

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE
E CIÊNCIA DA INFORMAÇÃO E DOCUMENTAÇÃO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

DANIEL DE ABREU PEREIRA UHR

ENSAIOS SOBRE ECONOMIA E TRABALHO

BRASÍLIA

2011

DANIEL DE ABREU PEREIRA UHR

ENSAIOS SOBRE ECONOMIA E TRABALHO

Tese apresentada ao Departamento de economia da Universidade de Brasília como requisito parcial para obtenção do Título de Doutor em Economia, sob a orientação do Professor Doutor Paulo Roberto Amorim Loureiro.

BRASÍLIA

2011

FICHA CATALOGRÁFICA

UHR, Daniel de Abreu Pereira

Ensaio Sobre Economia e Trabalho, 65 p. (UNB, Departamento de Economia, Tese de Doutorado, 2011).

Tese de Doutorado – Universidade de Brasília. Departamento de Economia.

1. Economia do Trabalho
2. Teoria Econômica do Crime

I. UnB - Departamento de Economia

É concedida à Universidade de Brasília permissão para reproduzir cópias desta tese e emprestar e vender tais cópias somente para propósitos acadêmicos e científicos. O autor reserva outros direitos de publicação e nenhuma parte desta tese de doutorado pode ser reproduzida sem a autorização por escrito do autor.

Daniel de Abreu Pereira Uhr

DANIEL DE ABREU PEREIRA UHR

ENSAIOS SOBRE ECONOMIA E TRABALHO

Tese submetida ao Curso de Doutorado do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade de Brasília como requisito para obtenção do grau de Doutor em Economia.

Aprovado pela Banca Examinadora em: _____ .

BANCA EXAMINADORA:

Dr. Paulo Roberto Amorim Loureiro - Universidade de Brasília (UnB) - Orientador

Dr. Roberto de Góes Ellery Júnior - Universidade de Brasília (UnB)

Dra. Geovana Lorena Bertussi - Universidade de Brasília (UnB)

Dr. Adolfo Sachsida – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Dr. Tito Belchior Silva Moreira – Universidade Católica de Brasília (UCB)

Respondeu-lhes Jesus: Não provém o vosso erro de não conhecerdes as Escrituras, nem o poder de Deus? (Marcos 12:24)

Disse-lhe Jesus: Eu sou a ressurreição e a vida. Quem crê em mim, ainda que morra, viverá; e todo o que vive e crê em mim não morrerá, eternamente. Crês isto? (João, 11:25 e 26).

AGRADECIMENTOS

Agradeço, antes de tudo, ao Deus de Abraão, Isaque e Jacó sem O qual este trabalho nunca teria sido realizado. A Ele seja dado todo o mérito e honra.

Diversas instituições e pessoas contribuíram direta ou indiretamente para a elaboração deste trabalho. Primeiramente agradeço ao meu orientador Professor Paulo Roberto Amorim Loureiro, que me atraiu para a área de microeconometria aplicada e com competência me transmitiu os conhecimentos necessários para de concluir este estudo. Porém todos os erros e omissões que porventura estejam neste estudo são de minha exclusiva responsabilidade.

Ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UnB) nos nomes do Chefe e Sub-Chefe do Departamento, respectivamente, Professor Joaquim Pinto Andrade e Professor Roberto de Góes Ellery Junior. Ainda, meu agradecimento aos professores que tive prazer de ser aluno, Bernardo Pinheiro Machado Mueller, José Guilherme de Lara Resende, Victor Gomes, Roberto de Góes Ellery Júnior, Maria Eduarda Tannuri-Pianto, Milene Takasago, Daniel Oliveira Cajueiro, Paulo Loureiro e ao pessoal da administração, em especial, Luzia, Camila, Paula, Weruska e Sandra pela atenção.

Aos colegas e amigos formados durante o mestrado e o doutorado, em particular, Régis Augusto Ely, Geovana Lorena Bertussi, Frederico Hartman de Souza, Mariana Fialho, Daniel Parri.

Por fim, tenho um agradecimento especial à pessoa que mais me auxiliou nesta empreitada, a minha esposa, amiga e colega Júlia Gallego Ziero Uhr. Agradeço, também, a todos os meus familiares, que de alguma maneira participaram e contribuíram para esta caminhada. Em especial, a minha avó Iara (*in memoriam*), que sempre apoiou meus estudos, a minha mãe Valéria de Abreu Pereira Uhr, pela referência de caráter e perseverança, e minha irmã Raquel de Abreu Pereira Uhr pelo apoio.

RESUMO

Esta tese apresenta três objetivos básicos. O primeiro objetivo é testar o modelo de salário eficiência para versão *shirking model* no caso da indústria da construção civil brasileira. A lógica da teoria de salário eficiência (versão *shirking*) sugere um *trade-off* entre salários e supervisão. A investigação empírica está centrada sobre as variáveis: (i) razão supervisores/supervisionados e (ii) tamanho da firma como *proxies* para a intensidade de supervisão. Utilizamos dados da pesquisa nacional por amostra de domicílios (PNAD) para o período de 2001 a 2008. Utilizamos diferentes metodologias para análise, e em todas se constata que a teoria é corroborada. O segundo objetivo é testar o modelo de salário eficiência para a versão *labor turnover*, ou seja, testamos (i) os determinantes da rotatividade do emprego (*quit rate*), principalmente a influência do nível salarial sobre a decisão de demissão, e, também, (ii) a hipótese de efeito negativo da rotatividade da mão-de-obra (*labor turnover*) sobre os salários dos trabalhadores. Utilizamos dados da PNAD para o período de 2002 a 2005. Foram utilizadas diferentes metodologias de análise, e em todas se constata que a teoria é corroborada. O terceiro objetivo é examinar a criminalidade em nível municipal sob o fundamento teórico do modelo econômico de crime proposto por Becker (1968). Analisamos os determinantes dos furtos nas cidades do Rio Grande do Sul, especialmente o impacto do mercado de drogas sobre o nível de criminalidade. Para o modelo empírico utilizamos técnicas de dados em painel para os anos de 2002 a 2008. Os resultados mostram que o mercado de drogas impacta positiva e significativamente a taxa de crimes contra a propriedade.

Palavras – Chave: (i) Modelo de Salário Eficiência, Modelo *Shirking*, Heckman. (ii) Modelo de Salário Eficiência, Modelo de *Labor Turnover*, *Probit*, Heckman. (iii) Teoria econômica do Crime, Furtos, Drogas, Dados em Painel.

ABSTRACT

This thesis has three main objectives. The first objective is to test the shirking version of efficiency wage model to Brazilian civil construction industry. The logic of efficiency wages theory (shirking version) suggests a trade-off between wages and supervision. The empirical investigation is focused on (i) ratio supervisor/staff, and (ii) firm size, as proxies for supervision intensity. We utilize data from “pesquisa nacional por amostra de domicílios” (PNAD) from 2001 to 2008. We supply alternative tests for the efficiency wages theory through different estimation methodologies. All tests accept the theory. The second objective is to test the labor turnover version of efficiency wage model to Brazil. We test (i) the determinants of quit rate, mainly the salary level and unemployment rate; (ii) the negative impact hypothesis of labor turnover on wages. We utilize data from “pesquisa nacional por amostra de domicílios” (PNAD) from 2002 to 2005. We supply alternative tests for the efficiency wages theory through different estimation methodologies. All tests accept the theory. The third objective is to study the criminality under the economic model of crime proposed by Becker (1968). We analyze the determinants of thefts in Rio Grande do Sul municipalities, especially the impact of drugs market in criminality. For the empiric model we utilize panel data techniques, for the period of 2002 to 2008. The results show that the drugs market has a positive and significant impact on crimes rates.

Keywords: *(i) Efficiency wage model, Shirking Model, Heckman.(ii) Efficiency wage model, Labor Turnover Model, Probit, Heckman. (iii) Economic Theory of Crime, Thefts, Drugs, Panel Data.*

SUMÁRIO

CAPÍTULO I – EXISTE TRADE-OFF ENTRE SUPERVISÃO E SALÁRIOS? EVIDÊNCIAS PARA A INDÚSTRIA DA CONSTRUÇÃO CIVIL BRASILEIRA

I	Resumo e Abstract	12
I.1	Introdução	13
I.2	Referencial Teórico	14
I.2.1	Modelo	15
I.3	Referencial Empírico	17
I.4	Dados	20
I.5	Modelo Econométrico e Metodologia	21
I.6	Resultados	22
I.7	Considerações Finais	26

CAPÍTULO II – UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE LABOR TURNOVER DE SALÁRIO EFICIÊNCIA PARA O SETOR PRIVADO BRASILEIRO

II	Resumo e Abstract	27
II.1	Introdução	28
II.2	Referencial Teórico	29
II.2.1	Modelo	30
II.3	Referencial Empírico	32
II.4	Dados	34
II.5	Modelo Econométrico e Metodologia	35
II.6	Resultados	38
II.6.1	Determinantes da Rotatividade no Emprego	38
II.6.2	Relação entre Salários e Rotatividade	39
II.7	Considerações Finais	43

CAPÍTULO III – TEORIA ECONÔMICA DO CRIME: EVIDÊNCIAS DO MERCADO DE DROGAS SOBRE A CRIMINALIDADE EM NÍVEL MUNICIPAL

III	Resumo e Abstract	44
-----	-------------------	----

III.1	Introdução	45
III.2	Referencial Teórico	45
III.2.1	Modelo	46
III.3	Referencial Empírico	48
III.4	Método e Dados	50
III.5	Resultados	54
III.6	Considerações Finais	58
REFERÊNCIAS		59
	Capítulo I	59
	Capítulo II	62
	Capítulo III	64

LISTA DE TABELAS

CAPÍTULO I

Tabela I.1 Equação de seleção para o modelo de Heckman 24

Tabela I.2 Resultados 25

CAPÍTULO II

Tabela II.1 Resultados (*probit*) 38

Tabela II.2 Resultados (MQO) 40

Tabela II.3 Equação de seleção para o modelo de Heckman 41

Tabela II.4 Resultados (Heckman) 42

CAPÍTULO III

Tabela III.1 Variáveis Explicativas para furtos 54

Tabela III.2 Correlações entre as variáveis explicativas (dados 2002-08) 54

Tabela III.3 Modelo econométrico para furtos 56

CAPÍTULO I - EXISTE TRADE-OFF ENTRE SUPERVISÃO E SALÁRIOS? EVIDÊNCIAS PARA A INDÚSTRIA DA CONSTRUÇÃO CIVIL BRASILEIRA

Resumo

A lógica da teoria de salário eficiência (*shirking version*) sugere um *trade-off* entre salários e supervisão. O objetivo deste artigo é testar o modelo de salário eficiência para o caso da indústria da construção civil brasileira. A investigação empírica está centrada sobre as variáveis: (i) razão supervisores/supervisionados e (ii) tamanho da firma como *proxies* para a intensidade de supervisão. Utilizamos dados da pesquisa nacional por amostra de domicílios (PNAD) para o período de 2001 a 2008. Utilizamos diferentes metodologias para análise, e em todas se constata que a teoria é corroborada.

Palavras-chave: Modelo de Salário Eficiência, Modelo *Shirking*, Heckman.

Classificação JEL: J41; C31; C39.

Abstract

The logic of efficiency wages theory (shirking version) suggests a trade-off between wages and supervision. The objective of this work is to test the efficiency wage model to Brazilian civil construction industry. The empirical investigation is focused on (i) ratio supervisor/staff, and (ii) firm size, as proxies for supervision intensity. We utilize data from “pesquisa nacional por amostra de domicílios” (PNAD) from 2001 to 2008. We supply alternative tests for the efficiency wages theory through different estimation methodologies, all tests accept the theory.

Keywords: Efficiency wage model, Shirking Model, Heckman.

JEL: J41; C31; C39.

I.1 Introdução

Os modelos de salário eficiência sugerem que as firmas obtêm melhores resultados econômicos ao pagarem salários superiores aos determinados pelo mercado aos seus funcionários. Basicamente, existem cinco modelos alternativos de salário eficiência¹: (i) *shirking model*; (ii) *nutrition model*; (iii) *labor turnover model*; (iv) *adverse selection model*; e (v) *gift exchange model*, e diversos são os argumentos teóricos que validam estes modelos.

Neste artigo ressaltamos a versão de salário eficiência conhecida pela literatura como *shirking model*, a qual objetiva o maior esforço dos empregados. A base teórica, para tal, é dada pelo artigo de Shapiro e Stiglitz (1984) o qual considera a hipótese de assimetria de informação entre a relação de trabalho envolvendo empregado e empregador, e formaliza esta relação como um problema de principal-agente² (*moral hazard*). A impossibilidade, por parte do empregador (principal), de obter informação completa sobre o nível de esforço do empregado (agente) para realização de uma determinada tarefa pode ser decorrente de imperfeições no monitoramento do esforço dos empregados, ou devido aos custos da atividade de supervisão.

Dessa forma, o problema de assimetria de informação implica em contratos de emprego incompletos, devido à impossibilidade da elaboração de contratos de compra e venda de intensidade de esforço. Como a intensidade de esforço é um fator determinante para o lucro da firma, torna-se relevante o monitoramento dos trabalhadores a fim destes elevarem seus níveis de esforço. Ou seja, o principal impõe incentivos e punições a fim de obter um esforço elevado do agente. Os testes empíricos baseados nos modelos *shirking*, apresentam como principal dificuldade a escolha da variável *proxy* de intensidade de supervisão. As variáveis *proxies* mais utilizadas são: (i) o tamanho da firma, e (ii) a razão supervisores/número de empregados numa determinada firma ou indústria (*span of control*).

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

² Para um estudo mais aprofundado sobre relação principal-agente, ver, Arrow (1971); Zeckhauser (1970); Pauly (1968); Spence and Zeckhauser (1971); Ross (1973); Stiglitz (1974); Mirrlees (1975, 1976, 1979), Diamond e Mirrlees (1978), Holmstrom (1979) e Grossman e Hart (1983).

O objetivo deste artigo é testar empiricamente a hipótese do *trade-off* entre salários e intensidade de supervisão para a indústria da construção civil brasileira. Utilizamos, na análise empírica, as duas variáveis *proxies* sugeridas pela literatura. O argumento para o uso da variável tamanho da firma como *proxy* é o de que empresas maiores tem maior dificuldade para monitorar os trabalhadores, assim, as empresas estão disposta a substituir supervisão por salários maiores a fim de extrair maior intensidade de esforço dos trabalhadores. A idéia é que exista uma relação positiva entre salários e tamanho da firma. Entretanto, o argumento para o uso da razão supervisores/número de empregados numa determinada firma é que quanto maior a intensidade de supervisão sobre os trabalhadores, maior a probabilidade de detectar um trabalhador *shirker*. Ou seja, espera-se uma relação negativa entre salários e razão supervisores/número de empregados da firma. Cabe destacar, que, diferentemente de outros setores industriais, a intensidade de supervisão na indústria da construção civil é, praticamente, dada por trabalho humano, logo, a razão supervisores/supervisionados é uma *proxy* realista para a intensidade de supervisão. Este trabalho inova na medida em que utiliza dados da pesquisa nacional por amostra de domicílios (PNAD) do período de 2001 a 2008, a qual é uma base de dados rica e não havia sido utilizada para estes propósitos. Outro ponto a ser destacado é o fato de utilizarmos os seguintes métodos de análise: Mínimos Quadrados Ordinários com dados *cross-section*, Mínimos Quadrados Ordinários com dados empilhados, Metodologia de Heckman *cross-section* e Metodologia de Heckman com dados empilhados (*pooling*).

Este artigo esta estruturado da seguinte maneira. Além desta introdução, a seção dois apresenta o modelo de Shapiro e Stiglitz (1984), o qual será objeto dos testes empíricos. Na seção três descrevemos brevemente a literatura empírica. A seção quatro apresenta a base de dados. A seção cinco relata o modelo econométrico e a metodologia. A seção seis apresenta os resultados. Por fim, na seção sete, temos as considerações finais do trabalho.

I.2 Referencial Teórico³

³ Esta seção é baseada em Shapiro e Stiglitz (1984) e Autor (2003).

Shapiro e Stiglitz (1984) propõem um modelo fundamentado em dois aspectos: (i) os indivíduos podem escolher seu nível de esforço; (ii) é custoso para a firma determinar quanto esforço os trabalhadores irão aplicar. Os autores argumentam que numa situação onde todos os trabalhadores recebem um salário determinado pelo mercado e que não exista desemprego, isto implicaria que a pior coisa que poderia acontecer para um trabalhador seria perder o emprego, e instantaneamente ser empregado novamente. Assim, não há penalidade por fazer “corpo mole” (*shirking*). Seguindo esta idéia, as firmas pagariam um salário acima do valor de mercado para induzir os trabalhadores a esforçarem-se, e o salário mais elevado implicaria em penalidade no caso de demissão. Os salários acima do valor de mercado criam desemprego, e o próprio desemprego gera penalidade para os trabalhadores demitidos. Assim, o modelo implica que desemprego e monitoramento são substitutos. Conseqüentemente, os salários alocam trabalho e provêm incentivos para o esforço do empregado condicionado ao emprego.

1.2.1 Modelo

Considere N trabalhadores neutros ao risco idênticos. Suas utilidades são função de salários (w) e esforço (e), tal que:

$$U(w, e) = w - e \quad (01)$$

Os trabalhadores podem escolher $e = 0$ (*shirker*) ou $e > 0$ (*non shirker*). Os trabalhadores desempregados recebem algum tipo de benefício $\bar{w} \geq 0$ ($e = 0$). Cada trabalhador pode estar empregado ou desempregado em cada ponto no tempo. Além disso, existe uma probabilidade b por unidade de tempo, do trabalhador estar separado do seu trabalho devido a realocação.

A função objetivo de cada trabalhador, com uma taxa de desconto $r > 0$, é tal que⁴:

$$\max E \left[\int_0^{\infty} u(w(t), e(t)) \exp(-rt) dt \right] \quad (02)$$

⁴ Os autores assumem que os indivíduos não podem emprestar nem tomar emprestado.

A escolha do trabalhador é esforçar-se ou não⁵ a cada unidade de tempo. Se o trabalhador não faz corpo mole, ele recebe w e permanece no emprego, caso contrário, existe uma probabilidade q , por unidade de tempo, de ser pego. Se ele for pego, é demitido e espera por um novo trabalho⁶.

Considerando o problema para os trabalhadores *shirkers* e os *nonshirkers*. Definindo V_E^S como o valor presente de utilidade do trabalhador *shirker*, e V_E^N o valor presente de utilidade do empregado *nonshirker*, e V_u o valor presente de utilidade para o trabalhador desempregado (exógeno), temos:

$$rV_E^S = w + (b + q)(V_u - V_E^S) \quad (03)$$

$$rV_E^N = w - e + b(V_u - V_E^N) \quad (04)$$

Rearranjando:

$$V_E^S = \frac{w + (b + q)V_u}{r + b + q} \quad (05)$$

$$V_E^N = \frac{(w - e) + bV_u}{r + b} \quad (06)$$

A condição de *non shirking condition* (NSC) é simplesmente que $V_E^N \geq V_E^S$, a qual implica que:

$$w \geq rV_u + \frac{e}{q}(r + b + q) \equiv \hat{w} \quad (07)$$

que por sua vez, implica que:

$$q(V_E^S - V_u) \geq e \quad (08)$$

⁵ Hipótese de escolha discreta do nível de esforço.

⁶ O artigo de Shapiro e Stiglitz (1984) apresenta a probabilidade de aquisição de novo emprego, e desenvolve o modelo com monitoramento endógeno.

Essa ultima equação mostra que se a probabilidade de ser pego fazendo “corpo mole” for zero ($q \rightarrow 0$), todos irão fazer “corpo mole”, a menos que exista uma penalidade associada ao desemprego.

A partir do modelo, temos que os salários devem aumentar quando (i) o esforço é mais dispendioso em termos de utilidade para o trabalhador (e maior); (ii) quando maior a utilidade do desemprego; (iii) quanto maior a taxa de juros; (iv) quanto maior a probabilidade b ; (v) quanto menor a probabilidade de ser pego fazendo “corpo mole” (q pequeno).

A idéia para testar empiricamente este modelo recai sobre a variação positiva de q com a intensidade de supervisão da firma, isto é, quanto maior a intensidade de supervisão sobre os trabalhadores, maior a probabilidade de detectar um trabalhador *shirker*. Assim, existe uma relação negativa entre salários e a razão supervisores/supervisionados. Outra forma de reduzir a probabilidade de existir trabalhadores fazendo “corpo mole” é remunerando mais os trabalhadores. Ou seja, as empresas estariam dispostas a substituir supervisão por salários maiores a fim de extrair maior intensidade de esforço dos trabalhadores.

I.3 Referencial Empírico

O modelo *shirking* de salário eficiência não é amplamente corroborado pela literatura empírica internacional. Não há unanimidade nos resultados encontrados. Por exemplo, Leonard (1987) testa tanto o modelo *shirking* de salário eficiência quanto o modelo *turnover*. A idéia do autor é testar das diferenças salariais. É utilizada uma amostra de 200 empresas americanas para o ano de 1982. O autor conclui que pouca evidência é encontrada, e que os resultados não suportam a idéia do salário eficiência (tanto modelo *shirking* quanto *labor turnover*), de modo que as variações salariais entre as firmas permanecem não explicadas.

Gordon (1990) explora os determinantes da intensidade de supervisão. Em dados para os Estados Unidos, para dados entre os anos de 1966 a 1979, ele encontra dois resultados principais: (i) que modelos de salário eficiência não receberam suporte, em

nenhuma das cinco regressões feitas, e (ii) além disso, os modelos de *labor-discipline* reduzem sua importância na medida em que o tempo passa. Ou seja, ele conclui que os resultados encontrados não dão suporte ao modelo de salário eficiência, mas sim ao modelo de *labor-discipline*.

Neal (1993) examina a relação entre as práticas de supervisão e os diferenciais salariais entre indústrias. Ele utiliza dados suplementares do *Panel Survey of Income Dynamics* para o ano de 1977. Os resultados demonstram que trabalhadores pertencentes a indústrias que pagam salários altos são supervisionados com maior ou igual rigor que os trabalhadores de setores secundários. Além disso, os resultados não oferecem evidências que o monitoramento contribui para explicar a diferença salarial entre as indústrias.

Brunello (1995) estuda o relacionamento entre supervisão e salários utilizando dados Britânicos. A análise é baseada sobre as informações da base *British New Earnings Survey*, para o período de 1975 a 1982. O autor considera que o relacionamento entre supervisão e salários é afetado pelos erros de medida das variáveis.

Entretanto, Groshen e Krueger (1990) examinam a relação entre supervisão e salários em hospitais. Eles utilizam dados do *Bureau of Labor Statistics (BLS – Hospital Industry Wage Survey)* de 300 hospitais para o ano de 1985. Como resultado, eles encontraram que os salários das enfermeiras tendem a cair na medida em que se aumenta o número de supervisores.

Rebitzer (1995) investiga empiricamente os efeitos que a supervisão tem sobre os salários dos empregados na indústria petroquímica. Segundo o autor, os contratos de trabalho da indústria petroquímica tornam possíveis mitigar problemas econométricos de viés de variáveis omitidas. Desse modo, os resultados mostram que existe *trade-off* entre salários e supervisão, entretanto, o autor ressalta que isto não significa que as firmas atuam racionalmente adotando estratégias de salário eficiência.

Ewing e Payne (1999) encontraram resultados que apóiam a hipótese de salário eficiência. Ou seja, trabalhadores empregados em grupos de trabalho maior (empresas maiores) recebem mais. Eles utilizaram dados do *National Longitudinal Surveys of Youth*

Data. Uma evidência adicional encontrada foi que trabalhadores com melhores alternativas de trabalho ganham mais.

Brown, Sessions (2001) desenvolvem uma exposição teórica e empírica para testar a relação inversa entre salários e supervisão. Para testar empiricamente o modelo, eles utilizam dados britânicos de 1998 (*British 1998 Workplace Employee Relations Survey*). Os resultados confirmam a hipótese de relação inversa entre supervisão e salários.

Para o Brasil, por exemplo, os trabalhos aplicados de Arbache (2001), Esteves (2006) e Esteves (2008) também corroboram a teoria. Arbache (2001) testa várias teorias e modelos de salário eficiência a fim de investigar a determinação salarial e os diferenciais salariais no Brasil. Ele utiliza micro-dados da pesquisa nacional por amostra de domicílio (PNAD) para anos de 80 e 90. Os resultados mostram que habilidades não mensuradas e modelos de salário eficiência apresentam papel importante na determinação dos salários.

Esteves (2006) testa o modelo de salário eficiência (versão *shirking*) para o caso das indústrias brasileiras. Com dados obtidos nas bases da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), ano de 2003. O autor utiliza mínimos quadrados de dois estágios, a fim de corrigir o problema de endogeneidade da variável de supervisão. O instrumento é o tempo médio do supervisor na firma em que está empregado, com argumento de que, quanto maior o tempo de emprego médio dos supervisores em uma determinada empresa, maior será o conhecimento deste supervisor ou grupo de supervisores sobre a tecnologia da firma, do funcionamento das máquinas e equipamentos, do tempo necessário para que os subordinados executem certas tarefas e rotinas, etc. O autor conclui que a hipótese de salário eficiência é corroborada pelos dados obtidos da indústria brasileira.

Esteves (2008) testa empiricamente a relação entre salários e esforço para o Brasil, mais especificadamente para a indústria da construção civil brasileira. o artigo explora as versões do modelo de *shirking* e *labor discipline*. Os principais pontos são: testar a relação negativa entre salários e probabilidade de demissão, e relação negativa entre salários e intensidade de supervisão. Foram utilizados dados da base da Relação

Anual de Informações Sociais (RAIS) para os anos de 2003 e 2004. Para testar o modelo *shirking*, foram utilizadas regressões de mínimos quadrados ordinários (MQO) *cross-section* para os anos de 2003 e 2004, e método de dados em painel com efeitos fixos e aleatórios para o mesmo período. Para testar o modelo de *labor discipline*, o autor utilizou modelos *logit* e *condicional logistic for fixed effects*. Os resultados encontrados corroboram a teoria.

Em geral, as explicações para os resultados serem tão distintos são devido à base de dados selecionada, e/ou devido à escolha da variável *proxy* para intensidade de supervisão. Como dito anteriormente, a literatura propõe, basicamente, duas variáveis *proxies* para intensidade de supervisão, isto é, (i) o tamanho da firma, e (ii) a razão supervisores/supervisionados. O argumento para o uso da variável tamanho da firma como *proxy* é que empresas maiores têm maior dificuldade para monitorar os trabalhadores, assim, pelo resultado do modelo, as empresas estão dispostas a substituir supervisão por salários maiores a fim de extrair maior intensidade de esforço dos trabalhadores. Ao utilizar o tamanho da firma como *proxy*, a idéia é que exista uma relação positiva entre salários e tamanho da firma. O argumento para o uso da variável razão supervisores/supervisionados como *proxy* é que quanto maior a intensidade de supervisão sobre os trabalhadores, maior a probabilidade de detectar um trabalhador *shirker*. Ou seja, espera-se uma relação negativa entre salários e razão supervisores/número de empregados da firma.

I.4 Dados

Utilizamos micro-dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o período de 2001 a 2008. Analisamos os dados a partir de duas amostras distintas, *cross-section* e dados empilhados (*pooling*). Os salários foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) em relação ao ano base de 2002. Tomamos o ano de 2004, como ano de referência⁷ para a amostra *cross-section*. O objetivo de observar os dados empilhados é examinar algum tipo de informação nova ao modelo.

⁷ A escolha deste ano deve-se ao fato dele estar no ponto mediano do período da estimativa com dados empilhados (*pooling*).

A amostra foi selecionada da seguinte forma. A PNAD disponibiliza os códigos ocupacionais de trabalhadores da indústria extrativa e da construção civil, dessa forma, utilizamos especificadamente os códigos referentes à construção civil. Para montar a variável *span of control* (supervisores/supervisionados), dividimos o código ocupacional “supervisores da construção civil” pelo conjunto de 14 tipos de trabalhadores relacionados á construção civil⁸, sempre levando em consideração o estado da federação e o ano em questão. Para a seleção da amostra, consideramos somente os trabalhadores dos 14 grupos ocupacionais da construção civil com idade entre 22 e 56 anos, pois suas decisões sobre nível de escolaridade e mercado de trabalho são menos complicadas. A variável *proxy* para o tamanho da firma é dada por uma variável binária que indica 1, se o número de funcionários que trabalham na firma é maior que 11, e zero, caso contrário.

I.5 Modelo Econométrico e Metodologia

A equação de salário eficiência que testa a existência de uma relação negativa entre salários e intensidade de supervisão é tal que,

$$\ln w_i = \alpha + \beta X_i + \delta Z_i + \varphi S_i + \varepsilon_i \quad (09)$$

onde, $\ln w_i$ é o logaritmo natural do salário horário do indivíduo i ; X_i é um vetor de atributos do indivíduo i ; Z_i é o tamanho da firma relacionada ao indivíduo i ; S_i é a razão supervisores/supervisionados do estado onde o indivíduo i esta empregado. Por fim, ε_i representa o distúrbio aleatório.

Como visto anteriormente, esperamos que o valor de δ seja positivo e que φ seja negativo, de modo a corroborar a hipótese de salário eficiência. Entretanto, um ponto importante a ser questionado é a exogeneidade da variável razão supervisores/supervisionados. Considerando a variável exógena, isto implica que a quantidade de supervisores para um dado número de supervisionados é uma variável que

⁸ Trabalhadores de terraplanagem e fundações; trabalhadores de estrutura de alvenaria; trabalhadores de estrutura de concreto armado; trabalhadores na ocupação de máquinas de concreto armado; trabalhadores de montagem de estruturas de madeira, metal e compostos; trabalhadores de instalações elétricas; trabalhadores de instalações de materiais isolantes; revestidores de concreto armado; telhadores; vidraceiros; estucadores e gesseiros; aplicadores de revestimento cerâmico, pastilhas, pedras e madeiras; pintores de obras e revestidores de interiores; ajudantes de obras civis.

não varia conforme a firma. A possível endogeneidade, ou até mesmo a simultaneidade do nível de supervisão com os salários é trabalhada algebricamente por Brown e Sessions (2001), os quais concluem que um aumento de salário do trabalhador implicaria em um aumento da razão supervisores/supervisionados, tudo mais constante. Logo, o parâmetro φ da equação (09) seria positivamente viesado, devido à simultaneidade entre a decisão de pagamento de salários e a escolha do nível de supervisão. Conforme argumenta Esteves (2006, 2008), é de se esperar que, na presença de substitutibilidade entre os fatores supervisão e trabalho, o valor estimado corrigido para endogeneidade apresente um valor menor que o estimado em mínimos quadrados ordinários.

Esteves (2006) corrige o problema através do método de mínimos quadrados de dois estágios, de modo que ele apresenta um modelo alternativo, onde a razão supervisores/supervisionados é função das características individuais, das características da firma e do tempo médio de emprego dos supervisores na empresa onde o indivíduo i está empregado. O argumento para utilizar a variável tempo médio dos supervisores na empresa é que maior será o conhecimento deste supervisor sobre a tecnologia da firma, do funcionamento das máquinas e equipamentos, do tempo para os trabalhadores executarem as tarefas, etc.

Neste artigo consideramos a hipótese de exogeneidade da variável razão supervisores/supervisionados, e não desenvolvemos a correção da endogeneidade devido à indisponibilidade de instrumentos e da natureza da base de dados. Entretanto, trataremos os possíveis vieses originados de omissão de variáveis explicativas através do uso da metodologia de Heckman (1979).

Heckman (1979) assinala que o agente tem implícito um determinado salário de reserva, de modo que uma oferta salarial abaixo desse valor implica na não participação deste no mercado de trabalho. Dessa forma, a não consideração deste fato implicaria em estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO) viesadas para equação (09), devido ao chamado “viés de seleção amostral” (analisar grupos que utilizam regras distintas de modo idêntico).

I.6 Resultados

Nesta seção são apresentados os resultados econométricos obtidos com base nas metodologias propostas. Os resultados são mostrados na tabela 2. As estimações (1) e (2) são dadas pela estimação de mínimos quadrados ordinários *cross-section* (MQO C-S), e mínimos quadrados ordinários *pooling* (MQO *pooling*), onde os possíveis vieses de omissão de variável explicativa relevante não são considerados. Estas duas primeiras estimações são mostradas unicamente para análise comparativa. As colunas (3) e (4) apresentam as estimações pela metodologia de Heckman (1979), *cross-section* (Heckman C-S) e *pooling* (Heckman *pooling*), respectivamente.

Apesar dos métodos empregados, os coeficientes estimados são quase sempre muito próximos e apresentam o mesmo sinal. As primeiras variáveis dizem respeito aos aspectos individuais de capital humano sobre o retorno salarial (anos de estudo, experiência, experiência específica) e as características regionais dadas pelas variáveis *dummies* regionais. Por fim, a variável *dummy* de tamanho da firma (empresa com mais de 11 trabalhadores) e a variável *span of control* são as variáveis que queremos testar. Como já discutido anteriormente, a hipótese de salário eficiência estabelece uma relação positiva entre salários e tamanho da firma, e uma relação negativa entre salário e supervisão. Aplicando a equação (09), espera-se que o valor do coeficiente δ seja positivo, e que o valor do coeficiente φ seja negativo, a fim de corroborar a hipótese de salário eficiência.

Pelas duas estimações MQO (1) e (2), temos que a variável tamanho da firma apresentou valores estimados para δ de 0,3443 para o ano de 2004, e 0,3268 para estimação com dados empilhados (2001 a 2008). Já a variável *Span of control* apresentou valores estimados para φ de -0,6808 para o ano de 2004, e -0,6266 para a estimação com dados empilhados. Os sinais foram coerentes com a teoria, além de ambas as estimativas apresentarem valores significativos a um nível de 1% (*p-value* 0,000). Além disso, todas as variáveis MQO *pooling* foram significativas a 1% de confiança.

Heckman (1979) afirma que apesar as estimativas de MQO oferecerem informações interessantes acerca dos determinantes da renda do indivíduo, há possibilidade dos coeficientes serem viesados. Um motivo recai sobre o fato do salário do indivíduo depender não somente da oferta de emprego, mas também da estratégia de

“*job-search*” (Gronau, 1974). Desse modo, a escolha de participar do mercado de trabalho é definida por uma regra de decisão, onde o agente: aceita, ou não, o salário ofertado.

A tabela 1 apresenta os resultados obtidos para a equação de seleção para o modelo de Heckman. De acordo com os resultados descritos, temos que o teste que mede a correlação entre a equação de seleção e da determinação do salário (teste de máxima verossimilhança para estatística rho) indica que existe viés de seleção amostral no modelo.

Tabela 1 - Equação de seleção para o modelo de Heckman[#]

Variáveis Independentes	Heckman	Heckman
	<i>Cross-section (2004)</i>	<i>Pooling (2001-08)</i>
Constante	-0,8848	-0,8664
Anos de estudo	0,0225	0,0163
Idade	-0,0013*	0,0013
Filhos	-0,2231	-0,2433
Branco	-0,1219	-0,0607
Sindicato	1,4498	1,2531
Urbano	0,0066*	0,0232*
Exp. específica	-0,0043	-0,0047
Cônjuge	0,1475	0,1773
Sudeste	0,1425	0,1095
Norte	-0,0978*	-0,1222
Centro-Oeste	0,1509	0,0906
Sul	0,2418	0,1312
Rho	-0,2461	-0,2366
LR test	19,42	107,28
(Pr>Chi2)	0,0000	0,0000
Observações	3.593	26.546

Variável latente: salário reserva. * Variáveis não significativas ao nível de 10%, as demais variáveis são significativas. A exclusão das variáveis não-significativas afeta pouco os resultados apresentados.

Pela tabela 1, percebe-se que existe ganho informacional advindo da amostra com dados empilhados (*pooling*). Isto é notório quando se observa a significância dos coeficientes das variáveis idade e norte, as quais são significativas a partir dos dados *pooling*, mas não encontram significância para os dados *cross-section*.

Ainda pela tabela 1, pode-se notar que alguns resultados se encontram em concordância com os observados pela literatura. As variáveis: anos de estudos, sindicato, cônjuge, sudeste, centro-oeste, sul têm efeito positivo sobre o salário reserva. A variável

filhos tem efeito negativo sobre o salário de reserva⁹. A idéia deste último resultado é que ter filhos leva a uma maior exigência para que o indivíduo entre no mercado de trabalho, implicando em um custo de oportunidade de permanecer fora do mercado seja maior.

Tabela 2 - Resultados

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Metodologia:	MQO	MQO	Heckman	Heckman
Dados	C-S	<i>Pooling</i>	C-S	<i>Pooling</i>
Período	2004	2001-08	2004	2001-08
Constante	-0,5134	-0,5584	-0,0231*	-0,0544*
Anos de estudo	0,0363	0,0405	0,0320	0,0399
Experiência	0,0143	0,0199	0,0146	0,0173
Experiência ²	-0,0002	-0,0002	-0,0002	-0,0002
Exp. Espec.	0,0010	0,0009	0,0016	0,0014
Homem	0,1931	0,2221	0,1586*	0,1867
Branco	0,0570	0,0469	0,0876	0,0604
<i>Span of Control</i>	-0,6808	-0,6266	-0,7295	-0,5853
<i>Tamanho Firma</i>	0,3443	0,3268	0,1180	0,0789
Sudeste	0,3419	0,3369	0,2338	0,2643
Norte	0,1822	0,2015	0,1489	0,1401
Centro-Oeste	0,3705	0,3404	0,2491	0,2297
Sul	0,4287	0,3666	0,2481	0,2419
R quadrado	0,2577	0,2520	-	-
Observações	3.593	26.546	3.593	26.546

*: Variáveis não significativas ao nível de 10%, as demais variáveis são significativas.

Pelas estimações (3) e (4) da tabela 2, que consideram o viés amostral, temos que a variável tamanho da firma apresentou valores estimados para δ de 0,1180 para o ano de 2004, e 0,0789 para os dados empilhados. Já a variável *Span of control* apresentou valores estimados para φ de -0,7295 para o ano de 2004, e -0,5853 para a estimação com dados empilhados (2001 a 2008). Todos os sinais dos coeficientes foram coerentes com a teoria. Cabe destacar que a maioria dos coeficientes teve seu valor reduzido, principalmente para a estimação Heckman *pooling*, em comparação com os coeficientes MQO, isto se deve ao fato de estarmos considerando o “viés de seleção amostral”. Além disso, as variáveis de intensidade de supervisão (tamanho da firma e razão supervisores/supervisionados) foram significativas a 1% de confiança. E, exceto a constante, as demais variáveis também foram significativas a um nível de 1% de confiança para a estimação (4).

⁹ Sachsida et al (2004), Loureiro e Galvão (2001), Silva e Kassouf (2000) e Kassouf (1994), observam o efeito negativo da variável filhos sobre o salário reserva quando estudam os retornos da escolaridade sobre os salários no Brasil.

Comparando os resultados da coluna (4) com os resultados da coluna (2) podemos ver claramente que ao considerarmos o “viés de seleção amostral” os coeficientes apresentam valores menores do que os coeficientes mensurados por MQO. Ou seja, temos que δ reduziu de 0,3268 para 0,0789 e φ de -0,6266 para -0,5853, conforme esperado.

I.7 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. Pois um salário acima do valor de mercado induz os trabalhadores a esforçarem-se, e o salário mais elevado implicaria em penalidade no caso de demissão. A partir do modelo apresentado neste artigo (Shapiro e Stiglitz, 1984) temos que os salários devem aumentar quando (i) o esforço é mais dispendioso em termos de utilidade para o trabalhador (e maior); (ii) quando maior a utilidade do desemprego; (iii) quanto maior a taxa de juros; (iv) quanto maior a probabilidade b (separação devido a realocação); (v) quanto menor a probabilidade de ser pego fazendo “corpo mole” (q pequeno).

Testamos o modelo teórico baseados na idéia de que existe: (i) uma variação positiva de q com a intensidade de supervisão da firma, isto é, quanto maior a intensidade de supervisão sobre os trabalhadores, maior a probabilidade de detectar um trabalhador *shirker*, e (ii) firmas maiores têm maior dificuldade para monitorar os trabalhadores, assim, pelo resultado do modelo, as empresas estão dispostas a substituir supervisão por salários maiores a fim de extrair maior intensidade de esforço dos trabalhadores. A literatura empírica segue esses argumentos. Este artigo fornece testes alternativos para a teoria de salário eficiência (*shirking model*) utilizando-se de diferentes metodologias de estimação: (i) MQO *cross-section*, MQO *pooling*; e (ii) Heckman *cross-section*, Heckman *pooling*; para a indústria da construção civil brasileira. Em todos os testes apresentados constata-se que a teoria é corroborada.

CAPÍTULO II – UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE LABOR TURNOVER DE SALÁRIO EFICIÊNCIA PARA O SETOR PRIVADO BRASILEIRO

Resumo

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. O principal objetivo deste artigo é testar a versão de salário eficiência *labor turnover model*, ou seja, testamos (i) os determinantes da rotatividade do emprego (*quit rate*), principalmente a influência do nível salarial sobre a decisão de demissão, e, também, (ii) a hipótese de efeito negativo da rotatividade da mão-de-obra (*labor turnover*) sobre o salário dos trabalhadores (devido aos custos de treinamento, recrutamento e seleção). Utilizamos dados da PNAD para o período de 2002 a 2005.

Palavras-chave: Modelo de Salário Eficiência, Labor Turnover model, Heckman.

Classificação JEL: J31; C31; C35; C39.

Abstract

The efficiency wages theory suggests that firms obtain better economic results when it pays wages higher than those determined by the market. In the labor turnover version, the employer must consider between higher wages and lower turnover. The objective is to test this version of efficiency wages theory: in other words, we test (i) the determinants of quit rate, and (ii) the hypothesis of the negative relation between wages and labor turnover in private Brazilian labor market. We utilize data from “pesquisa nacional por amostra de domicílios” (PNAD) from 2002 to 2005. Using Probit, OLS and Heckman procedure we accept the theory.

Keywords: Efficiency wage model, Labor turnover model, Probit, Heckman.

JEL: J31; C31; C35; C39.

II.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 eficiência¹⁰, 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, para tal, 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, e, 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 empiricamente a hipótese do modelo de *labor turnover* de salário eficiência para o Brasil. E, para testar este modelo teórico devemos analisar dois pontos chave: (i) testar os determinantes da rotatividade do emprego (*quit rate*), principalmente a influência do nível salarial e a taxa de desemprego sobre a decisão de demissão. O argumento é que 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. E, também, (ii) testar a hipótese de efeito negativo da variável de rotatividade da mão-de-obra sobre os salários dos trabalhadores. Pelo modelo teórico, o salário do trabalhador é dado pela produtividade menos os custos associados à rotatividade da mão-de-obra. E, como a oferta salarial esta acima do valor da produtividade marginal, ao estimarmos a equação de oferta salarial, devemos encontrar impacto negativo da variável de rotatividade da mão-de-obra. Ou seja, as firmas pagariam um salário acima do valor de mercado para induzir os trabalhadores (selecionados, treinados e experientes) a se manterem no emprego, e o salário mais elevado implicaria em penalidade no caso de demissão. Conseqüentemente,

¹⁰ Ver, Shapiro e Stiglitz (1984); Leibenstein (1957); Stiglitz (1974); Salop (1979); Akerlof (1982).

os salários alocam trabalho e provêm incentivos para o empregado permanecer trabalhando, além de minimizar o custo da firma com a rotatividade.

Este trabalho inova na literatura porque testa 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 o período de 2002 a 2005. 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 para os dados empilhados (*pooling*). Já para testar a hipótese de efeito negativo da variável de rotatividade da mão-de-obra sobre os salários dos trabalhadores utilizamos os seguintes métodos de análise: mínimos quadrados ordinários com corte transversal para cada ano, e para os dados empilhados; e, procedimento de Heckman para cada ano, e para os dados *pooling*.

Além desta introdução, a seção dois apresenta o modelo de Salop (1979), o qual será objeto dos testes empíricos. Na seção três fazemos uma breve revisão da literatura. A seção quatro apresenta a base de dados. A seção cinco relata o modelo econométrico e a metodologia. A seção seis apresenta os resultados. Por fim, na seção sete, temos as considerações finais do trabalho.

II.2 Referencial Teórico¹¹

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 pecuniários¹² da firma. Uma vez conhecidos os benefícios não pecuniários, e 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

¹¹ Esta seção é baseada em Salop (1979).

¹² Entende-se atributos não pecuniários como 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.

capacitação dos funcionários, além de incorrerem em custos indiretos devido à baixa produtividade dos empregados durante o processo de adaptação. Assim, a preocupação com rotatividade da mão-de-obra ocorre independentemente das condições do mercado de trabalho, pois mesmo que um trabalhador demitido seja substituído instantaneamente, 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. Conseqüentemente, os salários alocam trabalho e provêm incentivos para o empregado permanecer trabalhando, além de minimizar o custo da firma com a rotatividade.

II.2.1 Modelo

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

$$Q = f(E) \quad (01)$$

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 que os novos trabalhadores (N) devem ser treinados para exercerem sua função na firma. Os custos de treinamento (T) são marginais crescentes, ou seja:

$$T = T(N) \quad (02)$$

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:

$$q = q(w/z) \quad (03)$$

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 as demissões:

$$N = q(w/z)E \quad (04)$$

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

$$N \leq A(w/z) \quad (05)$$

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 que a firma encara uma competição perfeita para o produto, com preço igual a um e escolhe salários w. Então a firma tem o seguinte problema de otimização¹³:

$$\text{Max}_{w,E,N} R = f(E) - wE - T(N) - F \quad (06)$$

$$\text{s. a. } N = q(w/z)E : \lambda \quad (07)$$

$$N \leq A(w/z) : \mu$$

Os multiplicadores de Lagrange são λ e μ . Resolvendo o Lagrangeano e assumindo que as firmas possuem excesso de candidatos¹⁴, então:

$$f'(E) = w + q(w/z)T'(N) \quad (08)$$

A equação (08) 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

¹³ Caso o leitor tenha dificuldade com a montagem e resolução do Lagrangeano, ver Salop (1979).

¹⁴ $A(w/z) > N \rightarrow \mu = 0$.

custos de rotatividade do trabalhador amortizados para um único período. Rearranjando a expressão (08) temos:

$$w = f'(E) - q(w/z)T'(N) \quad (09)$$

Esta última equação mostra que o salário do trabalhador é dado pela produtividade menos os custos associados à rotatividade da mão-de-obra. Como, por hipótese, a oferta salarial esta acima do valor da produtividade marginal, ao estimarmos a equação de oferta salarial, devemos encontrar impacto negativo da rotatividade da mão-de-obra.

A idéia para testar empiricamente este modelo de salário eficiência recai sobre as equações (03) e (09). Ou seja, queremos testar (i) os determinantes da rotatividade do emprego (*quit rate*) e, também, (ii) testar a hipótese de efeito negativo da rotatividade da mão-de-obra (*labor turnover*) sobre os salários dos trabalhadores.

II.3 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 empíricas¹⁵ 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 demissões no setor industrial americano, entre 1966 e 1968. Os autores testam a relação inversa entre a propensão a demitir-se e os salários. Os autores 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.

¹⁵ Para dados *cross-section*. Para dados Longitudinais, ver Bartel (1975) e Bartel e Borjas (1976).

O trabalho de Pencavel (1972) apresenta um modelo teórico e empírico de *labor turnover*. No modelo teórico o autor argumenta que o empregador deve ponderar entre as vantagens de operar com uma baixa taxa de abandono e os custos de uma remuneração relativamente alta (e outros benefícios não pecuniários) para os trabalhadores permanecerem satisfeitos. No modelo empírico, o autor utiliza regressões de mínimos quadrados ordinários (MQO) e mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E). O uso do MQ2E deve-se a implicação de que a taxa salarial paga pelas firmas e a taxa de rotatividade da firma são conjuntamente determinadas. O autor testa o impacto da variável de *labor turnover* sobre os salários, e os coeficientes encontrados foram de -0,093 para MQO, e -0,070 para MQ2E, ou seja, impacto negativo de, aproximadamente, 9 e 7% sobre os salários para dados da indústria manufatureira americana, entretanto os resultados não foram significativos.

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) provê 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 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 considerando a idéia de *labor turnover*. O autor apresenta o problema da firma¹⁶ e conclui que as firmas ajustam a taxa de salários, 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 idéia recorrente nos 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. Logo, uma demissão voluntária deste funcionário implica em alto custo para a firma. Assim, a firma utiliza o salário do trabalhador como instrumento para

¹⁶ Modelo apresentado na seção 2 anteriormente discutido.

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 especificadamente 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 exemplo, 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, o 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.

II.4 Dados

Utilizamos micro-dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o período de

2002 a 2005. Analisamos os dados a partir de cinco amostras distintas, com cortes transversais para cada ano e dados empilhados. O uso da amostra expandida de dados empilhados tem como objetivo observar se tal procedimento apresenta alguma informação nova ao modelo. Os salários foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) em relação ao ano base de 2002.

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, que estão trabalhando, com idade entre 24 e 56 anos¹⁷, 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 caso contrário¹⁸.

II.5 Modelo Econométrico e Metodologia

A idéia 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 primeiro objetivo empírico é testar os determinantes da rotatividade do emprego (*quit rate*). Dado que a variável dependente (y) é binária (sucesso ou fracasso, 1 ou 0), então:

$$y = \begin{cases} 1, & \text{com probabilidade } (p) \\ 0, & \text{com probabilidade } (1 - p) \end{cases} \quad (10)$$

¹⁷ Sachsida et al (2004) também utilizam este filtro.

¹⁸ Santos e Kassouf (2007) montam a variável rotatividade da mesma forma.

O modelo de regressão é formado pela parametrização da probabilidade p para depender das variáveis explicativas, as quais afetam y , e seus respectivos parâmetros β . As variáveis explicativas (x) são: a razão do salário real sobre o salário médio estadual, taxa de desemprego, educação, experiência, experiência ao quadrado, sindicalizado, região urbana, branco, emprego formal e regiões (sudeste, centro-oeste, sul, norte). Quanto ao modelo *probit*, mais especificadamente, este toma a seguinte forma:

$$p_i \equiv \Pr[y_i = 1|x_i] = \Phi(\beta_1 + \beta_2 x_i) \quad (11)$$

onde $\Phi(\cdot)$ é uma função de distribuição acumulada para a normal padrão, então:

$$p_i = \int_{-\infty}^{\beta_1 + \beta_2 x_i} (2\pi)^{-1/2} e^{-z^2/2} dz \quad (12)$$

O efeito de uma variação em x_i sobre a probabilidade p de y ser igual a um, é dada pelo efeito marginal,

$$\frac{\partial p_i}{\partial x_i} = \phi(\beta_1 + \beta_2 x_i) \beta_2 \quad (13)$$

onde $\phi(\cdot)$ é a densidade normal padronizada. Assim, como a função de densidade padronizada é sempre positiva, o sinal de $\partial p_i / \partial x_i$ é determinado pelo sinal de β_2 . Além disso, à medida que x_i varia, o valor de $\phi(\cdot)$ também varia. Portanto, para estimar o efeito dos coeficientes do modelo *probit* é necessário escolher um nível de referencia para as variáveis independentes.

Como, por definição, a variável de rotatividade no emprego é função da relação entre a média salarial do indivíduo pela média da taxa de salário das demais firmas (mercado) ajustada pela probabilidade de conseguir um emprego, incluindo a média da utilidade não pecuniária. Utilizamos variáveis de capital humano (anos de estudo e experiência), raça, sindicato, região urbana, emprego formal, *dummies* regionais como *proxies* para o ajuste de probabilidade de conseguir um emprego.

Com relação à expectativa sobre o sinal dos coeficientes, esperamos que a razão entre o salário do indivíduo pela média do salário estadual seja negativo, ou seja, salários mais elevados (com relação ao salário médio) reduzem a rotatividade no emprego. Esperamos também que o aumento da taxa de desemprego reduza a rotatividade no

emprego. E as variáveis urbano e sudeste apresentem sinal positivo porque caracterizam regiões onde o número de empresas é maior, logo, aumentam a probabilidade de conseguir um emprego.

Nosso segundo objetivo é analisar o impacto da rotatividade da mão-de-obra sobre o salário do trabalhador, ou seja, queremos verificar se de fato os salários dos trabalhadores são superiores à produtividade marginal dos próprios trabalhadores. Esta hipótese é confirmada se a variável de rotatividade da mão-de-obra for negativa e significativa na equação de salário eficiência. Desse modo, a equação de salário eficiência que testaremos é dada por:

$$\ln w_i = \alpha + \beta X_i + \delta R_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

onde, $\ln w_i$ é o logaritmo natural do salário horário do indivíduo i ; X_i é um vetor de atributos do indivíduo i ; R_i é a variável de rotatividade no emprego (*labor turnover*). Por fim, ε_i representa o distúrbio aleatório.

Como visto anteriormente, esperamos que o valor de δ seja negativo, de modo a corroborar a hipótese de salário eficiência. Entretanto, por definição, a variável de rotatividade no emprego é função da relação entre a média salarial do indivíduo pela média da taxa de salário das demais firmas (mercado) ajustada pela probabilidade de conseguir um emprego, incluindo a média da utilidade não pecuniária. Logo, esta variável pode ser considerada conjuntamente determinada com a taxa de salário. Pencavel (1972) corrige o problema através do método de mínimos quadrados de dois estágios, de modo que ele apresenta um modelo onde a rotatividade no trabalho é função da taxa de salário, das características individuais, da relação entre população urbana e total de emprego, etc.

Neste artigo consideramos a hipótese de exogeneidade da variável *labor turnover*, e não desenvolvemos a correção da endogeneidade devido à indisponibilidade de instrumentos e da natureza da base de dados. Entretanto, trataremos os possíveis vieses originados de omissão de variáveis explicativas através do uso da metodologia de Heckman (1979).

Heckman (1979) assinala que o agente tem implícito um determinado salário de reserva, de modo que uma oferta salarial abaixo desse valor implica na não participação deste no mercado de trabalho. Dessa forma, a não consideração deste fato implicaria em estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO) viesadas para equação (09), devido ao chamado “viés de seleção amostral” (analisar grupos que utilizam regras distintas de modo idêntico). Desta forma, enquadramos os modelos aplicados neste trabalho em duas categorias distintas quanto à metodologia de estimação: mínimos quadrados ordinários (MQO) e procedimento de Heckman.

II.6 Resultados

II.6.1 Determinantes da Rotatividade no Emprego

A tabela 1 mostra os resultados obtidos pelas estimações *probit cross-section* (*Probit C-S*) para os anos de 2002 a 2005, e *probit pooling* (para os dados agrupados). Utilizamos os dados empilhados a fim de observar alguma informação nova.

Tabela 1 - Resultados

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Metodologia:	<i>Probit</i>	<i>Probit</i>	<i>Probit</i>	<i>Probit</i>	<i>Probit</i>
Dados	<i>C-S</i>	<i>C-S</i>	<i>C-S</i>	<i>C-S</i>	<i>Pooling</i>
Período	2002	2003	2004	2005	2002-05
Constante	0,3395	1,0156*	0,8137*	-0,4111	0,4094*
<i>Razão Salarial</i>	-0,1921*	-0,1315*	-0,1344*	-0,1832*	-0,1596*
<i>Tx.Desemprego</i>	-4,2096*	-5,4226*	-5,2815*	-2,3157*	-4,2321*
Experiência	-0,0162*	-0,0176*	-0,0158*	-0,0229*	-0,0182*
Experiência ²	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001*
Anos de estudo	-0,0442*	-0,0534*	-0,0471*	-0,0470*	-0,0480*
Branco	-0,0773**	-0,1817*	-0,1023*	-0,1306	-0,1197*
Sindicato	-0,2423*	-0,1593*	-0,1363*	-0,1188*	-0,1597*
Urbano	0,2242*	0,1840*	0,1912*	0,1356*	0,1879*
Formal	-0,3519*	-0,3206*	-0,2265*	-0,1443*	-0,2605*
Sudeste	0,1759*	0,2974*	0,1763*	-0,0244	0,1584*
Norte	-0,1029***	-0,0195	-0,2296*	-0,1283*	-0,1169*
Centro-Oeste	-0,1772*	-0,2528*	-0,2054*	-0,0779	-0,1727*
Sul	-0,3036*	-0,2473*	-0,3817*	-0,1643**	-0,2736*
Wald	442,68	525,47	346,54	331,62	1573,72
Prob>qui2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	54.409	56.387	59.659	63.875	234.330

Variáveis significativas ao nível de: *=1%, **=5% e ***=10%. Todas as regressões são robustas à heteroscedasticidade.

A principal variável para testar a primeira hipótese de salário eficiência é a Razão Salarial, podemos observar que o parâmetro associado a ela, em todas as estimações *probit*, apresentou o sinal esperado (sinal negativo) e significativo a 1% de confiança. Isto significa que salários acima dos salários de mercado, de fato, reduzem a rotatividade no emprego. Este resultado corrobora o argumento de *labor turnover*.

A variável Taxa de Desemprego, a qual é muito utilizada na literatura empírica, apresenta uma relação negativa e significativa a 1% de confiança em todas as regressões propostas. O argumento para o uso desta variável é 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, será maior.

Cabe destacar que a variável Urbano apresenta sinal positivo e significativo a 1% de confiança sobre a rotatividade no emprego em todas as estimativas. A idéia é que em regiões urbanas a probabilidade de conseguir outro emprego é maior devido ao maior número de empresas e, conseqüentemente, maior número de postos de trabalho. Seguindo este argumento, vemos que a variável sudeste também apresenta impacto positivo nos anos de 2002, 2003, 2004 e pooling.

Os resultados corroboram a hipótese de que o salário do trabalhador é um instrumento para reduzir a probabilidade de demissão voluntária dos empregados. Ou seja, concluímos que salários mais elevados que os salários médios do mercado, de fato, reduzem a rotatividade no emprego. Além disso, o aumento na taxa de desemprego (dificuldade de encontrar outro emprego) também reduz a rotatividade da mão-de-obra.

II.6.2 Relação entre Salários e Rotatividade

A tabela 2 mostra os resultados obtidos pelas estimações por mínimos quadrados ordinários *cross-section* (MQO C-S), e mínimos quadrados ordinários *pooling* (MQO *pooling*), onde os possíveis vieses de omissão de variável explicativa relevante não são considerados. Quanto às variáveis explicativas utilizadas, as primeiras dizem respeito aos aspectos individuais de capital humano sobre o retorno salarial (anos de estudo, experiência). Aplicamos outros controles, como raça (variável binária que indica 1 se o

indivíduo se declara branco, e zero caso contrário), e variáveis *dummies* regionais, além da variável *labor turnover* (rotatividade) a qual queremos testar. Como já discutido anteriormente, a hipótese de salário eficiência estabelece uma relação negativa entre salário e rotatividade no emprego. Aplicando a equação (14), espera-se que o valor do coeficiente δ seja negativo, a fim de corroborar a hipótese de salário eficiência.

Tabela 2 - Resultados

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Metodologia:	MQO	MQO	MQO	MQO	MQO
Dados	C-S	C-S	C-S	C-S	Pooling
Período	2002	2003	2004	2005	2002-05
Constante	-0,7112	-0,7485	-0,7072	-0,6753	-0,7110
Experiência	0,0417	0,0442	0,0424	0,0409	0,0424
Experiência ²	-0,0004	-0,0005	-0,0005	-0,0004	-0,0005
Anos de estudo	0,1236	0,1192	0,1151	0,1143	0,1178
Branco	0,1568	0,1652	0,1677	0,1573	0,1626
<i>Labor Turnover</i>	-0,1578	-0,1195	-0,1161	-0,0909	-0,1208
Sudeste	0,1610	0,1817	0,1841	0,1859	0,1790
Norte	0,0888	0,0895	0,1258	0,1254	0,1093
Centro-Oeste	0,2016	0,1980	0,2230	0,2364	0,2159
Sul	0,1292	0,1621	0,1750	0,2007	0,1677
R quadrado	0,3614	0,3513	0,3402	0,3433	0,3483
Observações	54.410	56.387	59.660	63.875	234.332

Todas as variáveis são significativas ao nível de 1%. Todas as regressões são robustas à heteroscedasticidade.

As estimações MQO (1) a (5) apresentaram todas as variáveis explicativas significativas a um nível de 1% de confiança (p-value 0,000). Conjuntamente, as variáveis são significativas a 1% de confiança (prob.>F de 0,000) para todas as estimações. Cabe destacar que todos os sinais foram coerentes com a teoria. Com relação ao impacto das variáveis de capital humano, podemos perceber que estas aumentam o salário dos trabalhadores, confirmando a idéia de que quanto maior a experiência e a produtividade do trabalhador, maior deve ser seu salário. Utilizamos uma variável binária para descrever a raça dos trabalhadores, e o fato do trabalhador ser branco aumenta em aproximadamente 16% os salários. Quanto à variável *labor turnover*, esta apresentou valores estimados para δ de -0,1578, para o ano de 2002; -0,1195 para o ano de 2003; -0,1161 para o ano de 2004, e -0,0909 para o ano de 2005. Considerando os dados empilhados, o valor de δ foi de -0,1208.

Segundo Heckman (1979), as estimativas de MQO oferecerem informações interessantes acerca dos determinantes da renda dos indivíduos. Entretanto, há

possibilidade dos coeficientes serem viesados. Um motivo importante para isto é o fato do salário do indivíduo depender não somente da oferta de emprego, mas também da estratégia de “job-search” (GRONAU, 1974). Desse modo, a escolha de participar do mercado de trabalho é definida por uma regra de decisão, onde o agente aceita ou não o salário ofertado.

A tabela 3 apresenta os resultados obtidos para a equação de seleção para o modelo de Heckman. Os resultados do teste que mede a correlação entre a equação de seleção da determinação do salário (teste de máxima verossimilhança para estatística rho) indica que existe viés de seleção amostral no modelo em todas as estimações propostas.

Tabela 3 - Equação de seleção para o modelo de Heckman[#]

Variáveis Independentes	Heckman <i>C-S</i> (2002)	Heckman <i>C-S</i> (2003)	Heckman <i>C-S</i> (2004)	Heckman <i>C-S</i> (2005)	Heckman <i>Pooling</i> (2002-05)
Constante	-0,0958	-0,0440*	-0,0231*	-0,0425*	-0,0125
Anos de estudo	0,0121	0,0134	0,0156	0,0192	0,0155
Idade	-0,0181	-0,0190	-0,0179	-0,0165	-0,0178
Filhos	-0,0737	-0,0878	-0,0984	-0,0871	-0,0858
Branco	-0,1058	-0,0977	-0,1158	-0,0858	-0,1030
Sindicato	0,8827	0,9121	0,9195	0,9293	0,9113
Urbano	0,4125	0,4522	0,4203	0,3801	0,4109
Exp. Específica	-0,0016	-0,0017	-0,0019	-0,0022	-0,0019
Cônjuge	0,0963	0,0831	0,1034	0,0938	0,0933
Sudeste	0,3102	0,2582	0,2784	0,2529	0,2726
Norte	-0,2085	-0,2095	-0,2284	-0,2779	-0,2317
Centro-Oeste	0,0887	0,0156*	0,0468	0,0950	0,0601
Sul	0,2492	0,1899	0,2179	0,1993	0,2124
Rho	-0,2509	-0,2486	-0,2498	-0,1665	-0,2255
LR test	112,58	151,22	159,87	66,75	477,95
(Pr>Chi2)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	54.410	56.387	59.660	63.875	234.332

Variável latente: salário reserva. * Variáveis não significativas ao nível de 10%. As demais variáveis são significativas a pelo menos 10%.

Pela tabela 3, percebe-se que existe ganho informacional advindo da amostra com dados empilhados. Isto é notório quando se observa a significância dos coeficientes das variáveis de centro-oeste e da constante. Nota-se, também, que alguns resultados se encontram em concordância com os observados pela literatura. As variáveis anos de estudos, sindicato, cônjuge, sudeste, centro-oeste, sul têm efeito positivo sobre o salário

reserva. A variável filhos tem efeito negativo sobre o salário de reserva¹⁹. A idéia deste último resultado é que ter filhos leva a uma maior exigência para que o indivíduo entre no mercado de trabalho, implicando que o custo de oportunidade de permanecer fora do mercado seja maior.

Tabela 4 - Resultados

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Metodologia:	Heckman	Heckman	Heckman	Heckman	Heckman
Dados	<i>C-S</i>	<i>C-S</i>	<i>C-S</i>	<i>C-S</i>	<i>Pooling</i>
Período	2002	2003	2004	2005	2002-05
Constante	-0,7938	-0,8001	-0,7695	-0,7278	-0,7734
Anos de estudo	0,1294	0,1248	0,1199	0,1177	0,1226
Experiência	0,0461	0,0458	0,0455	0,0425	0,0449
Experiência ²	-0,0005	-0,0004	-0,0005	-0,0004	-0,0004
Branco	0,1592	0,1624	0,1664	0,1456	0,1487
<i>Labor Turnover</i>	-0,0979	-0,0379*	-0,0557	-0,0500	-0,0587
Sudeste	0,2116	0,2374	0,2265	0,2316	0,2281
Norte	0,1139	0,1177	0,1442	0,1358	0,1293
Centro-Oeste	0,2117	0,2559	0,2622	0,2763	0,2556
Sul	0,1556	0,2005	0,2033	0,2232	0,1994
Observações	54.410	56.387	59.660	63.875	234.332

* Variáveis não significativas ao nível de 10%. As demais variáveis são a pelo menos 10%. Regressões robustas à heteroscedasticidade.

A tabela 4 apresenta os resultados considerando o viés amostral. A variável *labor turnover* apresentou valores estimados para δ de -0,0979, para o ano de 2002, -0,0379 para o ano de 2003, -0,0557 para o ano de 2004, e -0,0500 para o ano de 2005. Considerando os dados empilhados, o valor de δ foi de -0,0587. Para os dados *cross-section* 2002 e para os dados *pooling*, temos que todos os coeficientes foram significativos a 1% de confiança. Todos os sinais dos coeficientes foram coerentes com a teoria. E, além disso, cabe destacar que o coeficiente δ do ano de 2003 não foi significativo a 10% de confiança. O uso do procedimento de Heckman apresentou coeficientes menores para a variável *labor turnover*, em comparação aos coeficientes estimados por MQO, isto se deve ao fato de considerarmos o “viés de seleção amostral”.

Comparando o coeficiente de *labor turnover* para a regressão por MQO *pooling* e a regressão pelo procedimento de Heckman *pooling*, temos que, para a primeira, o valor de δ foi de -0,1208, e, para a segunda, o valor de δ foi de -0,0587. Isto é, há uma redução

¹⁹ Sachsida et al (2004), Loureiro e Galvão (2001), Silva e Kassouf (2000) e Kassouf (1994), observam o efeito negativo da variável filhos sobre o salário reserva quando estudam os retornos da escolaridade sobre os salários no Brasil.

do impacto negativo da rotatividade da mão-de-obra de aproximadamente 12%, para aproximadamente 6% quando consideramos o “viés de seleção amostral”.

Concluimos que a hipótese da relação negativa entre salários e rotatividade da mão-de-obra para o mercado de trabalho brasileiro é aceita para todos os testes propostos. Ou seja, as firmas pagam um salário acima do valor de mercado (produtividade marginal) para induzir os trabalhadores (selecionados, treinados e experientes) a se manterem no emprego. Logo, os salários elevados provêm incentivos para o empregado permanecer trabalhando, além de minimizar o custo da firma com a rotatividade.

II.7 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 idéia 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 empíricos, utilizamos dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD/IBGE) de 2002 a 2005. Primeiramente, testamos a hipótese de que o salário do trabalhador seja um instrumento para reduzir a probabilidade de demissão voluntária dos empregados. Os resultados dos modelos *probit* mostram que salários mais elevados, de fato, reduzem a rotatividade no emprego, além disso, aumento na taxa de desemprego (dificuldade de encontrar outro emprego) também reduz a rotatividade da mão-de-obra. Testamos, também, a hipótese da relação negativa entre salários e rotatividade da mão-de-obra para o mercado de trabalho brasileiro. Concluimos que o modelo de salário eficiência, em sua versão *labor turnover*, para o mercado de trabalho brasileiro é aceita. Cabe destacar que em todos os testes apresentados constatamos que a teoria é corroborada.

CAPÍTULO III – TEORIA ECONÔMICA DO CRIME: EVIDÊNCIAS DO MERCADO DE DROGAS SOBRE A CRIMINALIDADE EM NÍVEL MUNICIPAL

Resumo

O objetivo deste trabalho é examinar a criminalidade em nível municipal sob o fundamento teórico do modelo econômico de crime proposto por Becker (1968). Este artigo analisa os determinantes dos furtos nas cidades do Rio Grande do Sul, especialmente o impacto do mercado de drogas sobre o nível de criminalidade. Para o modelo empírico utilizamos técnicas de dados em painel para os anos de 2002 a 2008. Os resultados mostram que o mercado de drogas impacta positiva e significativamente a taxa de crimes contra a propriedade.

Palavras-chave: Teoria econômica do Crime, Furtos, Drogas, Dados em Painel.

Classificação JEL: C23, K42, Z00.

Abstract

The objective of this paper is to study the criminality under the economic model of crime proposed by Becker (1968). This article analyzes the determinants of thefts in Rio Grande do Sul municipalities, especially the impact of drugs market in criminality. For the empiric model we utilize panel data techniques, for the period of 2002 to 2008. The results show that the drugs market has a positive and significant impact on crimes rates.

Keywords: *Economic Theory of Crime, Thefts, Drugs, Panel Data.*

JEL: *C23, K42, Z00.*

III.1 Introdução

As condições econômicas influenciam diretamente o comportamento dos indivíduos em sociedade, de modo que a criminalidade pode ser considerada um dos piores resultados das influências econômicas. Os trabalhos de Fleisher (1963, 1966), Becker (1968) e Ehrlich (1973) apresentaram os fundamentos da análise econômica do crime e, a partir destes, diversos estudos econômicos testam inúmeras variáveis socioeconômicas para explicar a criminalidade.

O objetivo deste trabalho é testar empiricamente a hipótese de relação positiva entre o mercado de drogas e a criminalidade em nível municipal (para o estado do Rio Grande do Sul). Ou seja, queremos analisar, empiricamente, a hipótese de que a presença de atividades ilegais lucrativas implica em maiores retornos para a criminalidade, elevando as taxas de crime contra a propriedade.

A análise empírica está fundamentada no artigo de Becker (1968), o qual estabelece um modelo teórico para criminalidade baseado na racionalidade do agente, e o crime é entendido como uma atividade econômica, apesar de ilegal. A estratégia empírica consiste na aplicação de técnicas de dados em painel para os municípios do Rio Grande do Sul entre os anos de 2002 a 2008. Os dados são da Fundação de Economia e Estatística do Rio Grande do Sul²⁰ (FEE/RS) e da Secretaria de Segurança do Rio Grande do Sul²¹.

Este artigo está estruturado da seguinte maneira. Além desta introdução, temos que a seção dois apresenta o referencial teórico, onde descrevemos brevemente o modelo de Becker (1968). A seção três apresenta o referencial empírico. Na seção quatro descrevemos o método e a base de dados. A cinco apresenta os resultados. Por fim, na seção seis, temos as considerações finais do trabalho.

III.2 Referencial Teórico

²⁰ Centro de Divisões Estatísticas da FEE/RS.

²¹ Departamento de Gestão da Estratégia Operacional, Divisão de Estatística Criminal.

Becker (1963) apresenta um modelo formal dos determinantes da criminalidade, em que a atitude criminosa decorre de uma análise racional dos custos e dos benefícios envolvidos, comparados com o retorno do mercado de trabalho legal. Ou seja, a decisão de cometer um crime resulta da maximização da utilidade esperada do agente, onde o indivíduo pondera, por um lado, entre os potenciais ganhos da ação criminosa e o valor da punição e as probabilidades de detenção, e, por outro lado, entre o custo de oportunidade de cometer crime. Nesta seção apresentamos, resumidamente, o modelo de crime proposto por Gary Becker, focando principalmente na oferta de crimes (ofensas) relacionado ao mercado de drogas e suas aplicações.

III.2.1 Modelo²²

Becker (1968) pressupõe que exista uma função que relaciona o número de ofensas de qualquer pessoa à probabilidade de detenção, à punição se preso, e outras variáveis, tais como renda disponível em atividades legais ou ilegais, desejo de cometer atividades ilegais, etc. A relação pode ser representada por:

$$O_j = O_j(p_j, f_j, u_j) \quad (01)$$

onde O_j é o número de ofensas que o indivíduo j pode cometer durante um determinado período, p_j é a probabilidade de detenção por ofensa, f_j é a punição por ofensa, e u_j contém todas as demais variáveis que influenciam a decisão de delinquir. Cabe lembrar que as distribuições de p_j e f_j dependem do juiz, júri, promotor, etc, em que o indivíduo j depara-se, já a distribuição de u_j depende das probabilidades de condenação e das punições de atividades ilegais concorrentes. Assim, há possibilidade de substituição entre os tipos de ofensas.

Segundo Becker, somente os ofensores condenados são punidos, assim, existe uma “discriminação de preço” e incerteza: se condenado, paga f_j pela ofensa, com $f_j > 0$, caso contrário, não paga pelo crime ($f_j = 0$). Um aumento em p_j ou f_j reduz a utilidade esperada de uma ofensa e, além disso, tendem a reduzir o número de ofensas

²² Nesta seção apresentamos a oferta de crimes proposta no trabalho de Becker (1968).

devido à probabilidade de “pagar” um maior “preço”, ou o “preço” por si mesmo aumentaria, ou seja:

$$O_{p_j} = \frac{\partial o_j}{\partial p_j} < 0 \quad (02)$$

e,

$$O_{f_j} = \frac{\partial o_j}{\partial f_j} < 0 \quad (03)$$

Com relação aos efeitos de u_j , temos, por exemplo, que um aumento na renda de atividades legais aumentaria o custo de oportunidade do crime e implicando em um número de ofensas menor. Punições mais severas implicariam em redução no número de ofensas.

Esse arcabouço teórico apresenta uma interpretação interessante, conforme argumenta Becker. Por exemplo, um aumento em p_j pode ser “compensado” por uma igual redução percentual em f_j , implicando em nenhuma mudança na renda esperada da ofensa, entretanto pode mudar a utilidade esperada devido ao risco que pode mudar.

A utilidade esperada por cometer uma ofensa pode ser definida como:

$$EU_j = p_j U_j(Y_j - f_j) + (1 - p_j) U_j(Y_j) \quad (04)$$

onde Y_j é a renda monetária ou ganho monetário psicológico (*monetary plus psychic*) provenientes da ofensa, U_j é a função utilidade, p_j é a probabilidade de condenação, e f_j é considerado como equivalência monetária da punição. Então, pressupondo utilidade marginal positiva com a renda:

$$\frac{\partial EU_j}{\partial p_j} = U_j(Y_j - f_j) - U_j(Y_j) < 0 \quad (05)$$

e,

$$\frac{\partial EU_j}{\partial f_j} = -p_j U'_j(Y_j - f_j) < 0 \quad (06)$$

ou seja, um aumento em p_j “compensada” por igual redução em f_j não modificaria a renda esperada da ofensa, $EY_j = p_j(Y_j - f_j) + (1 - p_j)Y_j = Y_j - p_j f_j$, entretanto, a utilidade esperada modificaria devido à alteração do risco. Assim, uma elevação de p_j representaria uma redução no número de ofensas devido à redução da utilidade advinda da execução do ato criminoso. Becker comenta que é possível demonstrar que essa redução seria mais do que proporcional a uma equivalente elevação percentual em f_j se o indivíduo for propenso ao risco. E, um incremento em f_j teria um efeito grande sobre o número de ofensas se o indivíduo tivesse aversão ao risco ou fosse neutro ao risco.

Considerando a oferta total de ofensas (O) como a soma de todas as ofertas de ofensas individuais (O_j) que depende do conjunto de em p_j , u_j e f_j . Apesar de essas variáveis variarem bastante entre as pessoas, para simplificar, Becker considera os valores médios, p , f e u . Então, a função de oferta de mercado é dada por:

$$O = O(p, f, u) \quad (07)$$

Assim, temos que a oferta de crimes agregados na sociedade depende da probabilidade de detenção por ofensa (p), do valor da punição pela ofensa (f), e de u , que contém todas as demais variáveis que influenciam a decisão de delinquir.

Neste trabalho queremos testar se o mercado de drogas afeta a oferta de criminalidade através da influência sobre a decisão de delinquir (u). Ou seja, a idéia é que a presença de atividades ilegais lucrativas implica em maiores retornos para a criminalidade, elevando as taxas de crime.

III.3 Referencial Empírico

Atualmente, existe uma ampla literatura econômica do crime²³, entre os diversos fatores que podem potencializar a criminalidade estão o uso e a existência de mercado de drogas ilícitas. Entretanto, as evidências empíricas para o mercado de drogas ilícitas são escassas.

Fajnzylber et al (1998) investigam a hipótese de que a presença de atividades ilegais lucrativas implica em maiores retornos esperados para o crime. A amostra é formada por diversos países, para os anos de 1970 a 1994. Os autores utilizam técnicas de dados em painel. Além disso, eles utilizam como variável dependente as taxas de homicídio e taxas de roubos. Entre as variáveis explicativas eles utilizam como *proxy* para a existência de atividades ilícitas lucrativas a taxa de apreensões por porte de drogas por cem mil habitantes. Além do porte de drogas, eles utilizam uma variável binária que assume valor um caso o país seja definido como produtor de drogas ou mercado consumidor. Os resultados encontrados pelos autores indicam que as atividades ilícitas afetam positivamente a criminalidade.

Para os estados brasileiros, Santos e Kassouf (2007) examinam a relação entre mercado de drogas e a criminalidade. Os autores utilizam técnicas de dados em painel e de mínimos quadrados empilhados para os estados brasileiros para os anos de 2001 a 2003. Os autores utilizam como variável dependente somente a taxa de homicídios por cem mil habitantes. Como variáveis explicativas os autores utilizaram *proxies* para: segurança pública e privada, retornos esperados do crime (renda), custo de oportunidade do crime (rotatividade no emprego), custos morais ou “desorganização social” (famílias chefiadas por mulheres), taxa de urbanização e desigualdade de renda, e por fim, para verificar a presença de atividades ilícitas lucrativas eles utilizaram a taxa de crimes envolvendo drogas ilícitas. Os resultados indicaram que o mercado de drogas, a taxa de urbanização e a desigualdade de renda afetam positivamente a criminalidade.

Com relação ao uso da taxa de homicídios como *proxy* para criminalidade, os resultados encontrados nos trabalhos de Grogger e Willis (2000) e Corman e Mocan (2000) indicam que o uso de drogas aumenta a incidência de crimes somente sobre crimes contra a propriedade. A idéia é que os usuários de drogas praticam crimes contra

²³ Para *surveys* ver, por exemplo, Cameron (1988), Freeman (1994), Cerqueira e Lobão (2004), e Santos e Kassouf (2008).

propriedade a fim de obter recursos para manutenção do vício. Grogger e Willis (2000) encontraram evidências de que o surgimento do uso do crack impactou positivamente sobre a taxa de criminalidade nos Estados Unidos. A análise empírica foi realizada para 27 regiões metropolitanas dos Estados Unidos, e foi utilizado o modelo de diferença-em-diferença.

Neste trabalho seguiremos o argumento de Grogger e Willis (2000) e Corman e Mocan (2000) para definir a variável dependente. Apesar das pesquisas serem para dados fora do Brasil, o trabalho de Mendonça et al (2002) parece corroborar este argumento. Mendonça et al (2002) estudam os efeitos das interações sociais e crimes violentos para o Brasil. Os dados foram construídos a partir de entrevistas de 799 presidiários que cumpriram pena no Presídio Estadual da Papuda (Brasília). Diversos crimes foram considerados como variável dependente. Entre as variáveis independentes foram utilizadas duas variáveis para mensurar o uso de drogas: (i) se o indivíduo era usuário de drogas, (ii) se usava drogas para cometer crime. Os autores encontraram que o consumo de drogas não encontrou suporte estatístico para aceitação da hipótese de que a droga aumenta a disposição do indivíduo cometer crimes violentos.

Carneiro et al (2005) estudam o efeito das interações sociais e do crime sobre a probabilidade de um indivíduo engajar-se em diferentes tipos de comportamento ilegal, para o caso do Brasil (país em desenvolvimento). Os dados foram construídos através de entrevistas junto a penitenciária da Papuda (Brasília). Através de modelos *probit* os autores encontraram três resultados gerais: (i) que as interações sociais são importantes fatores para explicar o comportamento criminoso; (ii) diferentes conjuntos de interações sociais são requeridas para explicar diferentes tipos de crimes; (iii) e algumas variáveis afetam tipos diferentes de crimes em direções opostas. O artigo encontrou impacto positivo e significativo para o uso de drogas.

III.4 Método e Dados

Para investigação econômica do crime em âmbito municipal, técnicas que exploram as características de painel de dados revelam-se apropriadas na medida em que

elas controlam a heterogeneidade não-observável existente entre cada município. Além disso, possibilita o controle parcial do problema de erro de medida decorrente do sub-registro dos crimes. Ou seja, se considerarmos que as denúncias de crimes são função das características da localidade a ser estudada, então, pode-se entender que a taxa de sub-registro é um efeito local não-observado. Consideramos todos os municípios do estado do Rio Grande do Sul.

A justificativa para o controle da heterogeneidade não-observável municipal é devida a diversos fatores. É importante destacar, por exemplo, que cada cidade apresenta suas peculiaridades como proximidade de portos, aeroportos, rodovias, ferrovias, e também pela cultura local. Logo, a equação básica que queremos estimar é dada por:

$$\ln(y_{it}) = x'_{it}\beta + c'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (08)$$

Temos que y_{it} é a oferta de crimes do i -ésimo município ($i=1, \dots, 496$) no ano t ($t=2002, \dots, 2008$). As variáveis explicativas são as colunas de x_{it} , não incluindo o termo constante. O termo $c'_i\alpha$ representa a heterogeneidade municipal, onde c'_i contém um termo constante e variáveis específicas, observáveis ou não, do município i .

A variável dependente que queremos explicar é a taxa de criminalidade municipal, utilizamos o logaritmo dos furtos por cem mil habitantes como *proxy* para a atividade criminal. Os dados foram obtidos junto a Secretaria de Segurança do estado do Rio Grande do Sul. Uma crítica que pode ser feita a estes dados seria a questão de sub-registro. Entretanto, se o próprio sub-registro estiver ligado a características da população do município e permanecer estável no tempo, então técnicas de efeito fixo podem controlar este problema (FAJNZYLBBER e ARAUJO, 2001).

A justificativa para o uso dos furtos por cem mil habitantes como *proxy* para a atividade criminal é dada pelos trabalhos de Grogger e Willis (2000), Corman e Mocan (2000) e Mendonça et al (2002), onde os autores encontraram que o consumo de drogas não encontrou suporte estatístico para aceitação da hipótese de que a droga aumenta a disposição do indivíduo cometer crimes violentos (homicídios). Ou seja, os resultados

encontrados pelos autores indicam que o uso de drogas aumenta a incidência de crimes somente sobre crimes contra a propriedade (para manutenção do vício).

Na literatura de crime, diversas variáveis têm sido utilizadas para explicar a taxa de criminalidade nos modelos econométricos. Pode-se citar a urbanização, a renda, a escolaridade, a pobreza e a mercado de drogas. Neste trabalho utilizaremos estas variáveis como variáveis explicativas, entretanto, há dificuldades em determinar como elas afetam a criminalidade.

A taxa de urbanização é dada pela razão entre população urbana e o total da população municipal (IBGE). Esta variável é utilizada para explicar o crime sob a justificativa de que em municípios com maior taxa de urbanização existe maior troca de informações entre grupos criminosos, implicando em menores custos de planejamento e execução do crime. Outro aspecto considerado é que em regiões urbanas a capacidade de monitoramento é dificultada.

Assim como utilizado por Ehrlich (1973), a variável renda pode ser utilizada como *proxy* para o retorno à participação da atividade ilegal. A idéia é que um aumento da renda implica no aumento da probabilidade do agente engajar-se na atividade criminal. Por outro lado, pode-se entender que o aumento da renda aumenta o custo de oportunidade da atividade ilegal. Dessa maneira, o sinal esperado não é definido. Utilizamos nas estimações o Índice de Desenvolvimento Sócio Econômico (IDESE) do bloco de renda, o qual é formado pelo produto interno bruto per capita (PIB per capita) e pelo valor adicionado bruto per capita (VAB per capita) do comércio, alojamento e alimentação. O IDESE varia de zero a um, assim como o índice de desenvolvimento humano (IDH), e classifica os municípios em três níveis de desenvolvimento: baixo (índices até 0,499), médio (entre 0,500 e 0,799) ou alto (maiores ou iguais a 0,800).

Dois argumentos justificam o uso da variável escolaridade, primeiro, escolaridade reduz o crime porque aumenta o custo de oportunidade de entrar na atividade ilegal, desta forma o sinal esperado seria negativo. O segundo é que mais escolaridade aumenta a habilidade do criminoso na prática do crime. O efeito da criminalidade, para o segundo argumento, seria positivo. Entretanto, o sinal do efeito da escolaridade sobre a

criminalidade não é de fácil determinação. A fim de captar o efeito da escolaridade, utilizamos o índice IDESE do bloco de educação o qual é formado pela taxa de abandono do ensino fundamental (INEP²⁴), taxa de reprovação do ensino fundamental (INEP), taxa de atendimento do ensino médio (INEP e Censo Demográfico 2000²⁵) e taxa de analfabetismo de pessoas de 15 anos e mais de idade (Censo Demográfico 2000 e PNAD²⁶).

A pobreza reduz o custo de oportunidade de entrar na atividade ilegal. Diversos autores relacionam pobreza com desorganização social. Se aceitarmos que a existência de elevados índices de desorganização social, e conseqüentemente a pobreza, torna mais difícil encontrar e punir criminosos; temos que, quanto maior a pobreza e a desorganização social maiores as taxas de criminalidade. Utilizamos como *proxy* para pobreza o IDESE do bloco de saneamento e domicílio (FEE/RS), o qual é formado pelo percentual de domicílios abastecidos com água (rede geral), percentual de domicílios atendidos com esgoto sanitário (rede geral de esgoto ou pluvial) e a média de moradores por domicílio (Censo Demográfico 2000 e PNAD do IBGE).

A posse de drogas é utilizada para controlar a presença de atividades ilícitas sobre a taxa de crimes. Municípios com grande produção e/ou mercado consumidor de drogas têm grandes oportunidades lucrativas para atividades criminosas (SANTOS e KASSOUF, 2007). Além disso, indivíduos dependentes de drogas são mais propensos a cometerem crimes com motivações econômicas para sustentar o vício. Deste modo, utilizamos o número de ocorrências registradas (fato consumado) de posse de entorpecentes e tráfico de entorpecentes municipais per capita, os dados foram obtidos junto a Secretaria de Segurança do Estado do Rio Grande do Sul.

A tabela 1 resume os impactos esperados das variáveis explicativas.

²⁴ Ministério da Educação.

²⁵ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

²⁶ Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD-IBGE).

Tabela 1 – Variáveis explicativas para furtos (crime)

Variáveis Explicativas	Terminologia	Sinal Esperado
Taxa de urbanização	Urbanização	Positivo
IDESE renda	Renda	Não definido
IDESE educação	Educação	Não definido
IDESE saneamento e domicílios	Pobreza	Positivo
Posse e tráfico de entorpecentes	Drogas	Positivo

A fim de identificar a colineariedade entre as variáveis, apresentamos, na tabela 2, a correlação simples entre as variáveis explicativas para os dados agrupados. Os resultados empíricos apresentados pela literatura de crime podem ser viesados²⁷, devido à forte colineariedade entre as variáveis explicativas utilizadas nos modelos econométricos.

Tabela 2 – Correlações entre as variáveis explicativas (dados 2002-08)

	Urbanização	Renda	Pobreza	Educação	Drogas
Urbanização	1,0000				
Renda	0,4530	1,0000			
Pobreza	0,7487	0,3829	1,0000		
Educação	0,1414	0,3843	0,2075	1,0000	
Drogas	0,5039	0,1810	0,3511	0,0432	1,0000

Os dados da tabela 2 não indicam colineariedade forte entre as variáveis. Dessa forma, utilizaremos todas as variáveis propostas para a análise de dados em painel para a criminalidade gaúcha.

III.5 Resultados

A tabela 3 apresenta as estimativas dos determinantes das taxas de crime contra o patrimônio (furtos por cem mil habitantes) nas cidades gaúchas. Nas duas primeiras estimativas (colunas 1 e 2) utilizamos o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com dados empilhados, onde o efeito individual não é levado em consideração.

²⁷ Para um survey sobre implicações da colineariedade forte entre as variáveis de crime e suas implicações na estimação, ver Land, McCall e Cohen (1990).

Utilizamos a estimação por MQO somente para efeito de comparação. As demais colunas apresentam os resultados estimados por dados em painel. As colunas (3) e (4) apresentam regressões por efeitos aleatórios (EA), e as colunas (5) e (6) apresentam regressões por efeitos fixos (EF).

Aplicando o teste Breusch-Pagan²⁸, o qual testa a hipótese nula de não existência de efeito não-observável (variância do componente não-observado zero), ao modelo EA (3), rejeita-se a hipótese nula a 1% de confiança. Ou seja, concluímos que existe componente de heterogeneidade. Se a hipótese nula fosse aceita, o estimador de MQO com dados empilhados poderiam ser apropriados (BALTAGI, 1995).

Dada a existência da heterogeneidade, aplicamos o teste de Hausman para verificar se o componente não-observado é correlacionado com as variáveis explicativas. O resultado do teste de Hausman para equação (3) indicou correlação a 1% de confiança. Isto indica que a estimação por efeitos aleatórios não gera estimadores consistentes para o modelo. Logo, a estimativa por efeitos fixos é preferível. Os resultados, do modelo de efeitos fixos (5) para as variáveis de urbanização, renda, pobreza e educação são significativas a 1% de confiança, e os sinais foram os esperados.

Na quarta e na sexta colunas introduzimos a variável mercado de drogas. Novamente utilizamos o modelo de regressão EA e EF. Para testar a existência de heterogeneidade entre os municípios, aplica-se o teste Breusch-Pagan para o modelo de efeito aleatório (EA), coluna (4). O resultado sugere claramente que existe efeito individual, com um nível de significância de 1%. Pelo teste de especificação de Hausman para a equação (4), identificamos que há correlação entre os efeitos municipais não-observados e as variáveis explicativas do modelo, com um nível de confiança de 1%. Assim, o modelo de efeitos fixos (coluna 6) é o melhor modelo entre as duas alternativas (4 e 6).

Cabe ressaltar que os resultados obtidos pelos modelos são distintos, isto é, apesar da significância da maioria das variáveis em ambos modelos, os coeficientes estimados por efeitos aleatórios são relativamente distintos aos do modelo recomendado pelos testes

²⁸ Este teste é baseado no princípio do multiplicador de Lagrange (ML).

(efeitos fixos), um ponto importante a ser destacado é a mudança do sinal das variáveis de pobreza e de educação, de negativo para positivo, quando empregado o modelo de efeitos fixos. Assim, notamos um significativo ganho informacional nas estimativas obtidas por efeito fixo.

Tabela 3 – Modelo econométrico para furtos

Variáveis	MQO	MQO	EA	EA	EF	EF
Independentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Urbanização	1,7800 (0,000)	1,3149 (0,000)	1,8109 (0,000)	1,5022 (0,000)	5,1123 (0,000)	5,0053 (0,000)
Renda	0,6550 (0,000)	0,7563 (0,000)	1,3320 (0,000)	1,2725 (0,000)	1,7501 (0,000)	1,7158 (0,000)
Pobreza	0,0577* (0,579)	0,0891* (0,371)	-0,1238* (0,505)	-0,0691* (0,684)	47,4793 (0,000)	47,1705 (0,000)
Educação	-2,5125 (0,000)	-2,4506 (0,000)	-1,7104 (0,002)	-1,8198 (0,000)	5,5548 (0,000)	5,5262 (0,000)
Drogas	-	353,7671 (0,000)	-	231,6884 (0,000)	-	112,3417 (0,001)
Constante	7,6848 (0,000)	7,6861 (0,000)	0,6058 (0,000)	6,8073 (0,000)	-18,2849 (0,000)	-18,4606 (0,000)
R ²	0,4108	0,4624	0,4025	0,4494	0,2556	0,2567
Hausman test	-	-	272,32 (0,0000)	321,39 (0,0000)	-	-
Breusch-Pagan test	-	-	1056,51 (0,0000)	793,49 (0,0000)	-	-
Observações	2470	2470	2470	2470	2470	2470

Os valores entre parênteses são o *p-value* das variáveis. *: denota variável não significativa.

Os resultados (coluna 6) indicam que taxa de urbanização, renda, pobreza, educação e drogas afetam positivamente o nível de furtos.

O impacto positivo e significativo da variável taxa de urbanização em todas as estimações sustenta as seguintes hipóteses: (i) os custos de planejamento e execução do crime são reduzidos em perímetros urbanos devido a maior troca de informações entre os

criminosos e potenciais criminosos (GLAESER et al, 1992), e (ii) o anonimato incrementa a criminalidade em áreas urbanas (SANTOS e KASSOUF, 2007; SACHSIDA et al, 2009).

A variável de renda é uma *proxy* para os retornos esperados do crime. Ela está associada tanto aos retornos quanto aos custos do crime. O sinal positivo e significativo encontrado evidencia retornos ao crime. Em todos os modelos a variável foi positiva e significativa a 1% de confiança.

A variável de pobreza também apresentou impacto positivo sobre a criminalidade no Rio Grande do Sul. Este resultado sustenta a hipótese de que pobreza reduz o custo de oportunidade de entrar na atividade ilegal. Glaeser e Sacerdote (1999) e Oliveira (2005) também encontram impacto positivo da pobreza sobre a taxa de crimes per capita.

Como discutido anteriormente, o efeito da educação não é bem definido pela literatura. Por um lado tanto o nível de escolaridade quanto a manutenção dos alunos na escola pode aumentar o custo de oportunidade de engajar-se na atividade ilegal, por outro lado, mais escolaridade aumenta a habilidade e eficiência da prática do crime. Para este último argumento, espera-se sinal positivo. Ehrlich (1973) encontrou resultados positivos. Nas estimativas, o impacto da educação encontrado foi positivo e significativo a 1% de confiança. Esse resultado parece reforçar o argumento de maior eficiência dos criminosos para prática de furtos, na medida em que eles podem planejar e desenvolver crimes de modo mais eficiente devido ao maior capital humano.

O impacto positivo e significativo da variável drogas vai ao encontro do trabalho de Fajnzylber et al (1998), Grogger e Willis (2000), Corman e Mocan (2000), Carneiro et al (2005) e Santos e Kassouf (2007). Ou seja, confirma-se a hipótese de que o uso de drogas e/ou a existência de um mercado de drogas impacta positivamente a criminalidade. Assim como argumenta Santos e Kassouf (2007), este resultado sugere que as estimações que buscam determinar os componentes socioeconômicos do crime devem considerar o mercado de drogas como controle.

III.6 Considerações Finais

Neste artigo consideramos os efeitos de alguns aspectos sociais e do mercado de drogas sobre a taxa de criminalidade (crimes contra o patrimônio). A análise considerou dados em painel para todos os municípios gaúchos de 2002 a 2008. Os resultados obtidos vão ao encontro dos resultados de Carneiro et al (2005) e Santos e Kassouf (2007) para o Brasil, e os trabalhos de Fajnzylber et al (1998), Grogger e Willis (2000), Corman e Mocan (2000) para literatura empírica internacional.

Estimamos modelos por mínimos quadrados ordinários (MQO) com dados empilhados, modelo de dados em painel por efeitos aleatórios (EA) e por efeitos fixos (EF) a fim de verificar o impacto do mercado de drogas sobre a taxa de criminalidade. A principal conclusão do trabalho é que, de fato, a hipótese de relação positiva entre o mercado de drogas e a criminalidade em nível municipal (Rio Grande do Sul) não foi refutada. Ou seja, a hipótese de que a presença de atividades ilegais lucrativas implica em maiores retornos para a criminalidade, elevando as taxas de crime, foi aceita. Além disso, os resultados mostraram que a taxa de urbanização, índice de renda, índice de pobreza e índice de educação apresentaram impactos positivos e significativos sobre a criminalidade.

Os resultados são importantes porque sugerem que as estimações que buscam determinar os componentes socioeconômicos do crime devem considerar o mercado de drogas como controle. E, além disso, pelos resultados pode-se concluir que políticas públicas de combate ao tráfico e ao uso de drogas reduziriam a taxa de criminalidade contra o patrimônio no Rio Grande do Sul.

REFERÊNCIAS

CAPÍTULO I

AKERLOF, G. A. "Labor Contracts as Partial Gift Exchange," *Quarterly Journal of Economics*, 97, p543-69, 1982.

ARBACHE, J. Wage differentials in Brazil: theory and evidence. *Journal of Development Studies*, 38(2):691–714, 2001.

ARROW, K. J.; **Insurance, Risk and Resource Allocation**. In Essays in the Theory of Risk Bearing. Chicago: Markham. 1971.

AUTOR, D. Lecture Note: Efficiency wages, the Shapiro-Stiglitz Model. *MIT e NBER*, 2003.

BROWN, S. e SESSIONS, J. Wages, Supervision and Sharing: An Analysis of the 1998 Workplace Employee Relations Survey. *Technical Report 02/7, Department of Economics, University of Leicester*. 2001.

BRUNELLO, G. The Relationship between Supervision and Pay: Evidence from the British New Earnings Survey. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(3):309–321. 1995.

DEATON, A. Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30:109{126. 1985.

DIAMOND, P. A., e MIRRLEES, J. A.; A Model of Social Insurance with Variable Retirement. *Journal of Public Economics*, 13, 295-336, 1978.

ESTEVEES, L.; Salário eficiência e esforço de trabalho: evidências da indústria brasileira de construção. *Revista EconomiA*, Brasília (DF), v9, n.2, p.327-341, mai/ago, 2008.

ESTEVEES, L.; Uma nota sobre intensidade de supervisão nas indústrias brasileiras. *Revista Brasileira de Economia*, 60:235-246, 2006.

EWING, B. e PAYNE, J. The Trade-Off between Supervision and Wages: Evidence of Efficiency Wages from the NLSY. *Southern Economic Journal*, 66(2):424–433, 1999.

GORDON, D. Who Bosses Whom? The Intensity of Supervision and the Discipline of Labor. *The American Economic Review*, 80(2):28–32, 1990.

GRONAU, R. Wage comparisons: A selectivity bias. *Journal of Political Economy*, 82(6):1119{1155, 1974.

GROSHEN, E. e KRUEGER, A. The Structure of Supervision and Pay in Hospitals. *Industrial and Labor Relations Review*, 43(3):134–146, 1990.

GROSSMAN, S. J., e HART, O. D.; An Analysis of the Principal-Agent Problem. *Econometrica*, 51, 7-45, 1983.

HAUSMAN, J. A. e TAYLOR, W. Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, 49(6):1377-1398, 1981.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1):153-161, 1979.

HOLMSTROM, B.; Moral Hazard and Observability. *Bell Journal of Economics*, 10, 74-91, 1979.

KASSOUF, A. L. Wage rate estimation using heckman procedure. *Revista de Econometria*, XIV(1):89-107, 1994.

LEIBENSTEIN, H. The theory of underemployment in backward economies. *The Journal of Political Economy*, n.2, April, p.91-103, 1957.

LEONARD, J. Carrots and Sticks: Pay, Supervision, and Turnover. *Journal of Labor Economics*, 5(4):136-152, 1987.

LOUREIRO, P. R. A. & GALVÃO, F. G. Discriminação no mercado de trabalho: Uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia Aplicada*, 5(3): 519-545, 2001.

MIRRELES, J. A.; **The Theory of Moral Hazard and Unobservable Behavior: Part I.** Nuffield College, Oxford, Mimeo, 1975.

MIRRELES, J.A.; **The Implications of Moral Hazard for Optimal Insurance.** Seminar given at conference held in honor of Karl Borch, Bergen, Norway, Mimeo, 1979.

MIRRELES, J.A.; The Optimal Structure of Incentives and Authority Within an Organization. *Bell Journal of Economics*, 7, 105-131, 1976.

NEAL, D. Supervision and Wages Across Industries. *The Review of Economics and Statistics*, 75(3):409-417, 1993.

PAULY, M.; The Economics of Moral Hazard: Comment. *American Economic Review*, 58(1968), 531-536.

REBITZER, J. B., "Is There a Trade-Off between Supervision and Wages? – An Empirical Test of Efficiency Wage Theory," *Journal of Economic Behavior and Organization*, 28, 107-29, 1995.

ROSS, S. A.; The Economic Theory of Agency: The Principal's Problem. *American Economic Review*, 63, 134-139, 1973.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P.R.A.; MENDONÇA, M. J. C. Um Estudo Sobre Retorno em Escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 58(2):249-265. Abr/jun, 2004.

SALOP, S. C.; A Model of the Natural Rate of Unemployment. *American Economic Review*, March 1979, 69, p117-25, 1979.

SHAPIRO, C. e STIGLITZ, J.; Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review*, 74:433–444, 1984.

SILVA, N. D. V. e KASSOUF, A. L. Mercados de trabalho formal e informal: Uma análise da discriminação e da segmentação. *Nova Economia*, 10(1):41, 77, 2000.

SPENCE, M., e R. ZECKHAUSER.; Insurance, Information, and Individual Action. *American Economic Review*, 61, 380-387, 1971.

STIGLITZ, J. E.; Incentives and Risk Sharing in Sharecropping. *Review of Economic Studies*, 61, 219-256, 1974.

STIGLITZ, J.E. Alternative theories of wage determination and unemployment in LDCs: the labor turnover model. *Quarterly Journal of Economics*, v.88, n.2, May, p.194-227, 1974.

ZECKHAUSER, R.; Medical Insurance: A Case Study of the Trade-Off Between Risk Spreading and Appropriate Incentives. *Journal of Economic Theory*, 2, 10-26, 1970.

CAPÍTULO II

AKERLOF, G. A. "Labor Contracts as Partial Gift Exchange," *Quarterly Journal of Economics*, 97, p543-69, 1982.

BARTEL, A. P. e BORJAS G. J. Middle-age job mobility. **Working paper, NBER**, New York, 1976.

BARTEL, A. P. Job mobility and earnings growth. **Working paper, NBER**, New York, 1975.

BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, pg. 9-49, Outubro. 1962.

BURTON, J.F. e PARKER, J. E., Inter-industry variations in voluntary labor mobility. *Industrial and Labor Relations*. Rev.22, n.2, pg. 199-216, jan., 1969.

CAMERON, S. V. e HECKMAN, J. The dynamics of educational attainment for black, hispanic, and white males. *Journal of Political Economy*, 109(3):455{99. 2001.

GONZAGA, G. Rotatividade e qualidade do emprego no Brasil. *Revista de Economia Política*, v.18, n.1 (69), jan-mar, 1998.

GRONAU, R. Wage comparisons: A selectivity bias. *Journal of Political Economy*, 82(6):1119{1155. 1974.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1):153{161. 1979.

KASSOUF, A. L. Wage rate estimation using heckman procedure. *Revista de Econometria*, XIV(1):89{107. 1994.

LEIBENSTEIN, H. The theory of underemployment in backward economies. *The Journal of Political Economy*, n.2, April, p.91-103, 1957.

LOUREIRO, P. R. A. e GALVÃO, F. G. Discriminação no mercado de trabalho: Uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia Aplicada*, 5(3):519{545. 2001.

ORELLANO, V., e PAZELLO, E. Evolução e determinantes da rotatividade da mão-de-obra nas firmas da indústria paulista na década de 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, PPE, v.36, n.1, abr, 2006.

PENCAVEL, J. H., Wages, Specific Training, and Labor turnover in U.S. Manufacturing Industries. *International Economic Review*, v.13, n.1, pg. 53-64, fev. 1972.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P.R.A.; MENDONÇA, M. J. C. Um Estudo Sobre Retorno em Escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 58(2):249-265. Abr/jun, 2004.

SALOP, S. C.; A Model of the Natural Rate of Unemployment. *American Economic Review*, March 1979, 69, p117-25, 1979.

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

SHAPIRO, C. e STIGLITZ, J.; Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review*, 74:433-444, 1984.

SILVA, N. D. V. e KASSOUF, A. L. Mercados de trabalho formal e informal: Uma análise da discriminação e da segmentação. *Nova Economia*, 10(1):41-77. 2000.

STIGLITZ, J.E. Alternative theories of wage determination and unemployment in LDCs: the labor turnover model. *Quarterly Journal of Economics*, v.88, n.2, May, p.194-227, 1974.

STOIKOV, V. e RAIMON, R. Determinants of Differences in the Quit Rate among Industries. *The American Economic Review*, Vol. 58, No. 5 (Dez), pp. 1283-1298. 1968.

CAPÍTULO III

- BALTAGI, B.H. **Econometric analysis of panel data**. Wiley, New York, 1995.
- BECKER, G. S. Crime and punishment: An economic approach. *The Journal of Political Economy*, 76 (2) pg. 169-217, 1968.
- CAMERON, S. The economics of crime deterrence: a survey of theory and evidence. *Kyklos*, vol. 41 (2), pg. 301-323, may 1988.
- CARNEIRO, F. G., LOUREIRO, P. R. A., e SACHSIDA, A. Crime and social interactions: A developing country case study. *The Journal Socio-Economics*, 34 pg. 311-318, 2005.
- CERQUEIRA, D. e LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: Arcabouços teóricos e resultados empíricos. *Dados - Revista de Ciências Sociais*, 47(2) pg. 233-269, 2004.
- CORMAN, H. e MOCAN, H. N. A time-series analysis of crime, deterrence and drug abuse in New York city. *The American Economic Review*, 90(3) pg.584-604, 2000.
- EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 81(3) pg.526-536, 1973.
- FAJNZYLBER, P. e ARAUJO JUNIOR, A. F. Violência e criminalidade. In Lisboa, M. B. e Menezes Filho, N. A., editors, *Microeconomia e Sociedde no Brasil*, pg. 333-394. Contra Capa, Rio de Janeiro, 2001.
- FAJNZYLBER, P., LEDERMAN, D., e LOAYZA, N. Determinants of crime rates in Latin America and the world: Viewpoints. *Washington: The World Bank*, 42p, 1998.
- FLEISHER, B. M. The effect of income on delinquency. *The American Economic Review*, 61(1) pg. 118-137, 1966.
- FLEISHER, B. M. The effect of unemployment on juvenile delinquency. *The Journal of Political Economy*, 71(6) pg. 543-555, 1963.
- FREEMAN, R. B. Crime and the job market. Cambridge, M.A. *NBER working paper*, n.4910, 1994.
- GLAESER, E. L. e KALLAL H. D. e SCHEINKMAN J. A. e SHLEIFER A. Growth in Cities, *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 100(6), pg. 1126-52, December, 1992.
- GLAESER, E.L. e SACERDOTE, B. Why Is There More Crime in Cities? *The Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. S6, pg. S225-S258, December, 1999.
- GROGGER, J. e WILLIS, M. The emergence of crack cocaine and the rise in urban crime rates. *The Review of Economics and Statistics*, 82 (4), pg. 519-529, 2000.

LAND, K. C., McCALL, P. L., e COHEN, L. E. Structural covariates of homicide rates: are there any invariances across time and social space? *The American Journal of Sociology [AJS]*, 95, pg.922–963. 1990.

MENDONÇA, M. J. C. Criminalidade e violência no Brasil: Uma abordagem teórica e empírica. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 2(1) pg. 33-49. 2002.

OLIVEIRA, C. A. **Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: Um enfoque da economia do crime.** In **XXXIII Encontro Nacional de Economia. ANPEC, Natal.** Disponível em: <http://econpapers.repec.org/paper/anpen2005/152.htm> Acesso em 15 de fevereiro de 2011. 2005.

SACHSIDA, A. MENDONÇA, M. J. C., LOUREIRO, P. R. A., GUTIERREZ, M. B. S. Inequality and criminality revisited: evidence from Brazil. *Empirical Economics*, 39 (1), pg. 93-109. 2009.

SANTOS, M. J. e KASSOUF, A. L. Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. *Revista EconomiA*, 8(2) pg.187-210. 2007.

SANTOS, M. J. e KASSOUF, A. L. Estudos Econômicos das Causas da Criminalidade no Brasil: Evidências e Controvérsias. *Revista EconomiA* (Brasília).volume 9, número 2, pg.343-372, maio/ago 2008.