

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/275381258>

# Uma nota sobre a rotatividade da mão-de-obra do setor privado brasileiro

Article in *Revista de Economia e Administração* · June 2013

DOI: 10.11132/rea.2012.674

CITATIONS

6

READS

438

2 authors:



**Daniel Uhr**

Universidade Federal de Pelotas

37 PUBLICATIONS 137 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



**Júlia Ziero Uhr**

Universidade Federal de Pelotas

41 PUBLICATIONS 133 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Labor Economics [View project](#)



Environmental infractions [View project](#)

# Uma nota sobre a rotatividade da mão-de-obra do setor privado brasileiro

DOI: <http://dx.doi.org/10.11132/rea.2012.674>

## Daniel de Abreu Pereira Uhr

Doutor em Economia pela Universidade de Brasília (UnB)  
Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pelotas (UFPel) e professor do mestrado em Economia Aplicada (Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados/ PPGOM)  
Endereço: Rua Gomes Carneiro, n. 1, quarto andar, Departamento de Economia Universidade Federal de Pelotas – UFPel, Campus Porto  
CEP: 96010-610 Pelotas – RS Brasil  
e-mail: daniel.uhr@gmail.com

## Júlia Gallego Ziero Uhr

Doutora em Economia pela Universidade de Brasília (UnB)  
Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pelotas (UFPel) e professora do mestrado em Economia Aplicada (Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados/ PPGOM)  
Endereço: Rua Gomes Carneiro, n. 1, quarto andar, Departamento de Economia Universidade Federal de Pelotas – UFPel, Campus Porto  
CEP: 96010-610 Pelotas – RS Brasil  
e-mail: zierouhr@gmail.com

## Resumo

O objetivo deste artigo é testar a hipótese de *labor turnover* para o Brasil. A teoria de salário eficiência sugere que as firmas obtêm melhores resultados econômicos ao pagarem salários superiores aos determinados pelo mercado. Na versão *labor turnover model* o empregador deve ponderar entre salários mais elevados e menor rotatividade da mão-de-obra. A partir do modelo, testamos os determinantes da rotatividade do emprego (*quit rate*), principalmente a influência da taxa de desemprego sobre a decisão de demissão. Utilizamos dados da PNAD para os anos de 2008 e 2009. Os resultados dos modelos *Probit* e *Probit* com correção de viés amostral corroboram a hipótese do modelo de *labor turnover* de salário eficiência.

**Palavras-chave:** Modelo de salário eficiência; Rotatividade da mão-de-obra; Probit com correção de seleção amostral.

## Abstract

The goal of this paper is to test the application of the labor turnover hypothesis to Brazil. The efficiency wage theory suggests that firms achieve better economic results by paying higher wages than those determined by the market. In the labor turnover model the employer must weigh higher wages against lower labor turnover. We test the determinants of job turnover (*quit rate*), especially the influence of the unemployment rate on the decision to dismiss. We use PNAD data for 2008 and 2009. The results of the simple Probit model and the Probit model with correction for sampling bias corroborate the hypothesis of the labor turnover model with efficiency wages.

**Keywords:** Efficiency wage model; Labor turnover; Heckman Probit.

Submetido em 19 de setembro de 2012

Aprovado em 21 de janeiro de 2013

## 1. Introdução

Os modelos de salário eficiência sustentam o argumento de que as firmas obtêm melhores resultados econômicos se pagarem salários superiores aos determinados pelo mercado aos seus funcionários. Existem diversos modelos alternativos de salário eficiência<sup>1</sup>, como por exemplo: (i) *labor turnover model*; (ii) *shirking model*; (iii) *nutrition model*; (iv) *adverse selection model*; e (v) *gift exchange model*, e vários são os argumentos teóricos que validam estes modelos.

Neste artigo ressaltamos a versão de salário eficiência conhecida pela literatura como *labor turnover model*. A base teórica é dada pelos artigos de Pencavel (1972), Stiglitz (1974) e Salop (1979), os quais consideram que o trabalhador de uma firma pode demitir-se, incluindo-se no *pool* de desempregados a fim de buscar outro emprego com salário melhor; além disso, consideram que é custoso para a firma treinar novos funcionários. Assim, o empregador deve equilibrar as vantagens de operar com baixas taxas de rotatividade da mão-de-obra (*labor turnover*) contra o custo de remuneração mais elevada para manter a força de trabalho satisfeita.

O objetivo deste artigo é testar a hipótese do modelo de *labor turnover* de salário eficiência para o Brasil. E, para testar este modelo devemos testar os determinantes da rotatividade do emprego (*quit rate*), principalmente a influência da taxa de desemprego sobre a decisão de demissão. O argumento é que os trabalhadores insatisfeitos demitir-se-ão dependendo da facilidade de conseguir outro trabalho, ou permanecerão no emprego quando o salário for mais alto, relativamente às outras firmas.

Este trabalho é importante tanto para a literatura de economia do trabalho quanto para o balizamento de políticas públicas e decisões estratégicas do setor empresarial. Na questão científica ele é importante por ser pioneiro em testar o modelo de salário eficiência em sua versão *labor turnover* para o Brasil a partir de dados da pesquisa nacional por amostra de domicílios (PNAD). Utilizamos dados da PNAD para os anos de 2008 e 2009. Para testar os determinantes da rotatividade da mão-de-obra utilizamos os seguintes métodos de análise: *probit* com cortes transversais (*cross section*) para cada ano e com dados empilhados (*pooling*), além de tratar o viés de seleção amostral nas regressões *probit*. Caracteriza-se, portanto, como um trabalho que visa a adicionar mais uma evidência à literatura nacional e internacional.

Por outro lado, em uma economia como a brasileira, que tem uma das maiores taxas de rotatividade da mão-de-obra no mundo, entender ou testar um importante canal de ampliação ou suavização da rotatividade é de suma importância para a realização de políticas públicas adequadas ao mercado de trabalho. Mais do que isso, uma evidência adicional do efeito do desemprego sobre a rotatividade da mão-de-obra permite melhor avaliação da relação entre custo e benefício de políticas públicas direcionadas ao mercado de trabalho.

---

1. Ver Shapiro e Stiglitz (1984); Leibenstein (1957); Stiglitz (1974); Salop (1979); Akerlof (1982).

Quanto ao setor empresarial, as evidências obtidas caracterizam-se como um importante instrumento gerencial de recursos humanos para a contenção da mão-de-obra especializada em momentos de bonança econômica. Assim, testar a hipótese do modelo de salário eficiência em sua versão *labor turnover* atende a estas diversas finalidades.

Além desta introdução, a seção 2 apresenta o modelo de Salop (1979) e uma breve revisão da literatura. Na seção 3 apresentamos a base de dados. A seção 4 relata a metodologia. A seção 5 apresenta os resultados. Por fim, na seção 6 temos as considerações finais do trabalho.

## 2. Referencial teórico<sup>2</sup>

O modelo proposto por Salop (1979) está fundamentado em dois aspectos básicos: (i) os indivíduos podem demitir-se a fim de buscar outro emprego, e (ii) é custoso para a firma treinar novos funcionários. Salop afirma que, quando um empregado se engaja na firma, ele começa a conhecer o conjunto de benefícios não pecuniários<sup>3</sup> da firma. Uma vez conhecidos os benefícios não pecuniários, se estes não satisfazem o trabalhador, esse pode demitir-se e buscar outro emprego. Cabe citar que a decisão de demitir-se depende da facilidade de encontrar outro emprego. Do ponto de vista da firma, as demissões são custosas, pois estas investem em programas formais de orientação e capacitação dos funcionários, além de incorrerem em custos indiretos devido à baixa produtividade dos empregados durante o processo de adaptação. Assim, a preocupação com a rotatividade da mão-de-obra ocorre independentemente das condições do mercado de trabalho, pois, mesmo que um trabalhador demitido seja substituído imediatamente, o novo trabalhador é menos valioso que o trabalhador experiente, devido aos custos de rotatividade. Como resultado, as firmas utilizam uma política salarial para economizar em rotatividade dos funcionários. Ou seja, as firmas pagariam um salário acima do valor de mercado para induzir os trabalhadores experientes a se manterem no emprego, e o salário mais elevado implicaria em penalidade no caso de demissão. Consequentemente, os salários alocam trabalho e geram incentivos para o empregado permanecer trabalhando, além de minimizar o custo da firma com a rotatividade.

### 2.1 Modelo

Considere-se que o produto das firmas ( $Q$ ) é dado pela mão-de-obra empregada ( $E$ ), de acordo com a seguinte função de produção:

$$Q = f(E) \quad (1)$$

2. Esta seção é baseada em Salop (1979).

3. Entende-se por atributos não pecuniários as características estruturais de trabalho de cada firma, como, por exemplo, o bem estar proporcionado pelo local de trabalho e/ou pelo próprio grupo de funcionários da firma, etc.

onde  $f'' > 0$  e  $f''' \leq 0$ . Claramente, ignora-se o mercado de capital; entretanto, considera-se um custo fixo  $F \geq 0$  para o estabelecimento da firma. Considere-se que os novos trabalhadores ( $N$ ) devem ser treinados para exercerem sua função na firma. Os custos de treinamento ( $T$ ) são marginais crescentes, ou seja:

$$T = T(N) \quad (2)$$

onde  $T' > 0$  e  $T'' > 0$ . Além disso, toda firma é caracterizada por um conjunto de atributos não pecuniários. Os trabalhadores possuem preferências distintas pelos atributos das firmas, e esses atributos não são observados até o trabalhador engajar-se na firma. Na medida em que o trabalhador conhece os atributos da firma, ele pode ponderar entre seu salário atual e os benefícios não pecuniários da firma, e os benefícios esperados de pedir demissão e procurar outro emprego. Seja  $z$  uma média da taxa de salário ajustada pela probabilidade de conseguir um emprego, incluindo a média da utilidade não pecuniária. A taxa de demissão da firma (*quit rate*,  $q$ ) é dada por:

$$q = q(w/z) \quad (3)$$

onde  $q' < 0$  e  $q'' < 0$ . Desse modo, os trabalhadores insatisfeitos irão demitir-se dependendo da facilidade de conseguir outro trabalho, ou permanecerão no emprego quando o salário for mais alto, relativamente às outras firmas.

No estado estacionário, novas contratações são iguais às demissões:

$$N = q(w/z) E \quad (4)$$

O modelo considera que a firma contrata novos trabalhadores ( $N$ ) na medida em que há novos candidatos, dada a taxa de salário. Ou seja, a função de candidatos depende da taxa de salários relativa da firma ( $w/z$ ):

$$N \leq A(w/z) \quad (5)$$

onde  $A' > 0$ . Cabe destacar que as firmas não cobram taxa de inscrição aos candidatos. Isto implica na incompletude dos mercados e no desemprego de equilíbrio.

Considere-se que a firma se defronta com competição perfeita para o produto, com preço igual a um e escolhe salários  $w$ . Então a firma tem o seguinte problema de otimização<sup>4</sup>:

$$\text{Max}_{w,E,N} R = f(E) - wE - T(N) - F \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{s.a. } N &= q(w/z) E : \lambda \\ N &\leq A(w/z) : \mu \end{aligned} \quad (7)$$

4. Caso o leitor tenha dificuldade com a montagem e resolução do Lagrangeano, ver Salop (1979).

Os multiplicadores de Lagrange são  $\lambda$  e  $\mu$ . Resolvendo-se o Lagrangeano e supondo que as firmas possuem excesso de candidatos<sup>5</sup>, então:

$$f'(E) = w + q(w/z) T'(N) \quad (8)$$

A equação (8) mostra o produto marginal (*marginal revenue product*) de um trabalhador adicional (lado esquerdo), o qual é igualado ao custo marginal de um trabalhador adicional (lado direito); ou seja, salário do trabalhador mais uma porção dos custos de rotatividade do trabalhador amortizados para um único período.

A ideia fundamental para testar este modelo de salário eficiência recai sobre as equações (3) e (8). Ou seja, queremos testar a hipótese de que a taxa de rotatividade do emprego (*quit rate*) é influenciada, principalmente, pela facilidade/dificuldade de encontrar outro emprego com salários (e atributos não pecuniários) melhores, isto é, pela taxa de desemprego.

## 2.2 Referencial empírico

Becker (1962) foi um dos primeiros autores a analisar a relação entre investimento em treinamento do trabalhador e probabilidade de rompimento da relação de emprego. Becker aponta que o empregado e o empregador, em determinados casos, deveriam dividir o custo e o retorno dos investimentos em treinamento específico (treinamento que aumenta a produtividade do trabalho na firma) a fim de garantir a continuidade da relação de emprego.

As primeiras evidências empíricas<sup>6</sup> do modelo de *labor turnover* são de Stoikov e Raimon (1968), Burton e Parker (1969) e Pencavel (1972). Stoikov e Raimon (1968) foram os precursores ao medir os determinantes das diferentes taxas de demissão no setor industrial americano entre 1966 e 1968. Os autores testam a relação inversa entre a propensão a demitir-se e os salários. Eles concluem que a remuneração tem efeito negativo sobre a decisão de sair da firma. Já a situação econômica, como o nível de crescimento do país, tem efeito positivo sobre a decisão de abandonar a firma.

Do meio para o fim da década de 1970, os trabalhos de Stiglitz (1974) e Salop (1979) solidificaram o modelo teórico de rotatividade da mão-de-obra. Stiglitz (1974) oferece um modelo que explica o diferencial salarial entre região urbana e região rural. O autor argumenta que, embora os custos de *turnover* possam explicar porque as firmas desejam pagar salários maiores para atrair os trabalhadores, outros custos, como absenteísmo e esforço do trabalho também devem ser considerados. O modelo formulado pelo autor possibilita determinar, por exemplo, os efeitos de políticas de produção nacional e emprego urbano. Salop (1979) apresenta um modelo que procura discutir a taxa natural de desemprego

5.  $A(w/z) > N \rightarrow \mu = 0$ .

6. Para dados em *cross section*. Para dados longitudinais, ver Bartel (1975) e Bartel e Borjas (1976).

considerando a ideia de *labor turnover*. O autor apresenta o problema da firma<sup>7</sup> e conclui que as firmas ajustam a taxa de salário. Entretanto, a flexibilidade deste ajuste não é suficiente para eliminar o desemprego no equilíbrio. O autor aprofunda a discussão considerando mercados imperfeitos, taxa de inscrição para os trabalhadores ingressarem no emprego e equilíbrio de mercado.

A ideia recorrente nos modelos de rotatividade da mão-de-obra de salário eficiência é a de que a firma incorre em custos de treinamento, recrutamento e seleção para admitir um funcionário. Logo, uma demissão voluntária deste funcionário implica em alto custo para a firma. Assim, a firma utiliza o salário do trabalhador como instrumento para reduzir a probabilidade de demissão voluntária dos empregados, pois salário mais elevado, relativamente às outras firmas, proporciona maior satisfação ao funcionário.

Os estudos sobre rotatividade da mão-de-obra no Brasil, utilizando especificamente o arcabouço do *labor turnover model*, são escassos. Os estudos que analisam o tema da rotatividade da mão-de-obra no Brasil costumam relacionar rotatividade da mão-de-obra com qualidade do emprego, e a relação da taxa de desemprego com a rotatividade da mão-de-obra. Temos como exemplos os trabalhos de Gonzaga (1998) e Orellano e Pazello (2006).

Gonzaga (1998) estuda até que ponto a rotatividade da mão-de-obra contribui para explicar a baixa qualidade do emprego no Brasil. O autor embasa seu estudo no argumento teórico de que a produtividade no emprego depende fundamentalmente de alta produtividade do trabalhador, a qual, por sua vez, depende da qualificação geral e do capital humano específico desenvolvido através de treinamento na firma. Assim, uma alta rotatividade prejudica o investimento em treinamento e impede um aumento da produtividade e da qualidade do emprego. O autor faz uma revisão da literatura sobre qualidade do emprego e apresenta comparações de índices de rotatividade entre países. Segundo o autor, o Brasil apresenta índices elevados de rotatividade no emprego. Por fim, o autor faz comentários e sugestões sobre a legislação trabalhista brasileira.

Orellano e Pazello (2006) analisam a evolução e os determinantes do movimento simultâneo de entrada e saída de empregados nas empresas (*churning*), no período 1991-1998, para o setor formal da indústria na região metropolitana de São Paulo, usando dados da relação anual de informações sociais (RAIS). Os resultados econométricos mostram que o aumento da taxa de desemprego aberto afeta negativamente o movimento de entrada e saída de trabalhadores das firmas, via redução da taxa de demissões voluntárias.

### 3. Dados

Utilizamos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para 2008 e 2009. Analisamos os dados em cortes transversais para cada ano, bem como

---

7. Modelo apresentado na seção 2, anteriormente discutido.

dados empilhados. O uso da amostra expandida de dados empilhados tem como objetivo observar se tal procedimento acrescenta alguma informação nova ao modelo.

As amostras foram selecionadas da seguinte forma. Apesar de utilizarmos dados da PNAD, nem todas as informações podem ser utilizadas. Logo, alguns filtros foram realizados. Utilizamos homens com idade entre 24 e 56 anos<sup>8</sup>, pois suas decisões sobre nível de escolaridade e mercado de trabalho são menos complicadas, devido às características de fertilidade (CAMERON e HECKMAN, 2001). Utilizamos trabalhadores do setor privado e todos os códigos ocupacionais disponíveis na PNAD. Para montar a variável de rotatividade da mão-de-obra (*labor turnover*), utilizamos uma variável binária que indica 1 se a pessoa abandonou emprego duas ou mais vezes no período de 358 dias, e zero em caso contrário<sup>9</sup>.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas e a Tabela 2 apresenta a descrição das variáveis utilizadas.

## 4. Metodologia

A ideia dos modelos de rotatividade da mão-de-obra de salário eficiência é que a firma incorre em custos de treinamento, recrutamento e seleção para admitir um funcionário. Para que os funcionários não se demitam, implicando em custos para a firma, esta utiliza o salário do próprio trabalhador como um instrumento para reduzir a probabilidade de demissão voluntária dos empregados (pois salários mais elevados proporcionam maior satisfação aos funcionários).

O objetivo é testar os determinantes da rotatividade do emprego (*quit rate*). A variável dependente ( $y$ ) é binária:

$$y = \begin{cases} 1, & \text{com probabilidade } (p) \\ 0, & \text{com probabilidade } (1 - p) \end{cases} \quad (9)$$

O modelo de regressão é formado pela parametrização da probabilidade  $p$  para depender das variáveis explicativas, as quais afetam  $y$ , e seus respectivos parâmetros  $\beta$ . Quanto ao modelo *Probit*, mais especificamente, este toma a seguinte forma:

$$p(x) \equiv P[y = 1 | x] = G(x\beta) \quad (10)$$

onde  $x$  é  $1 \times K$ , e  $\beta$  é  $K \times 1$ , e o primeiro elemento de  $x$  é unidade. Supomos que  $G(\cdot)$  assume valores em um intervalo aberto:  $0 < G(z) < 1$  para todo  $z$  que pertence ao conjunto dos números reais, e  $G(\cdot)$  é uma função de distribuição acumulada. Pelo modelo de variável latente:

8. Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004).

9. Santos e Kassouf (2007).



**Tabela 1.— Estatísticas descritivas.**

Variável	2008	2008	2009	2009	Pooled	Pooled
	Média	D.P.*	Média	D.P.*	Média	D.P.*
Rotatividade	0,0094	0,096	0,0089	0,094	0,0092	0,095
Taxa de desemprego	0,124	0,023	0,128	0,022	0,126	0,023
Experiência	22,29	11,65	22,18	11,64	22,23	11,65
Experiência <sup>2</sup>	632,67	566,22	627,27	563,87	629,94	565,04
Anos de estudo	7,52	4,37	7,68	4,36	7,60	4,37
Branco	0,4386	0,4962	0,4352	0,4958	0,4369	0,4960
Sindicato	0,1853	0,3885	0,1816	0,3856	0,1834	0,3870
Metropolitano	0,3783	0,4849	0,3762	0,4844	0,3772	0,4847
Razão salarial	1,0000	1,7719	0,9928	2,1218	0,9963	1,9574
Formal	0,3989	0,4897	0,4017	0,4902	0,4002	0,4899
Idade	36,84	9,89	36,88	9,86	36,86	9,87
Filhos	0,2202	0,4144	0,2236	0,4166	0,2219	0,4155
Cônjuge	0,7958	0,4031	0,7938	0,4046	0,7948	0,4039
Chefe de família	0,6116	0,4874	0,6098	0,4878	0,6107	0,4876
Experiência Esp.	88,87	98,58	89,55	98,18	89,21	98,38
Sudeste	0,3028	0,4595	0,3004	0,4584	0,3016	0,4589
Nordeste	0,3095	0,4623	0,3061	0,4609	0,3078	0,4616
Norte	0,1243	0,3299	0,1266	0,3326	0,1255	0,3313
Sul	0,1533	0,3603	0,1562	0,3630	0,1548	0,3617

Fonte: elaboração própria a partir dos dados das PNADs de 2008 e 2009.

\* D.P.: desvio-padrão.

$$y^* = x\beta + e \quad (11)$$

$$y = 1[y^* > 0] \quad (12)$$

onde  $e$  é uma variável independente de  $x$  e continuamente distribuída, com distribuição simétrica em zero. Então:

$$P(y = 1 | x) = P(y^* > 0 | x) = P(e > -x\beta | x) = 1 - G(-x\beta) = G(x\beta) \quad (13)$$

O modelo *Probit* é o caso em que

**Tabela 2. – Descrição das variáveis utilizadas.**

<b>Variáveis</b>	<b>Descrição</b>
Rotatividade	Assume valor 1 se o indivíduo saiu de dois ou mais trabalhos durante um ano de referência e 0 caso contrário.
Taxa de desemprego	Média de desempregados por estado.
Experiência	Número de anos de experiência, definida como Idade menos Anos de estudo menos 6.
Experiência <sup>2</sup>	Valor do quadrado da Experiência do indivíduo.
Anos de estudo	Escolaridade do indivíduo em anos.
Branco	Assume valor 1 se o indivíduo se declara branco e 0 caso contrário.
Sindicato	Assume valor 1 se o indivíduo é sindicalizado e 0 caso contrário.
Metropolitano	Assume valor 1 se o indivíduo está situado em região metropolitana e 0 caso contrário.
Razão salarial	Razão entre o salário real do indivíduo e o salário médio estadual.
Formal	Assume valor 1 se o indivíduo trabalha no setor formal e 0 caso contrário.
Idade	Idade em anos
Filhos	Assume valor 1 se o indivíduo tem filho(s) e 0 caso contrário.
Cônjuge	Assume valor 1 se o indivíduo for cônjuge e 0 caso contrário.
Chefe de família	Assume valor 1 se o indivíduo é chefe de família e 0 caso contrário.
Experiência Esp.	Número de meses que o indivíduo trabalhou na mesma profissão.
Sudeste	Assume valor 1 se o indivíduo se o indivíduo está situado na região Sudeste e 0 caso contrário.
Nordeste	Assume valor 1 se o indivíduo está situado na região Nordeste e 0 caso contrário.
Norte	Assume valor 1 se o indivíduo está situado na região Norte e 0 caso contrário.
Sul	Assume valor 1 se o indivíduo está situado na região Sul e 0 caso contrário.

*Fonte:* elaborada a partir dos dados das PNADs de 2008 e 2009.

$$G(z) \equiv \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^z \varnothing(v) dv \quad (14)$$

onde  $\varnothing(z)$  é uma densidade normal padronizada,

$$\varnothing(z) = (2\pi)^{-1/2} e^{-z^2/2} \quad (15)$$

No caso de variável latente, o modelo *Probit* é dado quando se tem uma distribuição normal padronizada. O efeito de uma variação de  $x_j$  sobre a probabilidade  $p$  de  $y$  ser igual a um é dada pelo efeito marginal (caso de variáveis contínuas):

$$\frac{\partial p}{\partial x_j} = g(x\beta) \beta_j \quad (16)$$

Como a função de densidade padronizada é sempre positiva, o sinal de  $\partial p / \partial x_j$  é determinado pelo sinal de  $\beta_j$ . Além disso, à medida que  $x_i$  varia, o valor de  $G(\cdot)$  também varia. Portanto, para se estimar o efeito dos coeficientes do modelo *Probit* é necessário escolher um nível de referência para as variáveis independentes. Se  $x_k$  for uma variável binária, o efeito parcial da mudança de  $x_k$  de zero para um, mantendo as demais variáveis constantes, será dado por:

$$G(\beta_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{k-1} x_{k-1} + \beta_k) - G(\beta_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{k-1} x_{k-1}) \quad (17)$$

Por definição, a variável de rotatividade no emprego é função da relação entre a média salarial do indivíduo e a média da taxa de salário das demais firmas (mercado), ajustada pela probabilidade de conseguir um emprego, incluindo a média da utilidade não pecuniária. As variáveis explicativas ( $x$ ) são: taxa de desemprego, educação, experiência, experiência ao quadrado, sindicalizado, região metropolitana, branco, razão do salário real sobre o salário médio estadual, emprego formal e regiões (Sudeste, Nordeste, Norte e Sul).

Com relação à expectativa sobre os sinais dos coeficientes, esperamos que o aumento da taxa de desemprego reduza a rotatividade no emprego. Sendo assim, a hipótese do modelo de *labor turnover* de salário eficiência seria corroborada. A fim de complementar a ideia, esperamos que a variável Sudeste apresente sinal positivo porque é caracterizada como uma região em que o número de empresas é maior, sendo maior a probabilidade de se conseguir um emprego no setor privado.

Uma questão importante a ser tratada é o possível viés de seleção amostral que as regressões *Probit* propostas podem conter. Este viés surge porque somente os indivíduos que trabalham são considerados nas regressões. Como muitos trabalhadores não estão no mercado de trabalho porque não desejam trabalhar, ou então porque não estavam efetivados na semana da pesquisa realizada, a não correção da seletividade amostral ao se utilizar somente indivíduos que estão trabalhando pode levar ao uso de estimadores não consistentes dos parâmetros.

Assim, também utilizamos o modelo de resposta binária com seleção amostral. Ou seja, podemos estimar modelos de resposta binária com seleção amostral se supomos que os erros latentes são normais bivariados e independentes das variáveis explicativas. Escrevendo-se o modelo,

$$y_1 = 1[x_1 \beta_1 + u_1 > 0] \quad (18)$$

$$y_2 = 1[x\delta_2 + v_2 > 0] \quad (19)$$

com a segunda equação sendo a equação de seleção amostral, e  $y_1$  observada quando  $y_2 = 1$ ; supõe-se que  $x$  é sempre observado. Supõe-se também que  $(u_1, v_2)$  é independente de  $x$  com distribuição normal, com média zero e variância unitária. O que precisamos é a densidade de  $y_1$  condicional a  $x$  e  $y_2 = 1$ .

## 5. Resultados

### 5.1 Resultados para o modelo Probit

A Tabela 3 mostra os resultados obtidos nas estimações dos modelos *Probit* em *cross section* para os anos de 2008 e 2009, e *Probit pooling* (para os dados agrupados). Utilizamos os dados empilhados a fim de observar alguma informação nova.

A principal variável para testar a hipótese de salário eficiência é a taxa de desemprego. Esta apresenta uma relação negativa e significativa a 1% em todas as regressões propostas. O argumento para o uso desta variável é o de que elevadas taxas de desemprego reduzem a possibilidade de encontrar um novo emprego por parte do trabalhador, na medida em que a concorrência pelo posto de trabalho provavelmente é maior. Isto indica que a facilidade/dificuldade de encontrar emprego influencia a rotatividade da mão-de-obra no setor privado brasileiro. Este resultado inicial já corrobora o argumento de *labor turnover*.

Os resultados mostram que indivíduos com capital humano médio superior, isto é, com mais anos de escolaridade e/ou experiência têm menor probabilidade de trocarem de emprego. Os coeficientes de experiência e anos de estudo são todos significativos a 1% em todas as regressões propostas. O termo experiência ao quadrado mostra um possível efeito quadrático, que é significativo a 10, 10 e 1%, respectivamente. De modo geral, os resultados das variáveis de capital humano mostram que indivíduos com maior produtividade (qualificação) parecem ser mantidos pelas firmas ou encontram trabalhos com atrativos não pecuniários superiores.

Cabe destacar que a variável Sudeste apresenta sinal positivo e significativo a 5, 10 e 1%, respectivamente, como explicação da rotatividade no emprego. A ideia é a de que a região Sudeste concentra grande parte das indústrias brasileiras. Desse modo, a probabilidade de conseguir outro emprego é maior devido ao maior número de empresas e, conseqüentemente, maior número de postos

**Tabela 3.– Determinantes da rotatividade.**

<b>Modelo</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>
<b>Metodologia:</b>	<i>Heckman</i>	<i>Heckman</i>	<i>Heckman</i>
	<i>Probit</i>	<i>Probit</i>	<i>Probit</i>
<b>Dados</b>	<i>Cross Section</i>	<i>Cross Section</i>	<i>Pooling</i>
<b>Período</b>	2008	2009	2008-09
Constante	-0,572***	0,366	0,117
Taxa de desemprego	-1,993***	-3,868***	-2,890***
Experiência	-0,026***	-0,027***	-0,027***
Experiência <sup>2</sup>	0,000*	0,000*	0,000***
Anos de estudo	-0,045***	-0,038***	-0,041***
Branco	-0,062*	-0,122***	-0,091***
Sindicato	-0,176***	-0,116***	-0,145***
Metropolitano	-0,034	-0,091***	-0,061***
Razão salarial	-0,051	-0,112***	-0,076***
Formal	-0,030	-0,109***	-0,070***
Sudeste	0,102**	0,081*	0,090***
Nordeste	0,115**	0,066	0,086**
Norte	-0,062	-0,135**	-0,100**
Sul	-0,016	-0,163**	-0,073*
Wald	248,57	330,81	540,77
Prob > qui <sup>2</sup>	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	71.277	73.600	144.877

Variáveis significativas nos níveis de: \*\*\* = 1%, \*\* = 5% e \* = 10%.

A exclusão das variáveis não significativas pouco afeta os resultados apresentados.

Todas as regressões são robustas a heterocedasticidade.

de trabalho.

Analisando-se a variável Razão Salarial, verifica-se que os resultados indicam que o salário do trabalhador é um instrumento para reduzir a probabilidade de demissão voluntária dos empregados. Ou seja, os salários mais elevados do que a média do mercado reduzem a rotatividade no emprego.

Apesar dos resultados encontrados corroborarem os argumentos teóricos, existe o problema de não considerar os indivíduos que não estão trabalhando, ou seja, aqueles que não recebem salários. Na próxima subseção verificamos os resultados para o modelo de regressão *Probit* com correção de viés amostral.

## 5.2 Resultados para o modelo Probit com correção de viés amostral

A Tabela 4 apresenta os resultados da equação de seleção para o modelo *Probit* com correção de seleção amostral. De acordo com a tabela, vemos que o teste de máxima verossimilhança para estatística Rho indica que existe viés de seleção amostral no modelo, assim como esperávamos. O ganho informacional da regressão *pooling* se dá, principalmente, pela significância da variável Sindicato.

Ainda segundo a Tabela 4, cabe destacar que a idade do indivíduo, o fato deste ter filhos e/ou possuir cônjuge apresentam efeito negativo na equação de seleção; ou seja, estas variáveis levam a uma maior exigência para entrada no mercado de trabalho (maior custo de oportunidade de permanecer fora

**Tabela 4.- Equação de seleção para o modelo Probit com correção de viés amostral.**

<b>Variáveis Independentes</b>	<i>Heckman Probit Cross Section (2008)</i>	<i>Heckman Probit Cross Section (2009)</i>	<i>Heckman Probit Pooling (2008-09)</i>
Constante	2,020***	1,918***	1,961***
Anos de estudo	0,017***	0,025***	0,021***
Idade	-0,010***	-0,009***	-0,009***
Filhos	-0,448***	-0,477***	-0,454***
Cônjuge	-0,081***	-0,107***	-0,096***
Metropolitano	0,399***	0,130***	0,270***
Chefe de fam.	0,159***	0,157***	0,162***
Sindicato	0,105***	0,012	0,061***
Exp. Esp.	0,025***	0,049***	0,034***
Sudeste	-0,194***	-0,157***	-0,176***
Nordeste	-0,667***	-0,252***	-0,478***
Norte	-0,226***	0,210***	-0,216***
Sul	-0,107***	-0,055	-0,079***
Rho	-0,404	-0,622	-0,505
LR test	9,67	46,39	41,67
(Pr > qui <sup>2</sup> )	0,002	0,000	0,000
Observações	76.247	77.571	153.818

Variáveis significativas nos níveis de: \*\*\* = 1%, \*\* = 5% e \* = 10%.

A exclusão das variáveis não significativas pouco afeta os resultados apresentados. Todas as regressões são robustas a heterocedasticidade.

do mercado). Já as variáveis que apresentam sinais positivos implicam em menor exigência para que o indivíduo entre no mercado de trabalho, como por exemplo, o fato do indivíduo ser sindicalizado, ou morar em uma região metropolitana.

Analisamos agora o modelo *Probit* corrigido (Tabela 5). De acordo com as estimações (1), (2) e (3), a variável taxa de desemprego apresentou todos os coeficientes negativos e significantes a 1%, como esperado. O resultado indica que, em períodos de crise (aumento da taxa de desemprego), reduz-se a probabilidade dos trabalhadores trocarem de emprego.

**Tabela 5.– Determinantes da rotatividade – Probit com correção de viés amostral.**

<b>Modelo</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>
<b>Metodologia:</b>	<i>Heckman Probit</i>	<i>Heckman Probit</i>	<i>Heckman Probit</i>
<b>Dados</b>	<i>Cross Section</i>	<i>Cross Section</i>	<i>Pooling</i>
<b>Período</b>	2008	2009	2008-09
Constante	-0,534***	0,348#	-0,089
Taxa de desemprego	-1,885***	-3,486***	-2,693***
Experiência	-0,027***	-0,028***	-0,028***
Experiência <sup>2</sup>	0,000**	0,000***	0,000***
Anos de estudo	-0,045***	-0,038***	-0,042***
Branco	-0,058*	-0,108***	-0,084***
Sindicato	-0,187***	-0,118***	-0,154***
Metropolitano	-0,080**	-0,110***	-0,102**
Razão salarial	-0,052*	-0,106***	-0,075***
Formal	-0,037	-0,114***	-0,077***
Sudeste	0,126***	0,118***	0,119***
Nordeste	0,205***	0,124***	0,172***
Norte	-0,036	-0,068	-0,059
Sul	-0,031	-0,135***	-0,055
Wald	278,40	378,54	641,84
Prob > qui <sup>2</sup>	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	76.247	77.571	153.818

Variáveis significativas nos níveis de: \*\*\* = 1%, \*\* = 5% e \* = 10%.

A exclusão das variáveis não significativas pouco afeta os resultados apresentados. Todas as regressões são robustas a heterocedasticidade.

Os coeficientes da variável Taxa de desemprego tiveram valores menores (em módulo) nas estimações que consideram a correção de viés amostral. Uma possível justificativa para o resultado obtido é a de que os indivíduos desempregados na semana de referência da pesquisa podem ser aqueles que apresentam menor produtividade ou fatores não observáveis que estão correlacionados com taxa de desemprego e taxa de rotatividade. O argumento é simples: trabalhadores com baixa produtividade são substituídos mais facilmente quando há maior taxa de desemprego e, portanto, têm maior taxa de rotatividade. Dessa forma, a utilização do modelo *Probit* com correção de seleção amostral captou esse efeito nas estimativas fornecendo estimativas não viesadas, ao menos em teoria, dos parâmetros de interesse.

Quanto às demais variáveis, todas apresentaram os sinais esperados. Por exemplo, as variáveis: anos de estudo, experiência e experiência ao quadrado. Nas regressões com correção de viés amostral, os coeficientes foram significativos a 1% na maioria das regressões, exceto o coeficiente quadrático da experiência na equação de 2008, a qual obteve um nível de significância de 5%.

Cabe destacar a importância da variável trabalho formal para a rotatividade da mão-de-obra. Segundo os resultados da Tabela 5, a variável Formal apresenta coeficiente negativo e significativo em todas as regressões. Isto significa que trabalhadores no mercado de trabalho formal têm probabilidade menor de troca de emprego. Esse comportamento pode ser explicado pela seguridade social (legislação trabalhista).

O coeficiente negativo e significativo a 1% da variável Sindicato em todas as regressões também é justificado por um tipo de segurança que o sindicato passa ao sindicalizado. Por fim, o coeficiente positivo e significativo da variável Sudeste indica que trabalhadores de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais têm probabilidade maior de trocar de emprego. Isto se deve, provavelmente, ao maior número de postos de trabalho.

## 6. Considerações finais

A teoria de salário eficiência sugere que as firmas obtêm melhores resultados econômicos ao pagarem salários superiores aos determinados pelo mercado aos seus funcionários. A ideia é que a firma incorre em custos de treinamento, recrutamento e seleção para admitir um funcionário. Logo, uma demissão voluntária deste funcionário implica em alto custo para a firma. Assim, a firma utiliza o salário do trabalhador como instrumento para reduzir a probabilidade de demissão voluntária dos empregados. A partir do modelo de Salop (1979), vimos que a firma busca equilibrar as vantagens de operar com baixas taxas de rotatividade da mão-de-obra (*labor turnover*) contra o custo de alta remuneração para manter a força de trabalho satisfeita.

Para os testes econométricos utilizamos dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD/IBGE) de 2008 e 2009. Testamos os determinantes da rotatividade no mercado de trabalho privado, principalmente a influência



da taxa de desemprego sobre a probabilidade de abandono do emprego. Os resultados dos modelos *Probit* e *Probit* com correção de viés amostral mostram que o aumento na taxa de desemprego (dificuldade de encontrar outro emprego) também reduz a rotatividade da mão-de-obra.

Os resultados são importantes para a literatura porque proporcionam evidências do mercado de trabalho privado sobre a teoria de salário eficiência (*labor turnover model*). Além disso, são também importantes tanto para políticas públicas quanto para o setor empresarial. Políticas públicas voltadas ao mercado de trabalho devem considerar a relação salarial do indivíduo e a taxa de desemprego a fim de apresentar melhores avaliações de custo-benefício. Quanto ao setor empresarial, os resultados confirmam a importância do salário relativo do funcionário como instrumento gerencial de recursos humanos; ou seja, como a firma incorre em custos de treinamento, recrutamento e seleção para admitir um funcionário, então uma demissão voluntária deste funcionário implica em alto custo para a firma. Como visto, o salário relativo e a facilidade relativa de obter outro emprego servem como instrumentos para reduzir a probabilidade de demissão voluntária dos empregados.

## 7. Referências

- AKERLOF, G. A. Labor contracts as partial gift exchange. **Quarterly Journal of Economics**, v. 97, n. 4, p. 543-69, Nov. 1982. <http://dx.doi.org/10.2307/1885099>.
- BARTEL, A. P.; BORJAS G. J. **Middle-age job mobility**. New York: NBER, 1976 (Working paper).
- BARTEL, A. P. **Job mobility and earnings growth**. New York : NBER, 1975 (Working paper).
- BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, p. 9-49, Oct. 1962. <http://dx.doi.org/10.1086/258724>.
- BURTON, J. F.; PARKER, J. E., Inter-industry variations in voluntary labor mobility. **Industrial and Labor Relations**, v. 22, n. 2, p. 199-216, Jan. 1969. <http://dx.doi.org/10.2307/2520969>.
- CAMERON, S. V.; HECKMAN, J. The dynamics of educational attainment for black, hispanic, and white males. **Journal of Political Economy**, v. 109, n. 3, p. 455-499, Jun. 2001. <http://dx.doi.org/10.1086/321014>.
- GONZAGA, G. Rotatividade e qualidade do emprego no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 18, n. 1, p. 120-140, jan./mar. 1998.
- LEIBENSTEIN, H. The theory of underemployment in backward economies. **The Journal of Political Economy**, v. 65, n. 2, p. 91-103, Apr. 1957. <http://dx.doi.org/10.1086/257894>.
- ORELLANO, V.; PAZELLO, E. Evolução e determinantes da rotatividade da mão-de-obra nas firmas da indústria paulista na década de 1990. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 36, n. 1, p. 179-207, abr. 2006.
- PENCANEL, J. H. Wages, specific training, and labor turnover in U.S. manufacturing industries. **International Economic Review**, v. 13, n. 1, p. 53-64, Feb. 1972.
- SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P.R.A.; MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 249-265. abr./jun. 2004.

SALOP, S. C.; A Model of then natural rate of unemployment. **American Economic Review**, v. 69, n. 1, p. 117-125, Mar. 1979.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. **Economia**, v. 8, n. 2, p.187-210, mai./ago. 2007.

SHAPIRO, C.; STIGLITZ, J. E. Equilibrium unemployment as a worker discipline device. **The American Economic Review**, v. 74, n. 3, p. 433-444, Jun. 1984.

STIGLITZ, J. E. Alternative theories of wage determination and unemployment in LDCs: the labor turnover model. **Quarterly Journal of Economics**, v. 88, n. 2, p. 194-227, May 1974. <http://dx.doi.org/10.2307/1883069>.

STOIKOV, V.; RAIMON, R. Determinants of differences in the quit rate among industries. **The American Economic Review**, v. 58, n. 5, p. 1283-1298. Dec. 1968.