

# Salário Eficiência e Esforço de Trabalho: Evidências da Indústria Brasileira de Construção \*

Luiz A. Esteves<sup>†</sup>

22 de Agosto de 2008

## Resumo

O objetivo deste artigo é testar empiricamente a relação entre salários e esforço para a indústria brasileira de construção civil. Tal relação é advogada por modelos de salário eficiência, mais especificamente, as versões *Shirking Model* e *Labor Discipline Model*. Como a variável esforço não é verificável, testes empíricos para tal teoria são obtidos indiretamente por meio de testes da relação negativa entre salários e intensidade de supervisão e/ou por meio da relação negativa entre salários e probabilidade de demissão. Este artigo explora ambas as opções disponíveis e, em ambos os casos, a hipótese de salário de eficiência é corroborada.

*Palavras-Chave:* Modelos de Salário Eficiência, Modelos de Corte Seccional, Modelos de Dados em Painel, Base de Dados Trabalhador-Empresa. *Cod. JEL:* J31, J41,C21,C23.

---

\*O autor é grato aos comentários e sugestões de Samuel Bowles, Ana Rute Cardoso, Karen van der Wiel, Christian Pfeifer e Anna Elisabeth Thum. O autor agradece ainda o suporte fornecido pela DISET/IPEA e, em especial, a assistência de Hélio Doyle.

<sup>†</sup>Universidade Federal do Paraná & Università di Siena, Email: [esteves@ufpr.br](mailto:esteves@ufpr.br)

# 1 Introdução

Modelos de salário eficiência incorporam a idéia de que as empresas obteriam melhores resultados econômicos ao pagarem, a seus funcionários, salários superiores aos estabelecidos pelo mercado (*market clearing wage*). Vários são os argumentos teóricos que justificam o pagamento de salário eficiência. Neste artigo estaremos exclusivamente interessados na versão de salário eficiência cujo objetivo é a extração de maior intensidade de esforço dos trabalhadores. Tal versão de salário eficiência é conhecida na literatura como *shirking model* ou *labor discipline model*.

Os trabalhos teóricos mais importantes sobre a versão *shirking* da teoria de salário eficiência são Shapiro & Stiglitz (1984), Bowles (1985) e Bulow & Summers (1986). Um ponto em comum em todos estes artigos é o de formalizar as relações de trabalho entre empregados e empregadores como um problema de agente (empregados) e principal (empregadores). O problema de agente-principal surge por conta de assimetria de informação entre as partes envolvidas.

No caso específico das relações de trabalho, o problema de informação assimétrica surge por conta da impossibilidade, por parte do empregador, de obter informação completa sobre a decisão do empregado quanto ao nível de intensidade de esforço a ser despendido pelo mesmo, enquanto o produto da firma será de conhecimento de ambas as partes envolvidas. Esta impossibilidade justifica-se, por sua vez, pela imperfeição de monitoramento do esforço despendido pelos empregados e os custos que esta atividade de supervisão requer.

Neste sentido, a elaboração de um contrato de emprego de compra e venda de intensidade de esforço de trabalho é inviabilizada, restando assim a possibilidade alternativa de elaboração de um contrato incompleto de emprego onde as horas de trabalho e a remuneração são objetos de negociação, porém a intensidade de esforço despendida pelos empregados no período contratado não seria contemplada nas cláusulas contratuais.

Dado o caráter incompleto do contrato de emprego, onde a intensidade de esforço não seria objeto de especificação em suas cláusulas e, dado o papel da intensidade de esforço nas funções de produção e lucro da firma, torna-se relevante a necessidade de monitoramento por parte da empresa com o objetivo de extrair valores positivos de intensidade de esforço dos trabalhadores.

Nestes modelos o empregador manipula incentivos e punições (*carrots and sticks*) com

o objetivo de persuadir os trabalhadores a implementarem um nível elevado de esforço em suas tarefas. Neste sentido, incentivos na forma de prêmios salariais e punições na forma de demissões resultantes das atividades de monitoramento implicariam em maiores níveis de esforço despendidos pelos trabalhadores.

Neste trabalho são apresentados dois modelos teóricos alternativos que capturam esta relação entre salários e esforço. O primeiro modelo é o de Shapiro & Stiglitz (1984) onde a bem conhecida *non shirking condition* é derivada. O segundo modelo é o de Bowles (2004) onde uma equação de probabilidade de demissão (*probability of termination*) para os trabalhadores é derivada em função da taxa de salário.

Testes empíricos são fornecidos para ambos os modelos teóricos mencionados acima. Estimativas econométricas utilizando modelos de corte seccional e modelos de dados de painel corroboram as hipóteses prescritas por ambos os modelos teóricos.

Este trabalho é composto da seguinte maneira: (i) a primeira seção é dedicada para a apresentação do referencial teórico a ser objeto de testes empíricos; (ii) a segunda seção é dedicada para a descrição dos dados utilizados, bem como para a apresentação e análise dos resultados obtidos a partir dos diferentes tratamentos econométricos; e (iii) a terceira e última seção é destinada para conclusões e considerações finais.

## 2 Referencial Teórico

### 2.1 *Shirking Model*

O modelo assume uma quantidade fixa de trabalhadores idênticos cuja utilidade é  $U = (w - e)$ , com  $w$  representando a taxa de salário e  $e$  o esforço. A escolha dos trabalhadores em relação ao esforço é restrita a dois valores:  $e = 0$  (*shirker*) e  $e > 0$  (*non-shirker*).

Trabalhadores com esforço  $e > 0$  sempre estarão empregados ao salário  $w$ . Já os trabalhadores que optam pela estratégia  $e = 0$  correm o risco de serem demitidos com uma probabilidade igual a  $q$  a cada período (ou unidade) de tempo. No caso de estarem desempregados, os trabalhadores gozam de um benefício igual a  $b$ .

O trabalhador que escolhe a estratégia *shirking* alterna entre períodos de empregabilidade e de desemprego, onde  $\theta$  é fração de tempo no qual o trabalhador *shirker* permanece empregado.

As funções de utilidades para os trabalhadores *non-shirker* e *shirker* são, respectivamente, iguais a:

$$U^N = (w - e) \quad (1)$$

e

$$U^S = (\theta)w + (1 - \theta)b \quad (2)$$

Com o objetivo de extrair níveis de esforço positivos de seus trabalhadores, a firma escolhe uma taxa de salário,  $w$ , que implique em um resultado para os trabalhadores onde  $U^N > U^S$  (*non-shirking condition*), ou seja, uma taxa de salário igual a:

$$w > b + \frac{1}{1 + \theta}e \quad (3)$$

Consideremos agora que  $q$  seja a probabilidade do trabalhador *shirker* ser pego em ato de desídia e, conseqüentemente, demitido a cada período (ou unidade) de tempo. Nestes termos, a duração esperada de emprego para este trabalhador será  $1/q$ .

Se  $\rho$  é a probabilidade na qual um trabalhador desempregado encontre um posto de trabalho por período (ou unidade) de tempo, então a duração esperada do período de desemprego será  $1/\rho$ . Dadas estas considerações, podemos escrever  $\theta$  da seguinte maneira:

$$\theta = \frac{\frac{1}{q}}{\frac{1}{q} + \frac{1}{\rho}} \quad (4)$$

Substituindo a expressão (4) em (3), temos:

$$w > b + \left(1 + \frac{\rho}{q}\right)e \quad (5)$$

A equação acima aponta uma relação positiva entre esforço  $e$  e salário  $w$ . Como já mencionado anteriormente, o nível de esforço de trabalho não é verificável, logo um teste empírico da relação entre  $w$  e  $e$  não é possível.

Alternativamente, pode-se verificar que a equação (5) aponta um *trade-off* entre salários ( $w$ ) e a probabilidade do trabalhador *shirker* ser pego e demitido ( $q$ ). Caso  $q$  varie positivamente com a intensidade de supervisão da firma (quanto maior a intensidade de supervisão, maior a probabilidade de se detectar um trabalhador *shirker*) é possível também inferir sobre um *trade-off* entre salários e intensidade de supervisão.

A grande maioria dos trabalhos empíricos que testam a versão *shirking* da teoria de salário eficiência utilizam o *trade-off* entre salários e intensidade de supervisão como hipótese central. O maior problema nos testes empíricos da versão *shirking* repousa sobre a escolha da variável *proxy* para representar a intensidade de supervisão. As variáveis *proxies* mais utilizadas para este propósito são: (a) o tamanho da firma (geralmente utiliza-se a quantidade média de trabalhadores empregados na firma em um dado período de tempo); e (b) a razão supervisores/número de empregados em uma determinada firma ou indústria (conhecida na literatura como *span of control*).

Neste trabalho utilizar-se-á a variável *span of control* como *proxy* para intensidade de supervisão. Embora as informações sobre o tamanho das firmas estejam disponíveis nas bases de dados utilizadas neste trabalho, o presente autor não considera adequado o uso do tamanho de firma como *proxy* para intensidade de supervisão. Para tanto, cabe esclarecer aqui por qual motivo o tamanho da firma seria considerada uma variável *proxy* para intensidade de supervisão.

O argumento neste caso é o de que empresas de maior porte teriam maior dificuldade para monitorar seus trabalhadores. Como a substitutibilidade entre salários e supervisão é um resultado prescrito pela teoria de salário eficiência em sua versão *shirking*, estas empresas es-

tariam dispostas a substituir supervisão por pagamento de salários maiores a seus empregados com o objetivo de extrair maior intensidade de esforço dos mesmos.

Nos testes empíricos da abordagem acima descrita, o pesquisador busca encontrar uma relação positiva entre salários e tamanho da firma (alternativamente à busca da relação negativa entre salário e razão supervisores / empregados). Porém, um problema relacionado a este tipo de teste é que outros fatores poderiam estar contribuindo para uma correlação positiva entre salários e tamanho da firma. Uma hipótese alternativa é que empresas maiores pagam salários maiores para compensar eventuais desvantagens que tais ambientes proporcionam, por exemplo, a impessoalidade das relações dentro destes tipos de organizações<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup>Brown & Medoff (1989) analisam detalhadamente os determinantes da relação entre tamanho da firma e salários.

## 2.2 Labor Discipline Model

O presente modelo é desenvolvido por Bowles (2004) e é uma variante do modelo de Bowles (1985). Neste modelo o empregador conhece a função de reação (*best-effort response*) dos trabalhadores,  $e(w, m, z)$ , dada a taxa de salário,  $w$ , o nível de monitoramento,  $m$ , e uma opção de rendimento alternativo ao emprego (*fallback option*) determinada exogenamente,  $z$ .

No início de cada período o empregador seleciona e anuncia: (a) uma probabilidade de demissão,  $t(e, m) \in [0, 1]$  com  $t_e < 0$  e  $t_m > 0$ : (b) uma taxa de salário,  $w$ , e: (c) um nível de monitoramento por hora de trabalho contratado,  $m$ .

A função de utilidade do trabalhador em cada período de tempo é  $u = u(w, e)$  com  $u_w \geq 0$  e  $u_e \leq 0$ . O trabalhador varia  $e$  para maximizar o valor presente de utilidade esperada sobre um período infinito, dada a taxa de preferência de tempo  $i$ . O valor presente de utilidade esperada pode ser expresso da seguinte maneira:

$$v = \frac{u(w, e) + [1 - t(e)]v + t(e)z}{1 + i} \quad (6)$$

Ou, usando a hipótese de estacionaridade:

$$v = \frac{u(w, e) + iz}{i + t(e)} + z \quad (7)$$

O trabalhador selecionará um nível de esforço  $e$ , tal que  $v_e = 0$ , o que implica que:

$$u_e = t_e(v - z) \quad (8)$$

Suponhamos agora que a função de utilidade do trabalhador tenha a seguinte especificação:

$$u = w - \frac{a}{1 - e} \quad (9)$$

Onde  $a$  é uma constante com valor positivo. Suponhamos ainda que a empresa não incorra em custos para monitorar o trabalhador<sup>2</sup>. Tal simplificação possibilita-nos expressar a função

---

<sup>2</sup>Bowles (2004) contesta o argumento de que os contratos de compra e venda de trabalho sejam incompletos por conta da impossibilidade de monitoramento perfeito ou dos custos que tal atividade requer nos seguintes termos: "Incomplete information occurs when some information relevant at the outset of interaction is not revealed to at least one party. It is sometimes suggested that asymmetric information is the source of contractual incompleteness. But this is not quite right. What counts for the feasibility of a complete and third-party-enforceable contract is not only whether the relevant information is known, but also whether information is verifiable, that is admissible in a court of law or some other body that is capable of enforcing its terms". Esta diferença tem implicações interessantes, pois até mesmo no caso de monitoramento perfeito (ou sem custos),

de probabilidade de demissão nos seguintes termos:

$$t = 1 - e \quad (10)$$

Tal expressão garante que  $t(e, m = 0) \in [0, 1]$ , uma vez que,  $e$  poderá variar entre 0 e um valor positivo, porém menor do que 1 (veja que na especificação da forma funcional da utilidade do trabalhador que este jamais escolherá um nível de esforço  $e = 1$ , pois isto implicaria na obtenção de uma desutilidade infinita do trabalho).

Suponhamos adicionalmente que  $i$  e  $z$  sejam iguais a zero<sup>3</sup>. Tais simplificações permitem-nos reescrever a equação (7) como segue:

$$v = \frac{u(w, e)}{t(e)} = \frac{w - \frac{a}{(1-e)}}{(1-e)} \quad (11)$$

Lembre-mos de que o trabalhador selecionará um nível de esforço  $e$ , tal que  $v_e = 0$ , ou seja, que  $u_e = t_e(v - z)$ . Da equação (10) sabemos que  $t_e = -1$ , logo o nível de esforço que maximiza a utilidade esperada do trabalhador será:

$$e = 1 - \frac{(1+a)}{w} \quad (12)$$

Na equação (12) é possível verificar que as firmas apenas estarão aptas a extrair níveis de esforço positivos de seus trabalhadores caso paguem um salário,  $w$ , superior a  $1+a$  (*non-shirking condition*). Substituindo o resultado da equação (12) na função de probabilidade de demissão (equação 10) temos que:

$$t = \frac{(1+a)}{w} \quad (13)$$

O resultado acima sugere um *trade-off* entre a probabilidade de demissão e salários, onde  $t$  tenderá a 1 caso a firma pague um salário igual a  $1+a$  (não atendendo a NSC), e  $t$  tende a 0 caso o salário pago pela firma seja infinito. Esta hipótese (o *trade-off* entre probabilidade

---

o problema com contratos incompletos permanecerá por conta de informação não verificável em tribunais e cortes.

<sup>3</sup>Estas simplificações garantirão um fechamento com solução trivial para o modelo. Podemos considerar  $z = 0$  uma restrição plausível, uma vez que, a exemplo da legislação brasileira, o trabalhador demitido por justa causa (por ato de desídia e mau comportamento) não é beneficiado pelos programas de assistência ao desemprego (seguro desemprego). Logo, na ausência de qualquer fonte de renda alternativa para tal trabalhador, a hipótese de  $z=0$  é plenamente aplicável. Já no caso de  $i = 0$  a simplificação é muito restritiva e pouco plausível.



de demissão e salários) será empiricamente testada na próxima seção.

## 3 Resultados

### 3.1 Dados

Os dados utilizados para o teste empírico foram obtidos nas bases da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), anos de 2003 e 2004. A amostra dispõe de informações individuais de 637.527 trabalhadores (ano 2003) e 635.121 trabalhadores (ano 2004) do setor formal de construção civil. A amostra também dispõe de informações individuais de 12.329 empresas (ano 2003) e 12.082 empresas (ano 2004) do setor de construção localizadas nos municípios de Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo.

A justificativa para a análise do setor de construção repousa sobre três fatores: (1) o setor dispõe de estatísticas específicas de desemprego para os seis municípios relacionados no parágrafo anterior; (2) O setor de construção apresenta, quando comparado com outros setores industriais, uma grande proporção de trabalhadores demitidos por justa causa; (3) Diferentemente de outros setores industriais, a intensidade de supervisão neste setor é praticamente executada por trabalho humano, tornando assim a variável *span of control* uma *proxy* mais realista para intensidade de supervisão.

### 3.2 O Modelo Econométrico - *Shirking Model*

O tratamento econométrico inicial aplicado a base de dados utiliza estimativas de mínimos quadrados ordinários da seguinte equação para os anos de 2003 e 2004 (corte seccional), separadamente:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Z_i + \beta_3 S_i + \epsilon_i \quad (14)$$

Onde  $\ln w_i$  é o logaritmo natural do salário horário do indivíduo  $i$ ,  $X_i$  é um vetor de variáveis relacionadas aos atributos do indivíduo  $i$ ,  $Z_i$  é um vetor de variáveis relacionadas aos atributos da firma onde o indivíduo  $i$  está empregado<sup>4</sup>,  $S_i$  é a razão supervisores/supervisionados na empresa onde o indivíduo  $i$  está empregado, os  $\beta$ 's são constantes a serem estimadas e, finalmente,  $\epsilon_i$  representa o erro aleatório.

---

<sup>4</sup>A lista de variáveis relacionadas aos atributos dos trabalhadores e das firmas, bem como suas respectivas estatísticas descritivas, é providenciada na tabela 1 ao final do artigo.

Nestas estimativas utilizar-se-á apenas informações sobre *blue collar workers*, pois a disponibilidade de códigos ocupacionais específicos para supervisores/mestres de obra, pedreiros e serventes de pedreiros possibilita-nos obter uma medida bem acurada da razão supervisores/supervisionados.

Como já discutido nas seções anteriores, a hipótese de salário eficiência estabelece que haja uma relação negativa entre salário e supervisão. Nos termos da equação (14), espera-se que o valor esperado de  $\beta_3$  seja negativo de modo a corroborar a hipótese de salário eficiência.

As estimativas obtidas para o modelo econométrico acima são reportados nas colunas 2 (ano 2003) e 3 (ano 2004) da tabela 2 ao final do artigo. Os valores estimados para  $\beta_3$  são de -0,0025 para o ano de 2003 e de -0,00015 e para o ano de 2004. Embora o sinal de  $\beta_3$  seja negativo para ambos os casos, este não é estatisticamente significativo para o ano de 2004. Os sinais esperados para as outras variáveis explicativas relacionadas aos atributos da firma e dos trabalhadores apresentam, em ambos os anos, sinais teoricamente coerentes e estatisticamente significativos.

Embora as estimativas do modelo acima corroborem, em parte, a teoria de salário eficiência, cabe mencionar que tais resultados devam ser considerados com cautela, uma vez que o modelo econométrico representado na equação (14) sugere que a razão supervisores/supervisionados seja uma variável exógena. Este problema será discutido na próxima subseção.

### 3.3 O Problema da Endogeneidade - *Shirking Model*

Como vimos na seção anterior, o modelo econométrico representado pela equação (14) considera uma hipótese bastante restritiva, à saber, a exogeneidade da variável razão supervisores/supervisionados (*span of control*). Em termos práticos isto implica dizer que a firma, através do processo de maximização de lucros, escolhe o nível de salário a ser pago ao trabalhador (escolha esta amparada na *Non Shirking Condition*), porém a quantidade de supervisores para cada conjunto de trabalhadores será uma variável na qual esta firma não exercerá qualquer controle.

Um aspecto a ser considerado a respeito da endogeneidade da razão supervisores/supervisionados, ou até mesmo da simultaneidade entre a determinação de salários e nível de supervisão, repousa sobre a possibilidade de substitutibilidade entre o insumo trabalho e o insumo supervisão na função de produção de uma firma<sup>5</sup>. A visualização algébrica deste problema

---

<sup>5</sup>A questão da produtividade do fator supervisão é controversa na literatura econômica. Alguns autores

é fornecida por Brown & Sessions (2001) nos seguintes termos: Considere uma função de produção do tipo Cobb Douglas  $Q = AL^\alpha S^\beta$  onde  $L$  é o insumo trabalho,  $S$  o insumo supervisão e  $Q$  é o produto. Se a decisão de produção da firma implica em uma função competitiva de custos  $C = wL + rS$  (onde  $w$  e  $r$  representam as remunerações dos insumos trabalho e supervisão, respectivamente), então a condição de minimização de custos será:

$$\frac{S}{L} = \frac{\beta w}{\alpha r} \quad (15)$$

É possível verificar na equação (15) que um aumento dos salários  $w$ , implicaria em um aumento da razão  $S/L$ . Observe que o efeito substitutibilidade (que na realidade trata-se da simultaneidade entre as decisões de pagamento de salários e escolha do nível de intensidade de supervisão) enviesaria o parâmetro  $\beta_3$  da equação (14) positivamente. Neste sentido, uma vez procedida a correção da endogeneidade, espera-se que, na existência de substitutibilidade dos fatores de produção trabalho e supervisão, o valor estimado corrigido para endogeneidade de  $\beta_3$  apresente um valor inferior ao estimado em mínimos quadrados ordinários<sup>6</sup>.

Neste artigo não é desenvolvida a correção da endogeneidade devido a indisponibilidade de instrumentos para o autor. Porém, o presente artigo tratará dos possíveis vieses originados da omissão de variáveis explicativas através do uso de estimativas em dados de painel.

### 3.4 Estimativas em Dados de Painel - *Shirking Model*

Nesta seção os dados referentes aos anos de 2003 e 2004 são empilhados e, mediante a disponibilidade de códigos identificadores das firmas, três diferentes métodos econométricos são providenciados: (1) regressão *Pooled*; (2) controle de efeitos randômicos das firmas; e (3) controle de efeitos fixos das firmas.

Em todos os métodos utilizados a hipótese de salário eficiência é corroborada. As estimativas com efeitos randômicos e efeitos fixos são reportadas nas colunas 4 e 5 da tabela 2, respectivamente<sup>7</sup>. Os valores de  $\beta_3$  são de -0,0050 para o modelo de efeitos randômicos e de

---

radicais e marxistas consideram que insumos de monitoramento e supervisão são fatores não produtivos, logo não deveriam ser considerados na função produção. Por outro lado, autores como Rebitzer (1995) argumentam que o fator supervisão seria composto de duas partes: (1) atividades de mera supervisão: neste caso constituindo um fator não produtivo, e (2) atividade de coordenação de produção: neste caso a parcela de supervisão devotada para tais fins deveria ser considerada na função de produção.

<sup>6</sup>Tal argumento é corroborado em Esteves (2006), onde as estimativas para as indústrias brasileiras de transformação e extração são obtidas mediante utilização de regressões em OLS e 2SLS. A correção da endogeneidade com variáveis instrumentais reduziu o valor do parâmetro beta em comparação ao valor obtido em OLS.

<sup>7</sup>As estimativas com regressão *Pooled* não são reportadas, porém podem ser disponibilizadas pelo autor

-0,0055 para o modelo de efeitos fixos. O teste de Hausman não identificou o modelo correto, porém os valores das estimativas para  $\beta_3$  são muito similares e não geram ambiguidades quanto a corroboração da teoria em análise.

### 3.5 O modelo econométrico - *Labor Discipline Model*

Esta sub-seção é destinada a testar empiricamente a relação negativa entre probabilidade de demissão e salários - relação esta derivada do modelo apresentado na sub-seção 1.2 deste artigo.

Ao contrário do teste empírico desenvolvido anteriormente, este teste levará em consideração as informações de todos os trabalhadores da amostra, ou seja, *white* e *blue collars*.

O tratamento econométrico inicial aplicado a base de dados utiliza estimativas de corte seccional para os anos de 2003 e 2004. O modelo segue a seguinte especificação:

$$y_i = f(\ln w_i, X_i, Z_i, U_j, \epsilon_i) \quad (16)$$

Onde  $y_i$  é igual a 1 caso o trabalhador  $i$  tenha sido demitido por justa causa e igual a 0 em todas as outras circunstâncias;  $\ln w$  é o logaritmo natural do salário horário do indivíduo  $i$ ;  $X_i$  é um vetor de variáveis relacionadas aos atributos do indivíduo  $i$ ;  $Z_i$  é um vetor de variáveis relacionadas aos atributos da firma onde o indivíduo  $i$  está empregado,  $U_j$  é a taxa de desemprego no município  $j$  onde a empresa está estabelecida e  $\epsilon_i$  representa o erro aleatório.

Um ponto importante a ser observado no modelo da equação (16) é que tanto o valor teórico esperado para o coeficiente de  $\ln w_i$  quanto o de  $U_j$  são negativos. A relação negativa entre probabilidade de demissão e salários já foi amplamente discutida neste artigo, porém a relação negativa entre probabilidade de demissão e taxa local de desemprego foi inicialmente desenvolvida por Campbell (1997). Diferentemente do caso das rescisões contratuais de trabalho motivadas por layoffs - onde espera-se uma relação positiva entre rescisões e desemprego - a taxa de desemprego local exerceria neste caso um papel disciplinador na mão-de-obra empregada, reduzindo assim a probabilidade de atos de desídia por parte dos trabalhadores e, conseqüentemente, reduzindo as ocorrências de demissão por justa causa.

O modelo da equação (16) foi estimado através de 3 diferentes métodos econométricos: (1) Logit; (2) Probit; e (3) LPM (*linear probability model* - OLS). Em todos os métodos utilizados mediante pedido.

as hipóteses de relação negativa entre probabilidade de demissão e salários e probabilidade de demissão e desemprego local são corroboradas. As estimativas com modelo Logit são reportadas nas colunas 2 (ano 2003) e 3 (ano 2004) da tabela 3<sup>8</sup>. Os valores estimados para os coeficientes de  $lnw_i$  são de -0,47 para o ano de 2003 e de -0,12 para o ano de 2004, já os valores para os coeficientes de  $U_j$  são de -6,94 para o ano de 2003 e de -11,32 para o ano de 2004 (todos estatisticamente significativos).

Embora as estimativas acima corroborem o *Labor Discipline Model*, cabe mencionar que tais resultados devam ser considerados com cautela, uma vez que, uma possível endogeneidade da variável salário pode estar enviesando os parâmetros obtidos. A exemplo das estimativas anteriores, o problema da endogeneidade não será tratada aqui, porém serão fornecidas estimativas de dados de painel na próxima sub-seção.

### 3.6 Estimativas em Dados de Painel - *Labor Discipline Model*

Nesta seção os dados referentes aos anos de 2003 e 2004 são novamente empilhados e diferentes métodos econométricos são providenciados, à saber, *Conditional Logistic for Fixed Effects* e *Fixed Effects - Linear Probability Model* (em ambos os casos o teste de Hausman apontou o modelo de efeitos fixos como o modelo correto em detrimento das estimativas com efeitos randômicos).

Em todos os métodos utilizados a hipótese de relação negativa entre probabilidade de demissão e salários é corroborada. Por outro lado, os valores estimados para a relação entre probabilidade de demissão e desemprego local apresentaram sinais positivos, porém não estatisticamente significativos. As estimativas de efeitos fixos com *Conditional Logistic* estão reportadas na coluna 4 da tabela 3<sup>9</sup>. O valor estimado para o coeficiente de  $lnw_i$  é de -0,34, corroborando assim, novamente, a hipótese do modelo de *Labor Discipline*.

## 4 Considerações Finais

A hipótese de salário eficiência traz implicações para a análise do mercado de trabalho sob duas diferentes perspectivas: (1) a primeira diz respeito a possibilidade de uma taxa de desem-

---

<sup>8</sup>As estimativas com regressões Probit e LPM não são reportadas, porém podem ser disponibilizadas pelo autor mediante pedido.

<sup>9</sup>As estimativas com regressões LPM efeitos fixos não são reportadas, porém podem ser disponibilizadas pelo autor mediante pedido.

prego involuntário de equilíbrio; (2) a segunda diz respeito aos diferenciais de salários para trabalhos homogêneos.

Respostas para questões como: (1) por que trabalhadores iguais são remunerados diferentemente; e (2) por que postos de trabalho são racionados até mesmo em economias competitivas são de interesse central para a análise econômica.

Este artigo fornece testes alternativos para a teoria de salário eficiência, utilizando-se de diferentes métodos econométricos. Em todos os testes apresentados pode-se constatar a corroboração de tal teoria.

Como já mencionado ao longo deste trabalho, é importante que o leitor tenha cautela ao interpretar os resultados aqui apresentados, uma vez que, a utilização de variáveis instrumentais seriam de grande importância para a correção de possíveis vieses de endogeneidade e, reforçariam assim, a robustez dos resultados.

## Referências

- Bowles, S. (1985), ‘The production process in a competitive economy: Walrasian, neo-hobbesian and marxian models’, *American Economic Review* **75**, 16–36.
- Bowles, S. (2004), *Microeconomics: Behavior, Institutions and Evolution*, Princeton University Press, New Jersey.
- Brown, C. & Medoff, J. (1989), ‘The employer size-wage effect’, *Journal of Political Economy* **97**, 1027–1059.
- Brown, S. & Sessions, J. (2001), ‘Wages, supervision and sharing: An analysis of the 1998 workplace employee relations survey’, *University of Leicester, Department of Economics Working Papers* **02/7**.
- Bulow, J. & Summers, L. (1986), ‘A theory of dual labor markets with application to industrial policy, discrimination, and keynesian unemployment’, *Journal of Labor Economics* **4**, 376–414.
- Campbell, C. (1997), ‘The determinants of dismissals, quits, and layoffs: A multinomial logit approach’, *Southern Economic Journal* **63**, 1066–1073.
- Esteves, L. (2006), ‘Uma nota sobre intensidade de supervisão nas indústrias brasileiras’, *Revista Brasileira de Economia* **60**, 235–246.
- Rebitzer, J. (1995), ‘Is there a trade-off between supervision and wages? an empirical test of efficiency wage theory’, *Journal of Economic Behavior and Organization* **28**, 107–129.
- Shapiro, C. & Stiglitz, J. (1984), ‘Equilibrium unemployment as a worker discipline device’, *American Economic Review* **74**, 433–444.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

Variáveis	Média (Desvio Padrão)	
	2003	2004
Salário médio (em salários mínimos)	2,96	2,93
Gênero	0,94 (0,23)	0,94 (0,23)
Anos de Estudo	6,34 (3,38)	6,50 (3,39)
Idade	35,67 (10,85)	35,80 (10,89)
Tamanho da Firma (Emprego)	54,19 (331,60)	57,45 (278,09)
Taxa de Desemprego	0,095 (0,021)	0,076 (0,016)
Trabalhadores Demitidos	0,0028 (0,053)	0,0028 (0,053)
Razão supervisores/staff ( <i>span of control</i> )	0,13 (1,62)	0,129 (1,90)
Numero de Trabalhadores	637527	635121
Numero de Firmas	12329	12082



Tabela 2: Regressões *Shirking Model*

	Cross Section 2003	Cross Section 2004	Painel Random Effects	Painel Fixed Effects
<b>Regressores</b>				
Constante	-5,17*** (-243,7)	-4,22*** (-195,29)	-	-
Idade	0,004*** (50,83)	0,004*** (50,71)	0,003*** (65,23)	0,003*** (64,51)
Gênero	0,07*** (7,86)	0,08*** (8,42)	0,05*** (10,28)	0,05*** (10,39)
Anos de estudo	0,014*** (43,24)	0,012*** (40,29)	0,006*** (28,52)	0,006*** (28,65)
Ln (Emprego)	0,04*** (95,04)	0,04*** (82,99)	0,004** (3,56)	0,003* (2,26)
<b>Razão supervisores/staff (<i>span of control</i>)</b>	<b>-0,0025*** (-8,12)</b>	<b>-0,00015 (-0,73)</b>	<b>-0,0050*** (-7,17)</b>	<b>-0,0055*** (-7,35)</b>
Numero de Obs	352017	357348	709365	709365

Notas: (1) Variável Dependente: Ln salário horário (2) \*\*\* significativo a 1 %; \*\* a 5 %; \* a 10 %; (3) Estatísticas t-Student entre parênteses; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: dummies de localização, dummies de ocupação e dummies de indústria; (5) Valores monetários em R\$ a preços de 2003 deflacionados pelo INPC.

Tabela 3: Regressões *Labor Discipline Model*

	Logit 2003	Logit 2004	C.Logit FE
<b>Regressores</b>			
Constante	-7,04*** (-9,91)	-6,14*** (-7,00)	-
<b>Ln salário horário</b>	<b>-0,47***</b> <b>(-8,44)</b>	<b>-0,12**</b> <b>(-2,31)</b>	<b>-0,34***</b> <b>(-7,29)</b>
Idade	-0,006** (-2,65)	-0,008** (-3,18)	-0,010*** (-5,52)
Gênero	0,57** (3,39)	0,36** (2,03)	0,67*** (4,89)
Anos de Estudo	0,003 (0,01)	-0,03*** (-3,11)	0,01 (1,13)
Ln (Emprego)	-0,09*** (-6,50)	-0,09*** (-6,61)	0,10 (1,38)
<b>Desemprego Setor/Local</b>	<b>-6,94***</b> <b>(-6,21)</b>	<b>-11,32***</b> <b>(-8,06)</b>	<b>4,24</b> <b>(1,16)</b>
Observações	601072	598143	1199215

Notas: (1) Variável Dependente: Trabalhador Demitido Justa Causa=1; Outros=0 (2) \*\*\* significativo a 1 %; \*\* a 5 %; \* a 10 %; (3) Estatística z entre parênteses; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: dummies de ocupação e dummies de indústria; (4) Valores monetários em R\$ a preços de 2003 deflacionados pelo INPC.