais⁸ em $(0, 1/2)$, tal que $\{c_n\} = o(1)$ e

$$\frac{\sup_{1 \leq i \leq n} |T^{-1}(x'_i \hat{\gamma}_m^A(\alpha)) - T^{-1}(x'_i \gamma(\alpha))|}{c_n} = o_p(1), \quad n \rightarrow \infty$$

em que $\sup_{1 \leq i \leq n} |T^{-1}(x'_i \hat{\gamma}_m^A(\alpha)) - T^{-1}(x'_i \gamma(\alpha))| = O_p(1/\sqrt{n})$.
Assuma que

$$\hat{D}_n \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\omega}_i x_i x_i' \quad (20)$$

com

$$\hat{\omega}_i \equiv T^{(1)}(x'_i \hat{\gamma}_m^A(\alpha)) I \{F_n(\hat{Q}_{Z_i}(\alpha|x)) \leq Z_i \leq F_n(\hat{Q}_{Z_i}(\alpha|x) + 1)\} \quad (21)$$

em que $\hat{Q}_{Z_i}(\alpha|x) \equiv T^{-1}(x'_i \hat{\gamma}_m^A(\alpha))$ é o α -ésimo quantil condicional de Z e

$$F_n(x) = \begin{cases} [x] - \frac{1}{2} + \frac{(x - [x])}{2c_n} & x - [x] < c_n \text{ e } x \geq 1 \\ [x] & c_n \leq x - [x] < 1 - c_n \text{ ou } x < 1 \\ [x] + \frac{1}{2} + \frac{(x - [x] - 1)}{2c_n} & x - [x] \geq 1 - c_n \end{cases} \quad (22)$$

Assim, é possível mostrar que

$$\hat{D}_n \xrightarrow{p} D \quad (23)$$

e, portanto, o estimador proposto nesta seção é consistente.

2.2 Dados

A base de dados utilizada neste estudo são os microdados oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios⁹ (PNAD) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PNAD é uma pesquisa por amostragem probabilística de domicílios, realizada em todo o território nacional. A pesquisa, realizada desde o final da década de 1960, conta com um questionário de caráter

⁷ Assume-se também que: i) $\sup_{1 \leq i \leq n} \|x_i\| = O_p\left(\frac{n^{1/4}}{\ln(n)}\right)$; e ii) $T^{(1)}(\cdot)$ é uma função Lipschitz contínua, de forma que $\sup_{1 \leq i \leq n} |T^{-1}(x'_i \hat{\gamma}_m^A(\alpha)) - T^{-1}(x'_i \gamma(\alpha))| = O_p\left(\frac{n^{1/4}}{\ln(n)}\right) O_p\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right) = O_p\left(\frac{1}{n^{1/4} \ln(n)}\right)$.

⁸ O parâmetro de suavização c_n é definido por $c_n = \frac{1}{2} \frac{\ln(n)}{\sqrt{n}}$.

⁹ O estudo promoveu o ajustamento da amostra visando respeitar o plano amostral que lhe deu origem.

permanente, envolvendo perguntas relativas a características domiciliares e pessoais, tais como: tamanho da família, renda domiciliar, nível educacional dos moradores entre outras. Em alguns anos são investigadas características socioeconômicas e demográficas com caráter suplementar, tais como: migração, saúde, segurança alimentar e outros temas.

As informações foram obtidas para o ano de 2008 que apresentam os resultados do levantamento suplementar de saúde. A Pesquisa Suplementar de Saúde compreendeu entre os tópicos pesquisados os seguintes temas: morbidade, cobertura de plano de saúde, acesso a serviço de saúde, utilização a serviços de saúde, internação, atendimento de urgência no domicílio, problemas de mobilidade, sedentarismo entre outros. Na próxima seção são apresentadas as estatísticas descritivas e os resultados do modelo estimado¹⁰.

3 Resultados

Nesta seção são descritos os resultados obtidos para o modelo quantílico não-paramétrico com correção para a seletividade amostral. O objetivo é investigar como as condições de saúde estão relacionadas à alocação de tempo para o trabalho para os indivíduos com mais de 25 anos de idade. As estimativas foram obtidas para homens e mulheres separadamente. Para tanto, adotou-se uma abordagem empírica em duas etapas¹¹. A variável dependente da equação de participação é se o indivíduo declarou trabalhar ou não; para a equação de resultado, objetivo principal deste estudo, é o número de horas que o indivíduo oferta no mercado de trabalho. Na análise realizada aqui será dada ênfase aos sinais e a significância estatística dos parâmetros estimados, com o objetivo de identificar a influência de um conjunto de variáveis sobre a oferta de mão-de-obra.

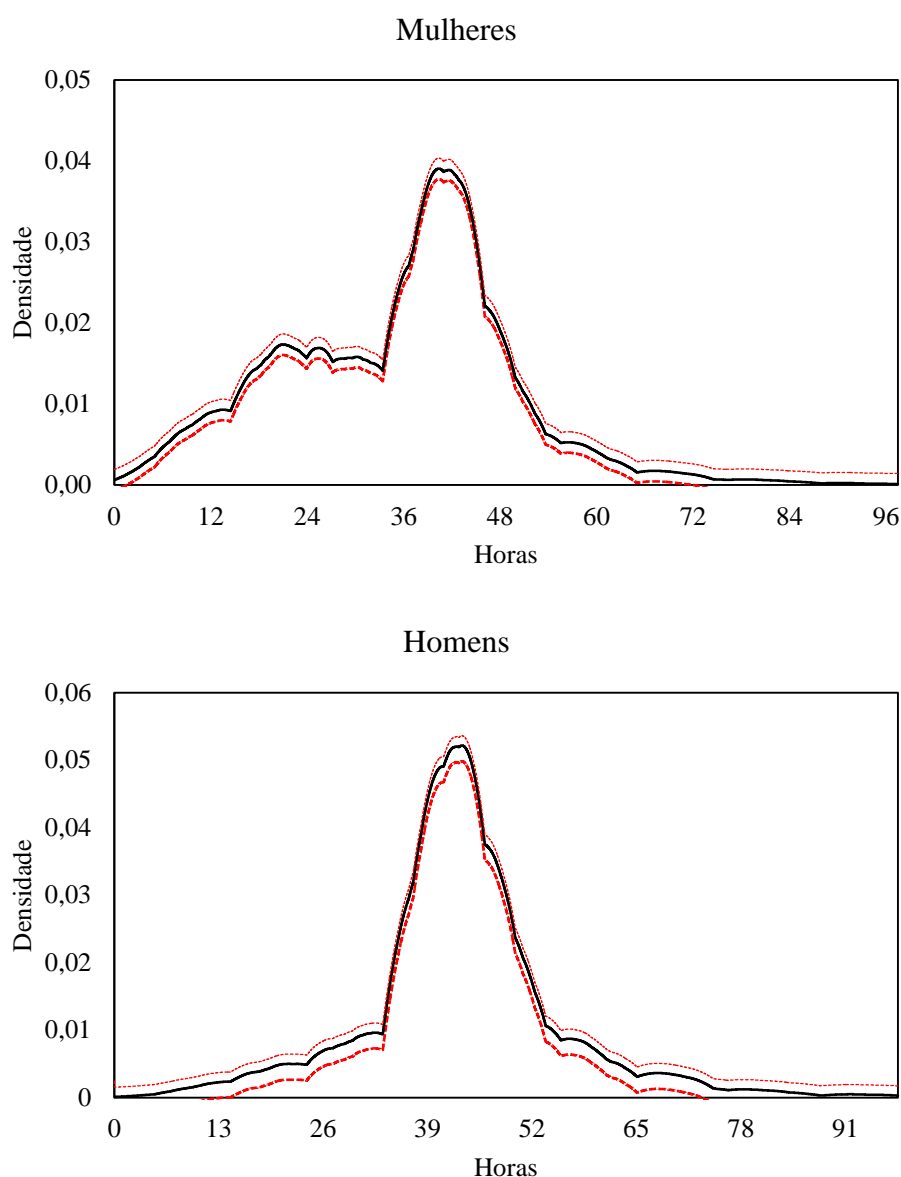
Ao inspecionar-se a Tabela 1, em anexo, pode-se notar que não há diferença significativa na média entre homens e mulheres das variáveis de atributos natos utilizadas nos dois estágios de estimação. Contudo, é interessante notar-se que os homens tendem, em média, a reportar menos problemas de saúde – incidência de doenças crônicas e número médio de problemas motores. Van Der Ven e Ellis (2000) mostraram que a demanda das mulheres por serviços médicos geralmente é mais elevada do que a dos homens na idade adulta, fenômeno associado ao período fértil feminino e também à maior percepção feminina de sua saúde. Na velhice, a demanda masculina ultrapassa a feminina, fato relacionado com o desgaste dos homens no trabalho que leva a maior incidência de doenças nesta fase da vida e, geralmente, à morte com idade menos avançada do que as mulheres. As evidências da literatura empírica têm indicando que as condições de saúde relacionam-se com a participação e a oferta de mão-de-obra de forma distinta entre os homens e as mulheres. Os estudos de Morris (2007) e de García-Gómez, Jones e Rice (2010) já haviam encontrado evidências de que há a necessidade de considerarem-se regressões distintas para modelar-se a relação entre saúde e mercado de trabalho.

Uma forma de avaliar se há diferença entre o número de horas ofertadas de homens e de mulheres é analisar a Figura 1. Nela apresenta-se a densidade estimada *kernel* das horas de trabalho ofertadas. Para garantir a confiabilidade dessas estimações e verificar a significância das mesmas construíram-se bandas de variabilidade (linhas tracejadas vermelhas) a partir de *bootstrap* não-paramétrico. Geraram-se 1000 amostras e em seguida estimaram-se os desvios-padrão das densidades *kernel*. Observa-se que os homens ofertam um maior número de horas de trabalho *vis-à-vis* as mulheres. Assim, a partir das evidências encontradas na literatura e do resultado obtido por meio da Figura 1 procedeu-se à estimação do modelo quantílico não-paramétrico separado para homens e mulheres.

¹⁰ As variáveis utilizadas no primeiro e no segundo estágio deste estudo são apresentadas na Tabela 1, em anexo.

¹¹ Na primeira etapa, os critérios de informação AIC e BIC indicaram que um polinômio interpolador de Hermite de ordem 3 e 6 são as melhores especificações no caso das mulheres e dos homens, respectivamente. Na segunda etapa, estimaram-se dois modelos de regressão quantílica (paramétrica e não-paramétrica), considerando-se os seguintes quantis: 0,10, 0,25, 0,50, 0,75, 0,90.

Figura 1: Densidade estimada e bandas de variabilidade para a oferta de trabalho



Fonte: Elaborado pelos autores

A Tabela 2, por sua vez, apresenta os resultados estimados¹² do modelo não-paramétrico¹³. A coluna (I) desta tabela apresenta os resultados para o modelo de participação. Encontraram-se resultados semelhantes à literatura sobre determinantes da alocação de oferta de trabalho, isto é, os indivíduos mais qualificados (anos de estudo) e os mais velhos ofertam, em média, um maior número de horas de trabalho. Focando nas condições de saúde observa-se que uma pior situação de saúde (mensurada por uma das 11 doenças crônicas) reduz significativamente a probabilidade de um indivíduo ofertar mão-de-obra, principalmente para as mulheres.

Analisando os resultados do modelo quantílico, a variável *inversa da razão de Mills*, que procura capturar a seletividade amostral, foi estatisticamente significativa para os três primeiros quintis (até o 75º percentil), com exceção do primeiro quantil para os homens no modelo não-paramétrico. Nota-se que há

¹² Os resultados foram obtidos por máxima verossimilhança pela aplicação do algoritmo iterativo Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS). Este algoritmo se caracteriza por ser um método *quasi-Newton*, cuja matriz Hessiana é aproximada pelos sucessivos gradientes.

¹³ Como se trata de um modelo não-paramétrico, os resultados da Tabela 2 representam os valores médios para cada variável.

seletividade amostral negativa na condição de trabalho dos homens e das mulheres no modelo não-paramétrico¹⁴. De acordo com este resultado, os atributos não observados afetam a decisão de trabalho e, portanto, a alocação de horas no mercado de trabalho e necessitam ser corrigidos.

Quando se observa a relação entre idade e oferta de mão-de-obra percebe-se que essa é heterogênea. Para as mulheres o sinal é negativo e significativo para a mediana, para o 3º quantil (a partir dos 45 anos de idade) e para o 9º decil (a partir dos 55 anos). No caso dos homens, essa variável relaciona-se de forma negativa para o 1º decil, para o 3º quantil e para o 9º decil (ambos a partir dos 60 anos). Esta relação negativa indica que há um decréscimo da produtividade ao longo da vida, uma vez que reduz a força física e a disposição do indivíduo para trabalhar.

Com relação à qualificação do trabalhador, os resultados encontrados indicam que a oferta está positivamente relacionada aos anos de estudo para os indivíduos com menor estoque de educação e negativamente para aqueles que possuem maior educação. Este resultado está relacionado ao fato de que os primeiros ofertariam mais horas por possuírem um salário reserva mais baixo que o salário de mercado oferecido, enquanto que os mais instruídos optam por mais lazer uma vez que seu salário reserva não supera o de mercado (BORJAS, 1996). Além disso, outro fator que também pode explicar esse resultado é a probabilidade de melhores ocupações com a educação, fato que pode favorecer o menor esforço e/ou flexibilidade de trabalho dos mais qualificados.

Além disso, nota-se que os homens que se autodeclararam brancos e que se localizaram nas caudas da distribuição das horas de trabalho ofertaram, em média, menos mão-de-obra. Com relação às mulheres brancas observou-se que somente as que se localizaram na mediana apresentaram uma maior oferta de trabalho. Estes resultados também foram encontrados pela literatura empírica sobre determinantes de alocação de mão-de-obra.

No tocante à relação entre os indicadores selecionados de condições de saúde e a oferta de mão-de-obra percebem-se resultados diferentes entre os gêneros. Para as mulheres não há evidências de que a oferta de trabalho possa ser reduzida pela incidência do conjunto de doenças crônicas especificadas acima (com exceção da incidência de diabetes para o quantil 0,25 e cirrose para o último quantil). Todavia, observou-se que aquelas que reportaram um maior número de problemas de locomoção tendem, em média, a alocarem menos mão-de-obra. Contudo, essa relação inverte-se para os homens. Neste caso, a presença de qualquer uma dessas doenças (exceto bronquite) reduz o número de horas ofertadas para os indivíduos do primeiro quantil (0,10), especialmente os que relataram ter câncer, depressão, tuberculose e cirrose. Para os outros quantis nota-se que há uma relação positiva entre algumas doenças e a oferta de trabalho. Este último resultado reflete o fato de que os trabalhadores com maior “dedicação” de horas ao trabalho não sofrem limitações graves decorrentes de doenças crônicas ou necessitam do emprego para manter um nível de renda fixo, mesmo em uma situação de possível redução da sua produtividade. Em relação às dificuldades de locomoção observou-se também que essas só estão relacionadas de forma negativa à alocação de horas para a cauda inferior da distribuição (quantil 0,10). As Figuras 2 e 3, em anexo, corroboram os resultados encontrados. Elas demonstram que há um perfil de oferta de trabalho que varia significativamente entre homens e mulheres. Assim, observa-se que a limitação da oferta de mão-de-obra decorrente das condições de saúde é heterogênea, mas atinge principalmente os homens, corroborando as evidências encontradas por Van Der Ven e Ellis (2000), Kalwij e Vermeulen (2005), Harris (2009), García-Gómez, Jones e Rice (2010) e Mushtaq, Mohsin e Zaman (2013).

4 Considerações finais

O objetivo deste artigo foi investigar se as condições de saúde podem limitar a alocação de mão-de-obra no Brasil. A nova dinâmica populacional decorrente do envelhecimento da população aliada às mudanças no mercado de trabalho terão impactos sobre a produtividade do trabalhador e a sua decisão de ofertar mão-de-obra. Assim, deve haver incentivos com o objetivo de fortalecer a sustentabilidade financeira do sistema de segurança social. Isto é, os trabalhadores devem ser encorajados a ficar mais tempo no mercado de trabalho e não se aposentar quando eles ainda são produtivos. Disto decorre que a

¹⁴ Na especificação paramétrica há seleção positiva na cauda inferior da distribuição para as mulheres (exceto no 3º quantil – mediana); para os homens, há viés de seletividade positiva apenas no primeiro quantil.

ampliação e a melhoria da qualidade dos serviços de saúde, de forma a acompanhar a dinâmica populacional e as mudanças tecnológicas que ocorrem no setor, e a expansão da oferta de trabalho e a sua qualificação são temas de fundamental importância para os *policymakers*.

As pesquisas que procuram compreender como as condições de saúde podem impactar sobre a oferta de trabalho da população ainda são escassas na literatura nacional. Lumsdaine e Mitchell (1999) já haviam mostrado que o estado de saúde tem um impacto importante na decisão de participação de um indivíduo idoso. De forma geral, os resultados encontrados pela literatura indicaram a existência de uma correlação negativa entre a participação do indivíduo no mercado de trabalho (por meio da oferta de um maior número de horas de trabalho ou por meio da continuação no mercado de trabalho) e as condições de saúde. Os principais estudos nesta área (MORRIS, 2007; HARRIS, 2009) encontraram evidências que indicaram que a incidência de doenças crônicas reduz a oferta de mão-de-obra.

Os dados utilizados são oriundos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2008. Esta pesquisa contém informações detalhadas sobre as condições de vida da população brasileira e esses três anos, especificamente, contém um suplemento sobre condições de saúde. Para alcançar-se o objetivo proposto aqui se recorreu a uma análise em duas etapas, considerando-as separadamente para mulheres e homens. Na primeira corrigiu-se a seletividade amostral por meio de um modelo de escolha discreta semiparamétrico. Em seguida, estimou-se um modelo quantílico não-paramétrico, que tem em sua base a formulação de que a variável de interesse é discreta. Também se utilizou o *kernel* proposto por Racine e Li (2004), que considera a diferença de natureza das variáveis (contínuas e discretas).

Os resultados encontrados corroboram as evidências da literatura internacional sobre condições de saúde e alocação de trabalho. Observou-se que há uma relação negativa entre a incidência de doenças e horas de trabalho, sendo essa mais evidente no modelo paramétrico *vis-à-vis* o modelo não-paramétrico. Todavia, a flexibilidade do último torna-o mais interessante, uma vez que a relação entre essas variáveis é não linear. As evidências encontradas mostraram que a saúde é multidimensional: os resultados variam consideravelmente com o tipo de doença crônica e com os problemas de locomoção. Dessa forma, observa-se que a limitação da oferta de mão-de-obra decorrente das condições de saúde é heterogênea, mas atinge principalmente os homens.

5 Referências bibliográficas

- [1] BLOOM, D. E.; CANNING, D. (2001). Demographic Change and Economic Growth: The Role of Cumulative Causality. In: BIRDSALL, N.; KELLEY, A. C.; SINDING, S. W. (Eds.). *Population Does Matter: Demography, Growth, and Poverty in the Developing World*. New York: Oxford University Press. pp. 165–97.
- [2] BLUNDELL, R.; MEGHIR, C.; SMITH, S. (2002). Pension incentives and the pattern of early retirement. *Economic Journal*, C153-C170.
- [3] BORJAS, G. J. (1996). *Labor Economics*. The McGraw-Hill Companies.
- [4] BOUND, J. (1991). Self-reported Versus Objective Measures of Health in Retirement Models. *Journal of Human Resources*, 26(1): 106-138.
- [5] CAI, L. (2010). The relationship between health and labour force participation: Evidence from a panel data simultaneous equation model. *Labour Economics*, 17(1): 77-90.
- [6] CAI, L.; KALB, G. (2006). Health Status and Labour Force Participation: Evidence from Australia. *Health Economics*, 15: 241-261.
- [7] DISNEY, R.; EMMERSON, C.; WAKEFIELD, M. (2006). Ill health and retirement in Britain: A panel data-based analysis. *Journal of Health Economics*, 25(4): 621-649.
- [8] EFRON, B. (1992). Poisson Overdispersion Estimates Based on the Moment of Assymmetric Maximum Likelihood. *Journal of American Statistical Association*, 87: 98-107.
- [9] GALLANT, A. R.; NYCHKA, D. N. (1987). Semi-nonparametric maximum likelihood estimation. *Econometrica*, 55: 363-390.
- [10] GARCÍA-GÓMEZ, P.; JONES, A. M.; RICE, N. (2010). Health effects on labour market exits and entries. *Labour Economics*, 17(1): 62-76.

- [11] GOURIEROUX, C.; MONFORT, A.; TROGNON, A. (1984). Pseudo Maximum Likelihood Methods: Application to Poisson Models. *Econometrica*, 52: 701-720.
- [12] HARRIS, A. (2009). Diabetes, Cardiovascular Disease and Labour Force Participation in Australia: An Endogenous Multivariate Probit Analysis of Clinical Prevalence Data. *Economic Record*, 85(271): 472-484.
- [13] HECKMAN, J. (1979). Sample selection as a specification error. *Econometrica*, 47: 153-161.
- [14] KALWIJ, A.; VERMEULEN, F. (2005). Labour Force Participation of the Elderly in Europe: The Importance of Being Healthy, *IZA Discussion Paper* n 1887.
- [15] KOENKER, R.; BASSETT, G. W. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46: 33-50.
- [16] LEE, R. (2003). The demographic transition: three centuries of fundamental change. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(4): 167-190.
- [17] LUMSDAINE, R.; MITCHELL, O. (1999). New developments in the economic analysis of retirement. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Eds.). *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier Science.
- [18] MACHADO, J. A. F.; SANTOS SILVA, J. M. C. (2005). Quantiles for Counts. *Journal of the American Statistical Association*, 100(472): 1226-1237.
- [19] MORRIS, S. (2007). The impact of obesity on employment. *Labour Economics*, 14(3): 413-433.
- [20] MUSHTAQ, A.; MOHSIN, A.; ZAMAN, K. (2013). Effects of health on changing labor force participation in Pakistan. *SpringerPlus*, 2(610): 1-10.
- [21] QUEIROZ, B. L. (2007). The determinants of male retirement in urban Brazil. *Nova Economia*, 17(1): 11-36.
- [22] RACINE, J.; LI, Q. (2004). Nonparametric estimation of regression functions with both categorical and continuous data. *Journal of Econometrics*, 119: 99-130.
- [23] SKIRBEKK, V. (2004). Age and individual productivity: A literature survey. *Vienna yearbook of population research*, p. 133-153.
- [24] _____. (2006). Population ageing negatively affects productivity. *Vienna Yearbook of Population Research*, p. 5-6.
- [25] STERN, S. (1989). Measuring the Effect of Disability on Labour Force Participation. *Journal of Human Resources*, 24(3): 361-395.
- [26] VAN DER VEN, W. P. M. M., ELLIS, R. P. (2000). Risk adjustment in competitive health plan markets. In: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Eds.). *Handbook of health economics*. Amsterdam: Elsevier Science.
- [27] WONG, L. L. R.; CARVALHO, J. A. (2006). O rápido processo de envelhecimento populacional do Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, 23(1): 5-26.

Tabela 1: Estatísticas descritivas da amostra (dados ponderados) e descrição das variáveis

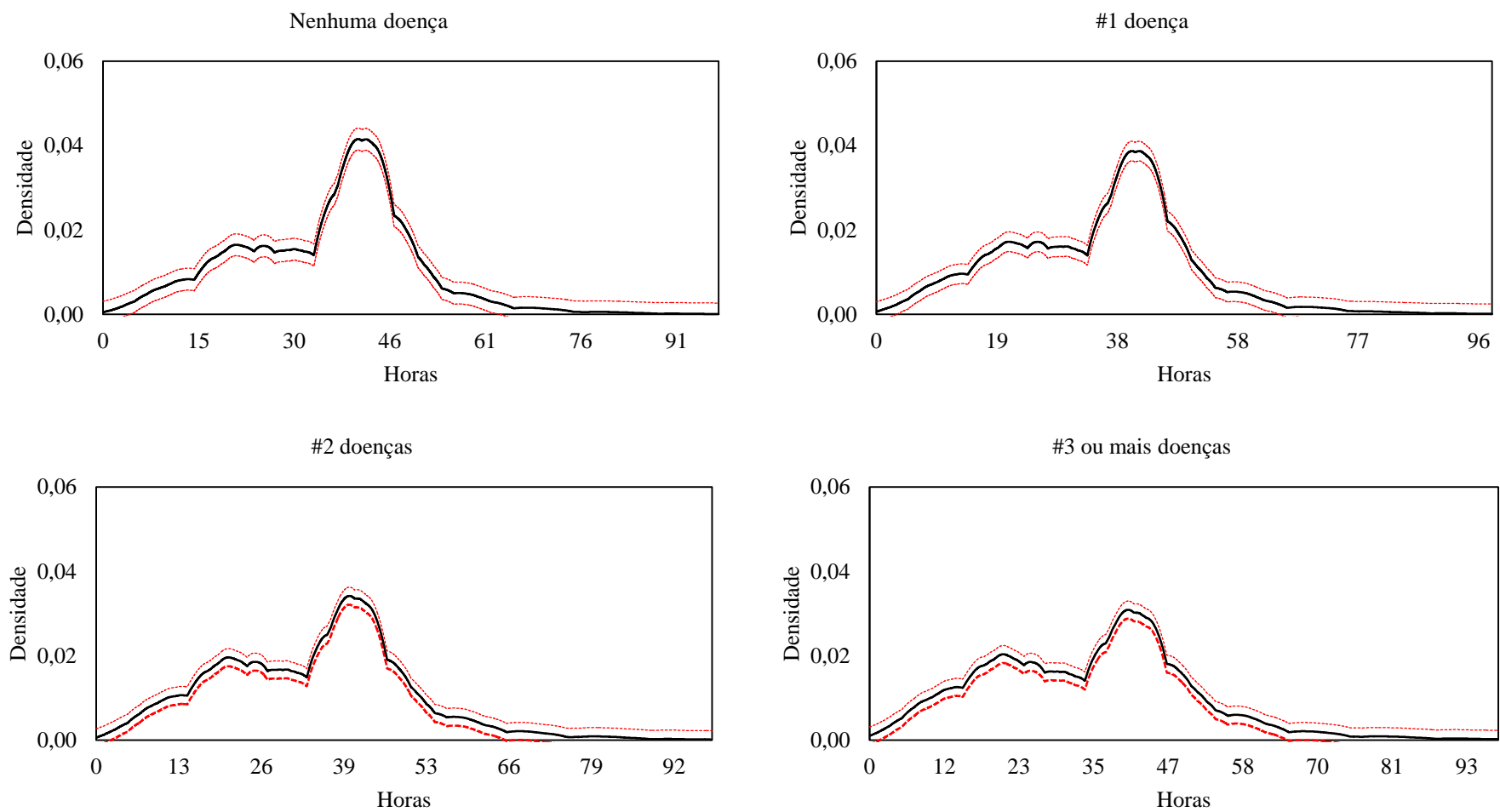
Variáveis	Mulheres				Homens				Descrição das variáveis (conteúdo)	Estágio de estimação
	μ	σ	Min	Max	μ	σ	Min	Max		
<i>Participação</i>	0,555	0,498	0,00	1,00	0,823	0,382	0,00	1,00	= 1 se trabalha; 0 caso contrário	1º
<i>Horas</i>	34,50	15,36	1,00	98,00	43,52	12,60	1,00	98,00	Número de horas ofertadas, Horas = 1, ..., 98	2º
<i>30 a 34 anos de idade</i> ¹	0,150	0,357	0,00	1,00	0,148	0,355	0,00	1,00	= 1 se tem de 30 a 34 anos de idade; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>35 a 39 anos de idade</i>	0,141	0,348	0,00	1,00	0,138	0,345	0,00	1,00	= 1 se tem de 35 a 39 anos de idade; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>40 a 44 anos de idade</i>	0,141	0,348	0,00	1,00	0,142	0,350	0,00	1,00	= 1 se tem de 40 a 44 anos de idade; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>45 a 49 anos de idade</i>	0,128	0,334	0,00	1,00	0,128	0,335	0,00	1,00	= 1 se tem de 45 a 49 anos de idade; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>50 a 54 anos de idade</i>	0,115	0,320	0,00	1,00	0,113	0,317	0,00	1,00	= 1 se tem de 50 a 54 anos de idade; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>55 a 59 anos de idade</i>	0,094	0,291	0,00	1,00	0,097	0,295	0,00	1,00	= 1 se tem de 55 a 59 anos de idade; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>60 a 64 anos de idade</i>	0,076	0,265	0,00	1,00	0,079	0,270	0,00	1,00	= 1 se tem de 60 a 64 anos de idade; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Branco</i>	0,490	0,500	0,00	1,00	0,474	0,499	0,00	1,00	= 1 se branco; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Casado</i>	0,894	0,308	0,00	1,00	0,861	0,346	0,00	1,00	= 1 se casado; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>5 a 8 anos de estudo</i> ²	0,223	0,416	0,00	1,00	0,214	0,410	0,00	1,00	= 1 se tem de 5 a 8 anos de estudo; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>9 a 11 anos de estudo</i>	0,183	0,386	0,00	1,00	0,182	0,386	0,00	1,00	= 1 se tem de 9 a 11 anos de estudo; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>12 anos ou mais de estudo</i>	0,380	0,485	0,00	1,00	0,366	0,482	0,00	1,00	= 1 se tem 12 ou mais anos de estudo; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Hipertensão</i> ³	0,228	0,419	0,00	1,00	0,167	0,373	0,00	1,00	= 1 se tem hipertensão; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Coluna</i>	0,241	0,428	0,00	1,00	0,189	0,391	0,00	1,00	= 1 se tem problema de coluna; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Artrite</i>	0,104	0,306	0,00	1,00	0,051	0,220	0,00	1,00	= 1 se tem artrite; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Câncer</i>	0,009	0,092	0,00	1,00	0,005	0,073	0,00	1,00	= 1 se tem câncer; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Diabetes</i>	0,050	0,217	0,00	1,00	0,043	0,202	0,00	1,00	= 1 se tem diabetes; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Bronquite</i>	0,048	0,214	0,00	1,00	0,028	0,164	0,00	1,00	= 1 se tem bronquite; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Problemas de coração</i>	0,052	0,223	0,00	1,00	0,043	0,202	0,00	1,00	= 1 se tem problemas de coração; 0 caso contrário	1º; 2º

<i>Doença renal</i>	0,021	0,143	0,00	1,00	0,018	0,132	0,00	1,00	= 1 se tem doença renal; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Depressão</i>	0,096	0,295	0,00	1,00	0,037	0,188	0,00	1,00	= 1 se tem depressão; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Tuberculose</i>	0,002	0,042	0,00	1,00	0,002	0,048	0,00	1,00	= 1 se tem tuberculose; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Tendinite</i>	0,065	0,246	0,00	1,00	0,027	0,162	0,00	1,00	= 1 se tem tendinite; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Cirrose</i>	0,001	0,033	0,00	1,00	0,003	0,052	0,00	1,00	= 1 se tem cirrose; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Problemas motores</i>	6,908	0,459	1,00	7,00	6,936	0,390	1,00	7,00	Número de problemas motores reportados	1º; 2º
<hr/>										
<i>Tamanho da família</i>	3,483	1,457	1,00	16,00	3,309	1,530	1,00	15,00	Número de membros da família	1º; 2º
<i>Região urbana</i>	0,848	0,359	0,00	1,00	0,800	0,400	0,00	1,00	= 1 se mora na região urbana; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Região Norte⁴</i>	0,074	0,262	0,00	1,00	0,088	0,283	0,00	1,00	= 1 se mora na Região Norte; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Região Nordeste</i>	0,271	0,445	0,00	1,00	0,263	0,440	0,00	1,00	= 1 se mora na Região Nordeste; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Região Sul</i>	0,153	0,360	0,00	1,00	0,158	0,365	0,00	1,00	= 1 se mora na Região Sul; 0 caso contrário	1º; 2º
<i>Região Centro-Oeste</i>	0,075	0,264	0,00	1,00	0,079	0,269	0,00	1,00	= 1 se mora na Região Sudeste; 0 caso contrário	1º; 2º

Nota: Variáveis de referência: ¹ 25 a 29 anos de idade; ² Menos de 5 anos de estudo completos; ³ Hipertensão; ⁴ Região Sudeste.

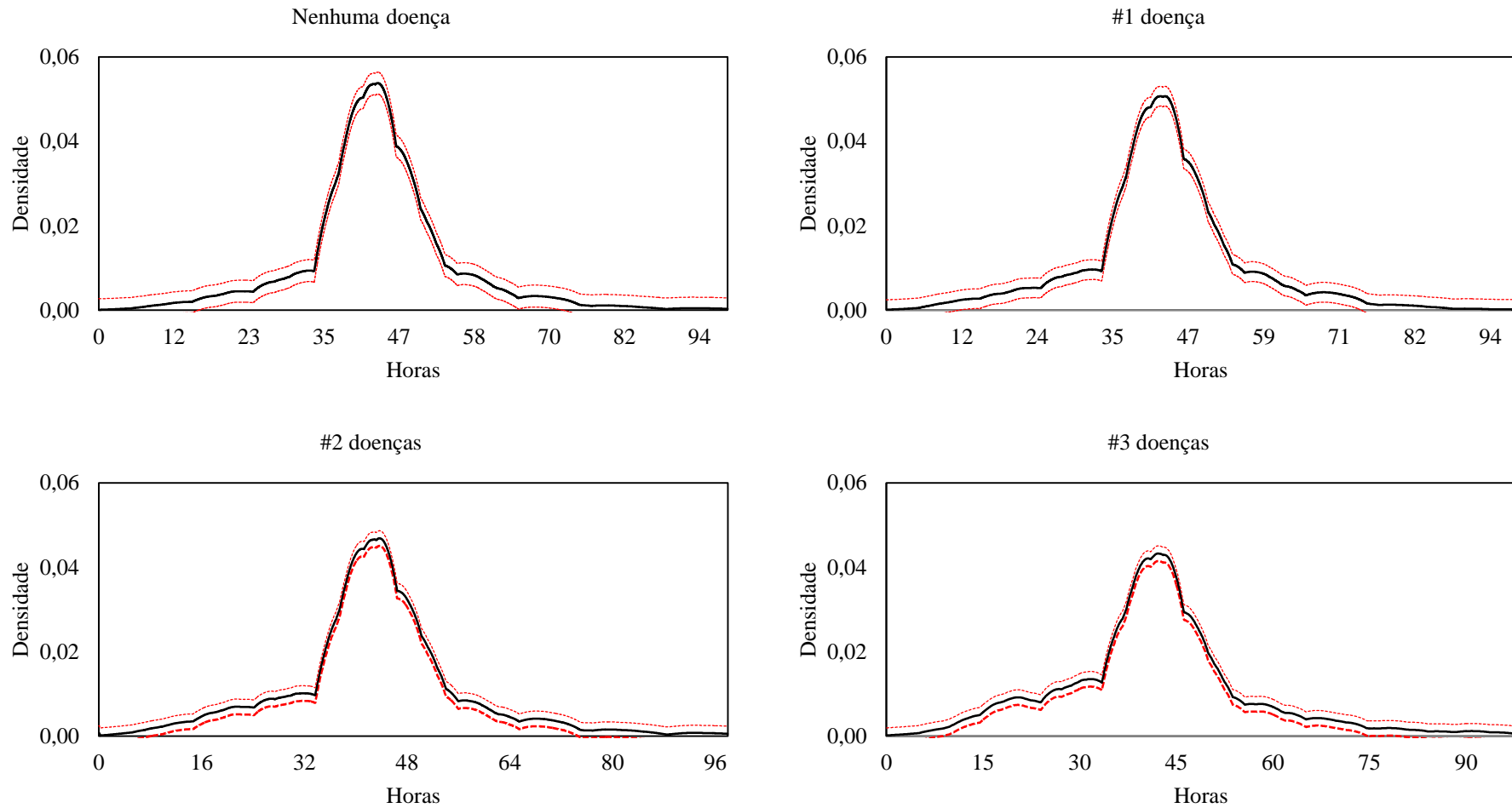
Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 2: Densidade estimada e bandas de variabilidade para a oferta de trabalho por número de doenças crônicas – mulheres



Nota: Geraram-se 1000 amostras por *bootstrap* não-paramétrico e depois obtiveram-se os desvios-padrão.
Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 3: Densidade estimada e bandas de variabilidade para a oferta de trabalho por número de doenças crônicas – homens



Nota: Geraram-se 1000 amostras por *bootstrap* não-paramétrico e depois obtiveram-se os desvios-padrão.
Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 2: Resultados estimados do modelo não-paramétrico com correção de seletividade semiparamétrica

Variáveis	Mulheres						Homens					
	(I) ¹	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	(I)	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
<i>30 a 34 anos de idade</i>	0,0662*** (0,0255)	0,0003 (0,040)	0,035 (0,050)	-0,183*** (0,040)	-0,003 (0,009)	0,001 (0,006)	0,236*** (0,0241)	0,171** (0,070)	-0,041*** (0,005)	-0,012*** (0,003)	0,006* (0,004)	0,025** (0,011)
<i>35 a 39 anos de idade</i>	0,0217 (0,0264)	0,005 (0,045)	0,065 (0,0587)	-0,304*** (0,047)	-0,020 (0,012)	-0,008 (0,007)	0,353*** (0,0258)	0,153* (0,079)	-0,013*** (0,004)	-0,005** (0,003)	0,005* (0,003)	0,027** (0,011)
<i>40 a 44 anos de idade</i>	-0,0420 (0,0260)	0,000201 (0,0438)	0,0739 (0,0578)	-0,304*** (0,0472)	-0,0178 (0,0121)	-0,00168 (0,00766)	0,340*** (0,0258)	-0,0896 (0,0938)	0,0292*** (0,00515)	-0,000771 (0,00308)	0,00858** (0,00385)	0,0411*** (0,0105)
<i>45 a 49 anos de idade</i>	-0,114*** (0,0267)	-0,0121 (0,0393)	0,0394 (0,0481)	-0,209*** (0,0489)	-0,0351*** (0,00907)	-0,00916 (0,00732)	0,248*** (0,0262)	-0,527*** (0,197)	0,0822*** (0,00799)	0,0130*** (0,00502)	0,00594 (0,00634)	0,0400*** (0,0141)
<i>50 a 54 anos de idade</i>	-0,300*** (0,0287)	-0,0189 (0,0338)	-0,00113 (0,0379)	-0,125** (0,0495)	-0,0327*** (0,00741)	-0,0116 (0,00876)	0,0499* (0,0279)	-2,633*** (0,142)	0,191*** (0,0276)	0,0611*** (0,0166)	0,00190 (0,0153)	0,0377*** (0,0139)
<i>55 a 59 anos de idade</i>	-0,529*** (0,0336)	-0,0297 (0,0431)	-0,0389 (0,0487)	-0,844*** (0,238)	-0,0351** (0,0154)	-0,0293*** (0,0105)	-0,376*** (0,0431)	-3,351*** (0,123)	0,0395 (0,100)	0,104*** (0,0253)	-0,0232 (0,0247)	-0,0175 (0,0197)
<i>60 a 64 anos de idade</i>	-0,868*** (0,0451)	-0,104 (0,0803)	-0,210** (0,0964)	-0,485 (0,297)	-0,193*** (0,0649)	-0,102*** (0,0192)	-1,128*** (0,0922)	-4,280*** (0,144)	-0,971*** (0,228)	-0,0773 (0,0508)	-0,0976** (0,0494)	-0,0703*** (0,0209)
<i>Branco</i>	0,0688*** (0,0146)	0,0135 (0,0195)	-0,0117 (0,0239)	0,0699*** (0,0235)	-0,00157 (0,00428)	0,000921 (0,00381)	-0,0730*** (0,0151)	0,214*** (0,0467)	-0,0407*** (0,00432)	-0,0111*** (0,00255)	0,0133*** (0,00397)	0,0442*** (0,00790)
<i>Casado</i>	0,486*** (0,0254)	0,0802*** (0,0270)	0,102*** (0,0323)	-0,0710*** (0,0252)	-0,00333 (0,00501)	-0,00501 (0,00559)	0,0338 (0,0219)	3,344*** (0,109)	-0,165*** (0,0466)	-0,101*** (0,0226)	0,0486* (0,0272)	0,0847*** (0,0121)
<i>5 a 8 anos de estudo</i>	-0,0151 (0,0199)	0,0366 (0,0288)	0,0178 (0,0328)	0,0500 (0,0784)	0,0729*** (0,0180)	0,0279*** (0,00748)	0,199*** (0,0269)	0,135** (0,0644)	0,0333*** (0,00899)	0,0259*** (0,00555)	0,0133*** (0,00384)	0,0400*** (0,0111)
<i>9 a 11 anos de estudo</i>	-0,00952 (0,0209)	0,103*** (0,0359)	0,0754* (0,0423)	0,0912 (0,0860)	-0,0960*** (0,0176)	0,0249*** (0,00777)	0,307*** (0,0294)	0,0621 (0,0745)	0,0276*** (0,00934)	0,0195*** (0,00550)	0,00446 (0,00309)	0,0282*** (0,00923)
<i>12 anos ou mais de estudo</i>	0,137*** (0,0200)	-0,0782 (0,0673)	-0,0249 (0,0868)	-0,112 (0,104)	-0,0538** (0,0229)	-0,0220 (0,0135)	0,722*** (0,0356)	-0,297*** (0,0604)	-0,104*** (0,0107)	-0,0549*** (0,00825)	-0,0242*** (0,00586)	-0,0228** (0,00947)
<i>Tamanho da família</i>	-0,00368 (0,00438)	0,0132 (0,0112)	0,0411*** (0,0139)	0,108*** (0,0206)	0,0127*** (0,00443)	0,00732*** (0,00252)	-0,130*** (0,00808)	0,00389 (0,0141)	0,00458*** (0,00125)	0,000841 (0,000662)	0,000609 (0,000667)	0,000220 (0,00164)
<i>Coluna</i>	-0,099*** (0,0174)	0,0457** (0,0213)	0,0563** (0,0261)	0,0128 (0,0241)	0,00385 (0,00466)	0,00112 (0,00477)	0,0101 (0,0178)	-0,184*** (0,0704)	0,0949*** (0,00843)	0,0358*** (0,00659)	0,00133 (0,00533)	0,00420 (0,00787)
<i>Artrite</i>	-0,120***	0,0156	0,0152	-0,000559	-0,00586	0,00633	-0,0522*	-0,264**	0,0160	-0,00155	-0,00635	-0,00131

	(0,0298)	(0,0304)	(0,0354)	(0,0461)	(0,00833)	(0,00768)	(0,0274)	(0,111)	(0,0367)	(0,0107)	(0,00737)	(0,0125)
<i>Câncer</i>	-0,679***	0,0320	-0,0452	0,215	0,0426	-0,0151	-0,518***	-1,917***	-0,0545	-0,0404	-0,0579**	-0,113***
	(0,114)	(0,105)	(0,112)	(0,317)	(0,0365)	(0,0327)	(0,103)	(0,532)	(0,637)	(0,302)	(0,0270)	(0,0328)
<i>Diabetes</i>	-0,231***	-0,0473	-0,0860*	-0,0231	-0,0249	-0,0129	-0,239***	-0,937***	0,0894	0,0352**	-0,0111	0,00895
	(0,0326)	(0,0442)	(0,0484)	(0,112)	(0,0183)	(0,0121)	(0,0434)	(0,155)	(0,0830)	(0,0158)	(0,0154)	(0,0213)
<i>Bronquite</i>	-0,00143	0,0197	0,0340	0,00317	-0,00950	0,00640	0,00960	-0,192	-0,0283**	-0,00736	0,0102	0,00162
	(0,0401)	(0,0402)	(0,0493)	(0,0392)	(0,0106)	(0,00976)	(0,0334)	(0,166)	(0,0120)	(0,00844)	(0,00700)	(0,0228)
<i>Problemas de coração</i>	-0,374***	0,00506	-0,0253	0,114	-0,00269	0,0100	-0,204***	-1,281***	0,150**	0,0511**	-0,00859	0,00465
	(0,0363)	(0,0429)	(0,0476)	(0,0892)	(0,0165)	(0,0107)	(0,0402)	(0,200)	(0,0756)	(0,0222)	(0,0136)	(0,0180)
<i>Doença renal</i>	-0,236***	0,0267	0,0515	-0,120	0,00251	0,0219**	0,0686	-0,917***	0,0769	0,0291*	-0,00693	0,0174
	(0,0494)	(0,0610)	(0,0716)	(0,108)	(0,0198)	(0,0111)	(0,0526)	(0,325)	(0,0625)	(0,0173)	(0,0158)	(0,0361)
<i>Depressão</i>	-0,571***	0,0459	0,0213	0,179***	0,0239**	0,0162**	-0,239***	-2,702***	0,0604	0,0956**	-0,00869	-0,00776
	(0,0418)	(0,0355)	(0,0432)	(0,0519)	(0,0108)	(0,00800)	(0,0287)	(0,162)	(0,213)	(0,0394)	(0,0262)	(0,0308)
<i>Tuberculose</i>	-0,559***	0,0211	0,125	0,514	0,0390	-0,00426	-0,298	-2,438***	-0,354	-0,105	0,00856	0,0340
	(0,138)	(0,273)	(0,215)	(0,597)	(0,0707)	(0,0564)	(0,200)	(0,513)	(0,727)	(0,342)	(0,0513)	(0,0384)
<i>Tendinite</i>	-0,176***	0,0792**	0,159***	-0,0313	0,0172**	0,0154**	0,157***	-0,438**	0,0934***	0,0200*	-0,00637	-0,00354
	(0,0402)	(0,0400)	(0,0588)	(0,0314)	(0,00840)	(0,00671)	(0,0295)	(0,189)	(0,0169)	(0,0113)	(0,0105)	(0,0302)
<i>Cirrose</i>	-0,610***	-0,297	-0,260	-0,638	-0,0915	-0,0813*	-0,0624	-1,965***	-1,052	-0,282	-0,105**	0,0208
	(0,143)	(0,459)	(0,292)	(1,074)	(0,0656)	(0,0475)	(0,245)	(0,588)	(0,742)	(0,208)	(0,0449)	(0,0428)
<i>Problemas motores</i>	0,715***	0,00391	0,0623	-0,278***	-0,0316**	-0,0141	0,344***	-2,179***	-0,0585	0,122	0,0337	0,0299**
	(0,0343)	(0,0324)	(0,0386)	(0,0835)	(0,0132)	(0,00967)	(0,0208)	(0,160)	(0,161)	(0,128)	(0,0285)	(0,0152)
<i>Inversa da Razão de Mills</i>	-	-2,577***	-2,934***	-3,696***	0,557***	-0,00737	-	0,520	-6,476***	-1,162***	-0,0223	-0,0731**
		(0,176)	(0,221)	(0,312)	(0,0922)	(0,0565)		(0,328)	(0,340)	(0,210)	(0,202)	(0,0359)
<i>Inversa da Razão de Mills ao quadrado</i>	-	0,577***	0,768***	-0,111	-0,736***	-0,0956***	-	0,407***	1,129***	-0,333**	-0,0441	0,0111***
		(0,0412)	(0,0520)	(0,161)	(0,0643)	(0,0258)		(0,0526)	(0,0982)	(0,135)	(0,135)	(0,00408)
<i>Dummy de região</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Nota: ¹(I) corresponde ao modelo de escolha discreta semiparamétrico.

Fonte: Elaborado pelos autores.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,5$, * $p < 0,1$