

Texto para Discussão

Série Economia

TD-E / 2008

**Desigualdade salarial intra-firma e desempenho das empresas
brasileiras**

Prof. Dr. Luiz Alberto Esteves
Prof. Dr. Pedro S. Martins



Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Universidade de São Paulo

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto

Reitora da Universidade de São Paulo
Suely Vilela

Diretor da FEA-RP/USP
Rudinei Toneto Junior

Chefe do Departamento de Administração
André Lucirton Costa

Chefe do Departamento de Contabilidade
Adriana Maria Procópio de Araújo

Chefe do Departamento de Economia
Walter Belluzzo Junior

CONSELHO EDITORIAL

Comissão de Pesquisa da FEA-RP/USP

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Avenida dos Bandeirantes, 3900
14049-900 Ribeirão Preto - SP

A série TEXTO PARA DISCUSSÃO tem como objetivo divulgar: i) resultados de trabalhos em desenvolvimento na FEA-RP/USP; ii) trabalhos de pesquisadores de outras instituições considerados de relevância dadas as linhas de pesquisa da instituição. A série foi subdividida em função das principais áreas de atuação da FEA-RP/USP: Economia, Administração e Contabilidade. Veja o site da CPq na Home Page da FEA-RP: www.fearp.usp.br. Informações: e-mail: cpq@fearp.usp.br

Desigualdade Salarial Intra-Firma e Desempenho das Empresas Brasileiras*

Luiz A. Esteves[†]

Universidade Federal do Paraná & Università di Siena

Pedro S. Martins[‡]

Queen Mary, University of London & CEG-IST & IZA

18 de Agosto de 2008

Resumo

Qual o impacto da desigualdade salarial intra-firma sobre o desempenho dos trabalhadores e, conseqüentemente, sobre o desempenho das empresas? Não há na literatura teórica ou empírica um consenso sobre tal efeito. Uma parte da literatura, focada principalmente sobre o papel dos incentivos, prescreve uma relação positiva entre dispersão de salários e desempenho das firmas. Já uma segunda parte da literatura, focada principalmente sobre o papel da equidade e da justiça, prescreve um *tradeoff* entre dispersão de salários e eficiência. Este artigo tem como objetivo testar empiricamente a relação entre desigualdade salarial intra-firma e desempenho para um grande conjunto de empresas brasileiras. Medidas alternativas de desigualdade são apresentadas e utilizadas nos testes estatísticos. O desempenho das firmas é medido por seus lucros por trabalhador e valor adicionado por trabalhador. Utilizam-se informações individuais de empresas do setor industrial e do setor de serviços brasileiro. Este artigo encontra evidência de uma relação positiva entre dispersão salarial e desempenho para a maioria dos testes econométricos apresentados.

Keywords: Torneios, Incentivos, Equidade, Dispersão Salarial.

JEL Codes: D31, J31, J33, J41, J53.

*Os autores agradecem ao IPEA e ao IBGE pelo suporte logístico. Os autores agradecem ainda Fernando Freitas pelos comentários, sugestões e assistência computacional. Os dados usados neste artigo são confidenciais, porém o acesso não é exclusivo dos autores. Todos os erros são de nossa responsabilidade.

[†]Email: esteves@ufpr.br

[‡]Email: p.martins@qmul.ac.uk

1 Introdução

Os salários relativos são considerados um importante determinante de extração de esforço dos trabalhadores, uma vez que, estes últimos comparam seus salários com àqueles recebidos por seus colegas de firma. A idéia é que a dispersão salarial intra-firma traria um impacto sobre a produtividade individual do trabalhador e, conseqüentemente, sobre o desempenho da firma (Adams (1963)).

A partir do final da década de 90, uma restrita quantidade de trabalhos empíricos tem procurado respostas para as seguintes perguntas: Pode uma maior (menor) dispersão de salários intra-firma proporcionar um melhor desempenho dos trabalhadores em termos de esforço e produtividade? Pode tal política de remuneração de trabalhadores gerar melhor desempenho de lucros para estas organizações? Tais questões são motivadas pelos trabalhos teóricos originalmente desenvolvidos por Lazear & Rosen (1981), Akerloff & Yellen (1988) e Akerloff & Yellen (1990).

Tais trabalhos teóricos apresentam respostas antagônicas para as questões acima mencionadas. Enquanto o trabalho de Lazear & Rosen (1981) prescreve que uma maior dispersão salarial serviria de incentivo para maior engajamento e produtividade dos trabalhadores, por outro lado o trabalho de Akerloff & Yellen (1990) assume que tal desigualdade implicaria em uma situação de deterioração do ambiente de trabalho e da produtividade por conta do sentimento de injustiça gerado entre os trabalhadores.

Assim como no caso teórico, os trabalhos empíricos disponíveis não apontam para um consenso de resultados. Será verificado ao longo deste trabalho que a quantidade de trabalhos empíricos sobre o tema é pequeno e, em muitos casos, restritos à análises de setores (ou segmentos profissionais) muito específicos das economias desenvolvidas. Uma particularidade desta literatura é a ausência de testes empíricos para economias em desenvolvimento.

Este trabalho fornece evidências empíricas para a economia brasileira (uma das economias mais desiguais do mundo) utilizando informações de três diferentes bases de dados: RAIS (Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego), PIA (Pesquisa Industrial Anual do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e PAS (Pesquisa Anual de Serviços do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). A dimensão e a riqueza de informações obtidas a partir da combinação destas três bases de dados garantem a este trabalho uma análise ampla e abrangente de setores que constituem a economia brasileira.

O teste empírico contempla uma amostra de empresas do setor industrial de transformação e do setor de serviços para o período de 1998 a 2001. Medidas alternativas de desigualdade intra-firma são utilizadas e o desempenho das firmas é medido pelos lucros e pelo valor adicionado por trabalhador. Diferentes modelos econométricos são apresentados com o objetivo de lidar com os possíveis vieses obtidos a partir das estimativas em OLS. O trabalho apresenta resultados de coeficientes da relação entre desigualdade salarial e desempenho obtidos a partir de estimativas com análise de corte seccional e análise longitudinal. Neste sentido, estimativas em OLS, regressão quantílica, variáveis instrumentais, efeitos fixos e efeitos fixos com variáveis instrumentais são apresentados. Este artigo encontra evidência de uma relação positiva entre dispersão salarial e desempenho para a maioria dos testes econométricos apresentados.

Este artigo é estruturado da seguinte maneira: A segunda seção apresenta os argumentos teóricos dos modelos de torneios e equidade e justiça, bem como um *survey* da literatura empírica sobre o tema. A terceira seção é dedicada à apresentação dos dados utilizados, das estatísticas descritivas e das especificidades das medidas de desigualdade utilizadas nos testes empíricos. A terceira seção também apresenta as especificações econométricas e os resultados obtidos. A quarta e última seção é dedicada às conclusões e considerações finais.

2 Teoria e Evidência

2.1 Justiça e Equidade

O trabalho de Akerloff & Yellen (1988) fornece uma primeira interpretação econômica para a relação entre dispersão salarial e desempenho da firma. Tal interpretação é fornecida em um modelo de salário eficiência onde, dada a imperfeição de monitoramento e a impossibilidade de perfeita mensuração da heterogeneidade dos trabalhadores, o problema da firma é manipular incentivos para maior extração de esforço dos trabalhadores.

Neste trabalho os autores sugerem que a função de esforço dos trabalhadores poderia ser expressa da seguinte maneira:

$$e = e(\sigma^2(w)) \quad (1)$$

Onde e é o esforço, w o salário e σ^2 é a variância dos salários dentro da firma. A expressão acima sugere que o esforço dos trabalhadores não depende exclusivamente dos salários, mas também da dispersão salarial intra-firma. Neste caso, conforme os autores, maiores salários associados com uma menor dispersão salarial intra-firma possibilitaria ao empregador maior extração de esforço de seus trabalhadores.

A idéia de um *tradeoff* entre dispersão salarial e desempenho decorrente do sentimento de justiça (*fairness*) seria melhor elaborado pelos autores em Akerloff & Yellen (1990). A idéia é que trabalhadores comparam seus salários internamente e externamente e escolhem seu esforço a partir da seguinte expressão:

$$e = \min \left[\frac{w}{w_f}, 1 \right] \quad (2)$$

Onde w é o salário recebido pelo trabalhador, w_f é o nível de salário considerado justo e 1 é o nível normal de esforço. A expressão acima mostra que os trabalhadores exercerão um nível de esforço abaixo do normal caso o salário recebido seja inferior àquele considerado justo pelos mesmos. A idéia de um salário justo, como já mencionado, seria baseado na comparação de diferenciais de salários internos e externos à empresa.

Um segundo argumento teórico em favor da hipótese de uma menor dispersão relativa de salários intra-firma e desempenho econômico é desenvolvido em Milgrom (1988) e Milgrom & Roberts (1990). Os autores argumentam que trabalhadores *white collars* teriam incentivos

para omitir informações de gerentes, de modo a aumentar sua influência na organização, e se engajarem em atividades de *rent seeking* em detrimento de execução de atividades produtivas.

Os autores argumentam que algum nível de equidade salarial poderia reduzir os incentivos dos trabalhadores *white collars* na busca de resultados pessoais em detrimento da organização.

2.2 Torneios

Como já mencionado na introdução deste trabalho, a teoria dos torneios foi originalmente desenvolvida por Lazear & Rosen (1981). A idéia de benefícios de uma estrutura salarial mais dispersa é decorrente de um sistema de remuneração por desempenho, ou seja, prêmios salariais recompensariam os trabalhadores mais produtivos, logo uma maior extração de esforço seria obtida pela concorrência dos competidores pelo prêmio (bônus ou promoções).

Esta idéia pode ser expressa em termos formais da seguinte maneira: considere dois trabalhadores idênticos, neutros ao risco, j e k , e uma firma neutra ao risco com um esquema de remuneração no valor de W_h para o trabalhador mais produtivo e de W_l para o trabalhador menos produtivo, onde $W_h > W_l$. O nível de produto de cada jogador é dado conforme expressão abaixo:

$$q_i = e_i + \epsilon_i \quad (3)$$

Onde q é o nível de produto, e é o nível de esforço, $i = [j, k]$, e ϵ é um componente randômico (sorte, por exemplo). Suponhamos agora que a utilidade esperada do jogador j seja dada pela seguinte expressão:

$$U_j = P(W_h - C(e_j)) + (1 - P)(W_l - C(e_j)) \quad (4)$$

Onde U é a utilidade esperada, P é a probabilidade de vencer o jogo, e $C(\cdot)$ é uma função custo, com $C' > 0$ e $C'' > 0$. A probabilidade do jogador j vencer o jogo é a seguinte:

$$prob(q_j > q_i) = prob((\epsilon_k - \epsilon_j) < (e_j - e_k)) = prob((e_j - e_k) > \zeta) = G(e_j - e_k) \quad (5)$$

Onde $\zeta = (\epsilon_k - \epsilon_j)$, ζ distribuído em $g(\zeta)$ com média zero, e G é a função densidade cumulativa de ζ . O trabalhador maximiza sua utilidade esperada, U , escolhendo um nível de

esforço no qual o custo marginal de esforço é igual a seu benefício marginal, ou seja:

$$(W_h - W_l) \frac{\partial P}{\partial e_i} - \frac{\partial C}{\partial e_i} = 0 \quad (6)$$

Estando ambos os jogadores, j e k , maximizando suas utilidades, a probabilidade marginal de vitória em relação ao esforço será:

$$\frac{\partial P}{\partial e_j} = \frac{\partial G(e_j - e_k)}{\partial e_j} = g(e_j - e_k) \quad (7)$$

Substituindo a expressão acima na condição de primeira ordem de maximização de utilidade esperada, tem-se que:

$$(W_h - W_l) g(e_j - e_k) = \frac{\partial C}{\partial e_j} \quad (8)$$

Dada a hipótese de trabalho homogêneo, ambos os jogadores escolherão o mesmo nível de esforço. Em equilíbrio simétrico de Nash $e_j = e_k$ e o resultado do jogo é aleatório com $P = 0,5$. Desta forma a última expressão pode ser escrita da seguinte maneira:

$$(W_h - W_l) g(0) = \frac{\partial C}{\partial e_j} \quad (9)$$

A expressão acima aponta que uma maior dispersão de salários decorrente de prêmios produtividade, $(W_h - W_l)$, implica em maiores custos marginais de esforço aos jogadores, ou simplesmente em maiores níveis de esforço, uma vez que, como já mencionado, $C' > 0$ e $C'' > 0$.

Lazear também argumenta que uma alta dispersão salarial intra-firma pode acirrar de tal maneira a competitividade dos trabalhadores a ponto de prejudicar os resultados da firma (Lazear (1989) e Lazear (1995)).

Lazear mostra que uma maior compressão (ou menor grau) da dispersão salarial seria desejável em uma organização composta por um grande número de trabalhadores não cooperativos (*hawks*). Segundo o autor, seguindo os argumentos de Milgrom (1988) e Milgrom & Roberts (1990), os trabalhadores *hawks* seriam comumente encontrados entre trabalhadores de gerência, supervisão e *white collars*.

A idéia central é que a eficiência de um esquema de remuneração baseado por desempenho poderia ser compensada (ou até mesmo neutralizada) pelo efeito da menor coesão de trabalho

gerado por sabotagem e comportamento não cooperativo de trabalhadores *hawks*.

2.3 Evidências Empíricas

Um levantamento detalhado sobre os trabalhos empíricos disponíveis na literatura sobre *pay and performance* é fornecido por Lallemand et al. (2007).

Conforme estes autores, os seguintes trabalhos corroboram, total ou parcialmente, a hipótese de uma relação negativa entre dispersão salarial e desempenho: Cowherd & Levine (1992), DeBrock et al. (2001), Gomez (2002), Harder (1992), Pfeffer & Langton (1993) e Richards & Guell (1998).

Os seguintes trabalhos corroboram, total ou parcialmente, a hipótese de uma relação positiva entre dispersão salarial e desempenho: Eriksson (1999), Heyman (2005), Hibbs & Locking (2000), Main et al. (1993), Winter-Ebmer & Zweimuller (1999).

Já os trabalhos dos próprios autores, Lallemand et al. (2004) e Lallemand et al. (2007), corroboram a hipótese de torneios. O trabalho de Leonard (1990) não encontra qualquer relação significativa e Frick et al. (2003) encontra resultados ambíguos: para times de basquetebol e hóquei é encontrada uma relação positiva, enquanto para times de futebol e beisebol é encontrada uma relação negativa.

3 Metodologia e Resultados

3.1 Medidas de Desigualdade

Este trabalho, a exemplo de outros artigos empíricos sobre o tema, utiliza dois tipos de medidas para dispersão de salários, à saber, medidas condicionais e não-condicionais de desigualdade. As medidas não-condicionais de desigualdade não tomam em conta a heterogeneidade dos trabalhadores em termos de suas características observáveis de capital humano (escolaridade, gênero, tempo de emprego, experiência e idade do trabalhador).

Neste trabalho utilizam-se três diferentes medidas não-condicionais de desigualdade salarial: (i) desvio padrão dos salários da empresa j no período t ; (ii) coeficiente de variação dos salários da empresa j no período t ; e (iii) razão entre o máximo e o mínimo salário observado na empresa j no período t .

Uma limitação na utilização de medidas não-condicionais de desigualdade é que uma grande heterogeneidade de trabalhadores em uma determinada firma possa implicar em uma

grande medida de dispersão salarial, sem que tal dispersão seja decorrente de uma política de incentivos.

Um teste adequado para a relação dispersão salarial intra-firma e desempenho teria que tomar em conta o tamanho da dispersão salarial para trabalhadores homogêneos. Uma forma de contornar tal problema é a utilização dos erros padrão de uma regressão de salários (sigma), conforme sugerido por Winter-Ebmer & Zweimuller (1999). Neste caso o teste é feito em dois estágios, sendo que o primeiro estágio envolve a obtenção de regressões de salários para cada firma/ano, conforme especificação abaixo:

$$\ln(w_i) = X_i\beta + \epsilon_i \quad (10)$$

Onde $\ln(w_i)$ é o logaritmo do salário horário do indivíduo i ; e X_i é um vetor de variáveis relacionadas aos atributos do trabalhador i . Obtidas as regressões para cada firma/ano, a medida condicional de desigualdade será o erro padrão da regressão (sigma) de salários, conforme especificado abaixo:

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n [\ln(w_i) - \widehat{\ln(w_i)}]^2}{(n - k)}} \quad (11)$$

Onde σ_j representa o erro padrão da regressão de salários para a empresa j ; $\widehat{\ln(w_i)}$ é o valor estimado para o logaritmo do salário horário do indivíduo i ; e $n-k$ são os graus de liberdade.

Este trabalho utiliza informações individuais de aproximadamente 1.300.000 trabalhadores/ano empregados em 7.689 empresas, ou seja, no primeiro estágio deste trabalho foram calculadas aproximadamente 7.689 regressões/ano. Informações de escolaridade, gênero, tempo de emprego e idade dos trabalhadores foram usados como controles nas regressões de salários.

O segundo estágio da análise envolve a utilização das variáveis de dispersão salarial (condicionais e não condicionais) como determinantes do desempenho da firma. Ao contrário das regressões de salários do primeiro estágio (*worker level*), as regressões de desempenho envolvem apenas informações de capital humano da mão-de-obra ao nível da firma, ou seja, pelas médias das variáveis de capital humano por empresa (*firm level*).

3.2 Dados

Este artigo utiliza informações de três diferentes bases de dados, a saber: (1) RAIS; (2) PIA; e (3) PAS. O período analisado compreende os anos de 1998 a 2001 e todas as variáveis nominais aqui utilizadas são calculadas a preços de 1998, deflacionadas pelo INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor).

A amostra aqui utilizada compreende informações de um painel equilibrado de 7.689 empresas, sendo 4.990 empresas do setor industrial de transformação e 2.699 empresas do setor de serviços.

A amostra foi construída de modo que todas as empresas apresentassem um número superior a 50 trabalhadores em todo o período analisado. Tal restrição garante a obtenção de graus de liberdade suficientes para as estimativas de regressões de salários para cada empresa e ano, como será esclarecido nos parágrafos que seguem..

Devido a algumas distorções das variáveis lucro nas bases da PAS e PIA, a amostra é restrita àquelas empresas que durante todo o período de análise apresentaram resultados financeiros dentro dos 95% centrais das distribuições de lucros por trabalhador.

As informações da RAIS são aqui utilizadas de duas maneiras distintas: (1) em um primeiro estágio utilizam-se informações individuais de trabalhadores para calcular, através dos resíduos de uma regressão de salários, uma medida condicional de desigualdade (este ponto será melhor esclarecido na próxima seção); (2) em um segundo estágio utilizam-se médias das variáveis de capital humano por empresa nas regressões de desempenho das firmas.

No primeiro estágio, mencionado acima, foram utilizadas informações individuais de aproximadamente 1.300.000 trabalhadores/ano, sendo 740.000 do setor industrial e 560.000 do setor de serviços.

A lista de variáveis utilizadas no segundo estágio de regressões, ou seja, nas regressões de desempenho das firmas, estão reportadas na tabela 1 ao final do artigo. Já as tabelas 2, 3 e 4 apresentam as estatísticas descritivas destas variáveis para o conjunto de todas as empresas, para o grupo de empresas industriais e para o grupo de empresas do setor de serviços, respectivamente.

É interessante mencionar alguns pontos das tabelas 2, 3 e 4: (a) as empresas de serviços empregam, em média, mais trabalhadores que as empresas industriais; (b) com exceção do ano de 1998, as empresas industriais apresentam lucros por trabalhador médios maiores que

as empresas do setor de serviços; (c) a dispersão de lucros do setor industrial é muito maior que a do setor de serviços; (d) as empresas do setor industrial são mais desiguais que aquelas do setor de serviços; (e) com exceção de sigma, todas as demais medidas de desigualdade apresentaram um grande aumento no ano de 2001.

No que diz respeito as comparações de capital humano pode-se destacar que ambos os setores apresentam médias de escolaridade e participação do gênero feminino similares. Os trabalhadores do setor industrial são mais jovens, porém apresentam maior tempo de emprego nas empresas.

3.3 Análise de Corte Seccional

Nesta seção são apresentados os resultados das regressões de desempenho (segundo estágio de Winter-Ebmer & Zweimuller (1999)) para as firmas brasileiras. As análises aqui desenvolvidas são divididas em dois conjuntos distintos de resultados: (1) análise de corte seccional (cross section); e (2) análise longitudinal (dados em painel). Em ambas as análises são fornecidos resultados obtidos a partir de estimativas com mínimos quadrados ordinários (OLS), regressões quantílicas e variáveis instrumentais (IV). Na análise longitudinal são ainda fornecidos resultados obtidos a partir de estimativas com efeitos fixos (FE) e efeitos fixos com variáveis instrumentais (IVFE).

3.3.1 Estimativas em OLS

Nesta subseção são apresentados os resultados obtidos a partir de estimativas em OLS para cada ano da amostra. A especificação do modelo econométrico segue conforme equação abaixo:

$$\ln(P/n)_j = M_{zj}\beta + X_j\delta + F_j\varphi + \epsilon_j \quad (12)$$

Onde a variável dependente é o ln do lucro (ou ln do valor adicionado) por trabalhador da firma j ; M é medida de desigualdade ou dispersão salarial e o subscrito z é o conjunto de diferentes medidas de desigualdade, onde z =[sigma; desvio padrão; coeficiente de variação; razão maxmin]; X é o vetor de variáveis relacionadas às características dos trabalhadores empregados na firma j ; e F é o vetor de variáveis relacionadas às características da firma j . As letras gregas são atribuídas aos parâmetros.

A exemplo do trabalho de Lallemand et al. (2004), utiliza-se aqui a especificação fun-

cional da regressão de desempenho com o logaritmo dos lucros por trabalhador como variável dependente.

Regressões de corte seccional foram obtidas para cada ano da amostra e para cada uma das quatro diferentes medidas de dispersão salarial, totalizando assim 16 regressões distintas. Os resultados são apresentados na tabela 5. Todos os coeficientes de medidas de dispersão salarial apresentam sinais positivos, porém os resultados não são significativos no ano de 1998 para as medidas Sigma e Razão Maxmin e, em 1999, para as medidas Sigma, Coeficiente de Variação e Razão Maxmin.

Um problema na especificação funcional de Lallemand et al. (2004) é que, ao utilizar o ln dos lucros por trabalhador como variável dependente, uma forte restrição é imposta à amostra, pois apenas as informações de empresas com resultados positivos (lucros) serão consideradas. Isto implica na perda de um grande número de observações anuais, número este equivalente as empresas com resultados financeiros negativos no período.

Uma alternativa é a utilização do ln do valor adicionado das empresas como variável dependente. Este recurso melhora a qualidade da especificação funcional sem incorrer na perda de um grande número de observações¹.

Regressões de corte seccional foram obtidas novamente para cada ano da amostra e para cada uma das quatro diferentes medidas de dispersão salarial, neste caso utilizando a especificação econométrica com o ln do valor adicionado por trabalhador. Os resultados são reportados na tabela 6. A exemplo dos resultados da tabela 5, todos os sinais dos 16 coeficientes são positivos, porém com todos os coeficientes estatisticamente significativos a 1%.

Ao comparar os resultados das tabelas 5 e 6 é constatado que a especificação com o ln do valor adicionado (tabela 6) melhora a significância estatística dos testes, além de evitar uma grande perda no número de observações comparado com os resultados da tabela 5 (aproximadamente 2400 observações de empresas por ano)².

As tabelas 7 e 8 apresentam os resultados das regressões de corte seccional obtidas separadamente para os setores industrial e de serviços, respectivamente. Todos os coeficientes apresentam sinais positivos e estatisticamente significativos a 1%. Excetuando o coeficiente da variável Maxmin para o ano de 1998, todos os demais coeficientes são maiores para o setor

¹Os autores parecem reconhecer esta forte restrição no trabalho Lallemand et al. (2004), pois em Lallemand et al. (2007) os mesmos utilizam o ln do valor adicionado como variável dependente

²Nas próximas seções deste trabalho serão utilizadas apenas as especificações com o ln do valor adicionado por trabalhador como variável dependente

industrial do que aqueles obtidos para o setor de serviços.

As evidências acima sugerem uma relação positiva entre dispersão salarial intra-firma e desempenho econômico para o caso das empresas brasileiras. Sugerem ainda que o incentivo via desigualdade é ainda mais efetivo para o caso das empresas industriais.

Esta segunda evidência parece corroborar o argumento de Milgrom (1988) e Milgrom & Roberts (1990). A idéia é que trabalhadores *white collars* (trabalho mais intensivo no setor de serviços) tenderiam a esconder informação relevante de seus superiores hierárquicos no sentido de aumentarem sua influência (na obtenção de promoções e prêmios, por exemplo) e a praticarem atividades de *rent seeking* em detrimento de atividades produtivas. Neste sentido, algum grau de compressão de salários seria desejável para estes trabalhadores.

Nos termos expostos por (Lazear (1989) e Lazear (1995)), a menor efetividade da desigualdade sobre a performance das firmas de serviços poderia estar associada ao fato deste setor apresentar um maior número de trabalhadores não cooperativos (*hawks*) quando comparado com o setor industrial (composto por um maior número de trabalhadores cooperativos (*doves*)).

Os resultados até aqui apresentados apontam fortes evidências em favor da hipótese de uma relação positiva entre dispersão salarial intra-firma e desempenho econômico para o caso da economia brasileira. Tais evidências são corroboradas tanto pelas medidas não condicionais, quanto pela medida condicional de desigualdade sigma³.

No entanto, cabe observar que os resultados obtidos com estimadores OLS podem estar enviesados. As próximas seções serão dedicadas a discutir tais problemas e a apresentar resultados obtidos a partir de métodos econométricos alternativos.

3.3.2 Estimativas com Regressões Quantílicas

Uma primeira hipótese restritiva das estimativas em OLS repousa sobre o fato de que estas são baseadas sobre a média da distribuição condicional da variável dependente do modelo econométrico. Esta abordagem assume implicitamente que possíveis diferenças dos impactos das variáveis exógenas ao longo da distribuição condicional da variável dependente são irrelevantes (Martins & Pereira (2004)).

Caso as variáveis exógenas influenciarem os parâmetros da distribuição condicional da

³Como já mencionado anteriormente, a medida sigma é preferível que as demais para os propósitos deste trabalho. Nas próximas seções serão utilizadas apenas as especificações com a medida sigma

variável dependente de maneira diferente da média, então a análise em questão será fortemente enfraquecida (Koenker & Bassett (1978)). O objetivo desta seção é analisar os coeficientes da relação entre desigualdade salarial e performance a partir do método de regressão quantílica. Diferentemente das estimativas em OLS, os modelos de regressão quantílica fornecem uma plena caracterização da distribuição condicional da variável dependente.

Em uma especificação de equação de performance da firma, o modelo de regressão quantílica pode ser escrito como:

$$\ln(P/n)_j = Z_j\beta_\theta + u_{\theta j} \quad (13)$$

com

$$\text{Quant}_\theta[\ln(P/n)_j|Z_j] = Z_j\beta_\theta \quad (14)$$

Onde Z_j é um vetor de variáveis exógenas (que incluem M_j , X_j e F_j) e β_θ é um vetor de parâmetros. $\text{Quant}_\theta[\ln(P/n)_j|Z_j]$ denota o θ ésimo quantil condicional de $\ln(P/n)$ dado Z . A θ ésima regressão quantílica, $0 < \theta < 1$, é definida como solução para o seguinte problema:

$$\min_{\beta \in R^k} \left\{ \sum_{j:\ln(P/n)_j \geq Z_j\beta} \theta |\ln(P/n)_j - Z_j\beta_\theta| + \sum_{j:\ln(P/n)_j < Z_j\beta} (1 - \theta) |\ln(P/n)_j - Z_j\beta_\theta| \right\} \quad (15)$$

Este problema não tem uma forma de solução explícita, porém pode ser solucionado pelo método de programação linear. Os erros padrão são obtidos por métodos de *bootstrap*.

Os coeficientes β para o primeiro, décimo ou nonagésimo percentil são obtidos, por exemplo, mediante a fixação de $\theta=0,01$, $\theta=0,10$ e $\theta=0,90$, respectivamente. Neste trabalho são apresentados os coeficientes obtidos para os percentis 10, 25, 50, 75 e 90 (denominados P10, P25, P50, P75 e P90, respectivamente).

As tabelas 9, 10 e 11 apresentam os resultados das regressões quantílicas para todas as empresas, para as empresas do setor industrial e para as empresas do setor de serviços, respectivamente. Todos os coeficientes apresentam sinais positivos e, na grande maioria dos casos, estatisticamente significativos. Casos de coeficientes não significativos foram comumente encontrados nas regressões com a amostra composta por todas as empresas e com àquelas obtidas com o décimo percentil da distribuição condicional, P10.

Os resultados com regressões quantílicas sugerem que, ao incorporar empresas com melhor

performance condicional à amostra, maior é o valor do coeficiente da relação entre desigualdade salarial e performance, ou seja, ao incorporar empresas cada vez mais eficientes à amostra, maior é o impacto positivo da desigualdade salarial sobre a performance em termos de valor adicionado por trabalhador.

A exemplo das estimativas em OLS, as estimativas com regressões quantílicas apontam coeficientes maiores para a amostra de empresas industriais quando comparados com os coeficientes obtidos com a amostra de empresas do setor de serviços. Os resultados obtidos nesta seção apontam, novamente, fortes evidências em favor da hipótese de uma relação positiva entre dispersão salarial intra-firma e desempenho econômico para o caso da economia brasileira.

3.3.3 Estimativas com Variáveis Instrumentais

Verificou-se nas seções anteriores que os resultados obtidos a partir de estimativas em OLS corroboram fortemente a hipótese de uma relação positiva entre dispersão salarial intra-firma e desempenho de lucros (ou valor adicionado) das empresas brasileiras.

Comentou-se também da possibilidade de tais resultados estarem viesados. Uma segunda origem de problemas nas estimativas em OLS é a simultaneidade entre lucros e dispersão salarial. A idéia da simultaneidade está associada à possibilidade de *rent sharing*. As empresas ao dividirem rendas econômicas com seus funcionários poderiam estar aumentando suas dispersões salariais, logo haveria tanto a causalidade de dispersão salarial para lucros (torneios ou equidade) quanto de lucros para dispersão salarial (*rent sharing*).

Com o objetivo de solucionar tal problema, esta seção apresenta resultados obtidos através de estimativas em 2SLS, conforme especificação econométrica abaixo:

$$\ln(P/n)_{jt} = M_{zjt}\beta + X_{jt}\delta + F_{jt}\varphi + \epsilon_{jt} \quad (16)$$

$$M_{zjt} = M_{zjt-1}\varpi_1 + M_{zjt-2}\varpi_2 + X_{jt}\phi + F_{jt}\theta + v_{jt} \quad (17)$$

A exemplo do trabalho de Heyman (2005), são utilizadas medidas de dispersão salarial defasadas como variáveis instrumentais (IV). Neste caso foram utilizados os períodos $t-1$ e $t-2$ da variável M_{zj} como IV's.

A tabela 12 reporta os coeficientes da relação entre medidas de dispersão e lucros para os

anos de 2000 e 2001 (segundo estágio da regressão em 2SLS). Não há estimativas em 2SLS para os anos de 1998 e 1999, pois estes períodos não dispõem de defasagens suficientes para instrumentalização e testes de sobre-identificação de IV.

A tabela 12 também reporta os valores dos coeficientes dos instrumentos nas regressões auxiliares (primeiro estágio da regressão em 2SLS), os valores de Shea R^2 parcial (Shea (1997)) e estatísticas de Sargan (Arellano & Bond (1991)). Os coeficientes dos instrumentos apresentam, sem exceção, valores positivos e significativos. A ortogonalidade dos instrumentos com os erros é confirmada para todas as regressões conforme os valores apresentados para as estatísticas de Sargan. O poder explicativo dos instrumentos sobre as variáveis endógenas é satisfatório, conforme é constatado pelos valores de Shea R^2 parcial.

Uma vez constatado que os instrumentos utilizados apresentam características satisfatórias de exogeneidade e poder explicativo das variáveis endógenas, as interpretações dos resultados do segundo demandam menor cautela. A exemplo de outros trabalhos, os resultados com estimativas IV apresentam valores de coeficientes positivos e comparativamente superiores àqueles obtidos com estimadores OLS.

Todos os coeficientes da variável sigma da tabela 12 apresentam valores positivos e estatisticamente significativos, independentemente da amostra setorial ou do ano de análise. Novamente os resultados aqui apresentados apontam coeficientes maiores para a amostra de empresas industriais quando comparados com os coeficientes obtidos da amostra do setor de serviços. Fortes evidências em favor da hipótese de uma relação positiva entre dispersão salarial intra-firma e desempenho também são fornecidas com as estimativas em 2SLS.

3.4 Análise Longitudinal

Verificou-se nas seções anteriores que todas as estimativas da análise de corte seccional corroboram a hipótese de torneios para caso das empresas brasileiras. Nesta seção será explorado o caráter longitudinal da amostra, ou seja, serão fornecidos resultados obtidos a partir de estimativas com dados de painel. Duas abordagens serão consideradas nesta seção: regressões Pooled e regressões com efeitos fixos de firmas.

3.4.1 Regressões Pooled

Nesta seção as observações anuais das empresas (1998-2001) são empilhadas na forma de *time series cross sectional data*. O procedimento implica na utilização destes dados para replicar os métodos econométricos já aplicados na análise de corte seccional, ou seja, regressões OLS, quantílica e 2SLS⁴. Os principais objetivos desta seção são providenciar resultados que sirvam de *baseline* para os resultados a serem desenvolvidos com estimativas de efeitos fixos e fornecer uma análise de robustez ao trabalho.

A primeira especificação a ser apresentada é a regressão Pooled OLS conforme equação abaixo:

$$\ln(P/n)_{jt} = M_{zjt}\beta + X_{jt}\delta + F_{jt}\varphi + T\lambda + \epsilon_{jt} \quad (18)$$

Onde T é um conjunto de *dummies* (ou efeitos fixos) para cada ano da amostra.

A exemplo das análises de corte seccional, o tratamento econométrico acima foi aplicado separadamente para todas as empresas, para o conjunto das empresas industriais e para o conjunto das empresas do setor de serviços. Os resultados dos coeficientes com regressões Pooled OLS são apresentados na primeira linha da tabela 13. Pode-se constatar que todos os coeficientes são positivos e significativos a 1% e o valor do coeficiente da amostra de empresas industriais (1,23) é aproximadamente o dobro do valor do coeficiente obtido para a amostra das empresas do setor de serviços (0,64).

A segunda especificação é da regressão quantílica com dados empilhados (Pooled) conforme equação abaixo:

$$\ln(P/n)_j = Z_j\beta_\theta + T\lambda + u_{\theta j} \quad (19)$$

A exemplo das análises anteriores, os coeficientes da regressão quantílica foram obtidos para os percentis 10, 25, 50, 75 e 90. Os resultados dos coeficientes obtidos com a especificação acima são reportados na tabela 13, linhas 2 (P10) a 6 (P90). Pode-se novamente constatar que todos os coeficientes são positivos e significativos a 1% e o valor dos coeficientes crescem a medidas que maiores percentis são analisados, independentemente do tipo de amostra setorial.

A terceira especificação é da regressão Pooled 2SLS, conforme equação abaixo:

⁴Os erros padrão dos coeficientes obtidos nas regressões Pooled são corrigidos para *clusters*, ou seja, observações repetidas de uma mesma empresa.

$$\ln(P/n)_{jt} = M_{zjt}\beta + X_{jt}\delta + F_{jt}\varphi + T\lambda + \epsilon_{jt} \quad (20)$$

$$M_{zjt} = M_{zjt-1}\varpi_1 + M_{zjt-2}\varpi_2 + X_{jt}\phi + F_{jt}\theta + T\zeta + v_{jt} \quad (21)$$

Novamente utiliza-se as medidas de dispersão salarial defasadas como variáveis instrumentais (IV), ou seja, os períodos $t-1$ e $t-2$ da variável M_{zj} .

Os resultados dos coeficientes obtidos com a especificação Pooled 2SLS são apresentados na tabela 13, linha 7. Todos os coeficientes são positivos e significativos a 1%, independentemente do tipo de amostra setorial. Novamente os coeficientes obtidos em 2SLS apresentam valores superiores àqueles obtidos em OLS. Os valores em 2SLS superam duas vezes os valores em OLS (2,63 contra 1,23 no caso da indústria, 1,45 contra 0,64 no caso de serviços e 2,32 contra 1,08 para o conjunto de todas as empresas).

3.4.2 Regressões com Efeitos Fixos

Uma origem de viés em estimativas econométricas até então não abordada neste trabalho é a de variáveis omitidas. Nesta seção procura-se lidar com este problema mediante a utilização de estimativas com efeitos fixos de firmas⁵. O objetivo é controlar a heterogeneidade não observável e invariante no tempo das empresas.

A especificação econométrica do modelo de efeitos fixos segue abaixo:

$$\ln(P/n)_{jt} = M_{zjt}\beta + X_{jt}\delta + F_{jt}\varphi + T\lambda + J\psi + \epsilon_{jt} \quad (22)$$

Onde J são os efeitos fixos das empresas.

Os resultados dos coeficientes obtidos com a especificação do modelo de efeitos fixos de firmas são reportados na tabela 13, linha 8. As amostras constituídas de todas as empresas e pelo conjunto de empresas industriais apresentam valores de coeficientes positivos (0,05 e 0,09, respectivamente). Já a amostra de empresas do setor de serviços apresenta valor de coeficiente negativo (-0,007). Porém, nenhum coeficiente é significativo em termos estatísticos.

Os resultados acima devem ser interpretados com cautela, uma vez que dois pontos podem estar comprometendo seriamente as estimativas com efeitos fixos: (i) o painel é muito curto, dispondo apenas de 4 anos, o que dificulta a identificação correta dos efeitos fixos; (ii) mesmo

⁵Utilizou-se o teste de especificação de Hausman (Hausman (1978)) para modelos de efeitos randômicos e efeitos fixos e foi constatado que o modelo de efeitos fixos é o mais apropriado.

controlando a heterogeneidade não observada e invariante no tempo das empresas, o problema da endogeneidade entre desigualdade salarial e desempenho permanece pendente.

A solução para o primeiro problema acima mencionado implica na inclusão de mais períodos na amostra. A solução para o segundo problema implica em estimativas de efeitos fixos com variáveis instrumentais. Dada a impossibilidade da solução para o primeiro problema, este trabalho buscará contornar parcialmente as limitações das estimativas com efeitos fixos utilizando o método de variáveis instrumentais.

A especificação econométrica do modelo de efeitos fixos com variáveis instrumentais segue abaixo:

$$\ln(P/n)_{jt} = M_{zjt}\beta + X_{jt}\delta + F_{jt}\varphi + T\lambda + J\psi + \epsilon_{jt} \quad (23)$$

$$M_{zjt} = M_{zjt-1}\varpi_1 + M_{zjt-2}\varpi_2 + X_{jt}\phi + F_{jt}\theta + T\zeta + J\psi + v_{jt} \quad (24)$$

Os resultados dos coeficientes obtidos com a especificação do modelo de efeitos fixos de firmas com variáveis instrumentais são apresentados na tabela 13, última linha. Ao contrário das estimativas com efeitos fixos, todos os coeficientes apresentam valores positivos, porém apenas o coeficiente para o setor de serviços é significativo.

Sugere-se novamente cautela na interpretação destes resultados, uma vez que, como já mencionado, a solução do problema da endogeneidade entre desigualdade salarial e desempenho das empresas não implica na solução do problema relacionado a extensão do painel.

4 Conclusões

Este trabalho teve como objetivo testar a relação entre dispersão salarial intra-firma e desempenho para um conjunto de empresas brasileiras dos setores industrial de transformação e de serviços. Não é conhecimento deste autor a existência de outros testes empíricos similares para países em desenvolvimento.

Foi visto ao longo deste trabalho que a teoria econômica e as evidências empíricas não são consensuais sobre os efeitos da dispersão salarial intra-firma sobre o desempenho das empresas. Foi verificado ainda que a quantidade de trabalhos empíricos sobre o tema é pequeno e, em muitos casos, restritos à análises de setores (ou segmentos profissionais) muito específicos das economias desenvolvidas.

As estimativas da relação entre desempenho e desigualdade foram obtidas a partir de diferentes medidas de dispersão salarial intra-firma (desigualdade condicional e não-condicional), diferentes setores de atividade econômica (indústria e serviços), diferentes medidas de performance das firmas (lucros por trabalhador e valor adicionado por trabalhador), diferentes características amostrais (corte seccional e longitudinal) e diferentes estimadores econométricos (OLS, regressão quantílica, 2SLS, Efeitos Fixos e Efeitos Fixos com variáveis instrumentais).

Embora a grande maioria dos testes econométricos apresentem coeficientes com sinais positivos e significativos, exceção é feita para as análises com efeitos fixos para firmas e efeitos fixos com variáveis instrumentais, onde a maioria dos coeficientes não são significativos. Nas análises com efeitos fixos apenas o coeficiente da amostra de serviços com estimadores IVFE apresentou sinal positivo e significativo. Desta forma, os resultados obtidos neste trabalho corroboram parcialmente a hipótese dos torneios de Lazear & Rosen (1981).

Foi comentado ainda a necessidade de cautela na interpretação dos resultados com estimadores de efeitos fixos, pois a utilização de um painel curto, dispondo apenas de 4 anos, poderia dificultar a identificação correta dos efeitos fixos, comprometendo a análise.

Um objetivo auxiliar deste trabalho era obter resultados no sentido de inspecionar a validade de cada uma das teorias conflitantes, Torneios e *Fairness*, para o caso da economia brasileira. Em nenhuma das especificações ou sub-amostras utilizadas neste trabalho obteve-se um resultado que corroborasse a hipótese *Fairness*, ou seja, de uma relação negativa e estatisticamente significativa entre dispersão salarial e desempenho das firmas.

Finalmente, dois conjuntos de resultados merecem particular atenção neste trabalho: (i) Os resultados com regressões quantílicas sugerem que, ao incorporar empresas cada vez mais eficientes à amostra (desempenho condicional), maior é o impacto positivo da desigualdade salarial sobre a performance das firmas; (ii) os resultados sugerem que o incentivo via desigualdade é mais efetivo para o caso das empresas industriais, ou seja, os valores dos coeficientes para a indústria são maiores que para o setor de serviços.

Nos termos expostos por (Lazear (1989) e Lazear (1995)), esta menor efetividade da desigualdade sobre a performance das firmas de serviços poderia estar associada ao fato deste setor apresentar um maior número de trabalhadores não cooperativos (*hawks*) quando comparado com o número de trabalhadores do setor industrial (composto majoritariamente por trabalhadores cooperativos (*doves*)).

Referências

- Adams, J. (1963), ‘Toward an understanding of inequity’, *Journal of Abnormal and Social Psychology* (517), 422–436.
- Akerloff, G. & Yellen, J. (1988), ‘Fairness and unemployment’, *American Economic Review (Papers and Proceedings)* **78**(2), 44–49.
- Akerloff, G. & Yellen, J. (1990), ‘The fair wage-effort hypothesis and unemployment’, *The Quarterly Journal of Economics* **105**(2), 255–283.
- Arellano, M. & Bond, S. (1991), ‘Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations’, *Review of Economic Studies* **58**(2), 277–297.
- Cowherd, D. & Levine, D. (1992), ‘Product quality and pay equity between lower-level employers and top management: An investigation of distributive justice theory’, *Administrative Science Quarterly* **37**(2), 302–320.
- DeBrock, L., Hendricks, W. & Koenker, R. (2001), ‘Pay and performance: The impact of salary distribution on firm level outcomes in baseball’, *Department of Economics, University of Illinois, mimeo* .
- Eriksson, T. (1999), ‘Executive compensation and tournament theory: Empirical tests on danish data’, *Journal of Labor Economics* **17**(2), 262–280.
- Frick, B., Prinz, J. & Winkelmann, K. (2003), ‘Pay inequalities and team performance: Empirical evidence from north american major leagues’, *International Journal of Manpower* **24**(4), 472–488.
- Gomez, R. (2002), ‘Salary compression and team performance: Evidence from the national hockey league’, *Zeitschrift fur Betriebswirtschaft: Ergänzungsheft 'Sportökonomie'* **72**, 203–220.
- Harder, J. (1992), ‘Play for pay: Effects of inequality in a pay-for-performance context’, *Administrative Science Quarterly* **37**, 321–335.
- Hausman, J. A. (1978), ‘Specification tests in econometrics’, *Econometrica* **46**(6), 1251–1271.

- Heyman, F. (2005), ‘Pay inequality and firm performance: evidence from matched employer–employee data’, *Applied Economics* **37**(11), 1313–1327.
- Hibbs, A. & Locking, H. (2000), ‘Wage dispersion and productive efficiency: Evidence for sweden’, *Journal of Labor Economics* **18**(4), 755–782.
- Koenker, R. & Bassett, G. (1978), ‘Regression quantiles’, *Econometrica* **46**, 33–50.
- Lallemand, T., Plasman, R. & Rycx, F. (2004), ‘Intra-firm wage dispersion and firm performance: Evidence from linked employer-employee data’, *Kyklos* **57**(4), 541–566.
- Lallemand, T., Plasman, R. & Rycx, F. (2007), ‘Wage structure and firm productivity in belgium’, *NBER Working Papers* **12978**.
- Lazear, E. (1989), ‘Pay equality and industrial politics’, *Journal of Political Economy* **97**, 561–580.
- Lazear, E. (1995), *Personnel Economics*, M.I.T. Press, Massachusetts.
- Lazear, E. & Rosen, S. (1981), ‘Rank-order tournaments as optimum labor contracts’, *Journal of Political Economy* **89**(5), 841–864.
- Leonard, J. (1990), ‘Executive pay and firm performance’, *Industrial and Labor Relations Review* **43**, 13–29.
- Main, B., O’Reilly, C. & Wade, J. (1993), ‘Top executive pay: Tournament or teamwork?’, *Journal of Labor Economics* **11**(4), 606–628.
- Martins, P. S. & Pereira, P. T. (2004), ‘Does education reduce wage inequality? quantile regression evidence from 16 countries’, *Labour Economics* **11**(3), 355–371.
- Milgrom, P. (1988), ‘Employment contracts, influence activities and efficient organisation design’, *Journal of Political Economy* **96**, 42–60.
- Milgrom, P. & Roberts, J. (1990), ‘The efficiency of equity in organisational decision process’, *American Economic Review (Papers and Proceedings)* **80**, 154–159.
- Pfeffer, J. & Langton, N. (1993), ‘The effect of wage dispersion on satisfaction, productivity, and working collaboratively: Evidence from college and university faculty’, *Administrative Science Quarterly* **38**(3), 382–407.

Richards, D. & Guell, R. (1998), 'Baseball success and the structure of salaries', *Applied Economics Letters* **5**, 291–296.

Shea, J. (1997), 'Instrument relevance in multivariate linear models: A simple measure', *The Review of Economics and Statistics* **79**, 348–352.

Winter-Ebmer, R. & Zweimuller, J. (1999), 'Intra-firm wage dispersion and firm performance', *Kyklos* **52**(4), 555–572.

Tabela 1. Lista de Variáveis

Variáveis	Descrição:
Ln Emprego	Log do número de empregados - proxy para tamanho de firma
Lucros pw	Lucros por trabalhador por firma em R\$ de 1998
VA pw	Valor adicionado por tralbahdor por firma em R\$ de 1998
Ln Lucros	Log dos Lucros pw
Ln VA	Log of VA pw
Sigma	Erro padrão da regressão de salários por firma-ano
Desvio Padrão	Desvio padrão dos salários por firma-ano
Coef. Variação	Coefficiente de Variação dos salários por firma-ano
Maxmin	Razão Salário Máximo Mínimo por firma-ano
Tenure	Tempo de Emprego Médio dos Trabalhadores na Firma
Escolaridade	Anos de Escolaridade Média dos trabalhadores, por firma
Idade	Idade Média dos trabalhadores, por firma
Fem	Proporção de mulheres por firma
Local	Dummies para os 27 Estados Brasileiros
Setor	Dummies para setores CNAE 3 dígitos

Tabela 2. Estatísticas Descritivas, Todas as Empresas

Variáveis	Média (Desvio Padrão)			
	1998	1999	2000	2001
Ln Emprego	5,07 (0,91)	5,10 (0,91)	5,16 (0,91)	5,18 (0,93)
Lucros pw	934 (3.000)	1.022 (3.079)	1.051 (3.017)	926 (2.984)
VA pw	16.007 (14.305)	15.909 (14.722)	16.198 (14.813)	16.019 (14.923)
Sigma	0,16 (0,09)	0,15 (0,09)	0,15 (0,09)	0,15 (0,10)
Desvio Padrão	2,17 (2,20)	2,08 (3,36)	2,09 (2,89)	2,22 (2,65)
Coef. Variação	75,91 (39,74)	75,30 (41,09)	76,05 (40,39)	79,69 (47,07)
Maxmin	37,01 (92,33)	38,04 (82,50)	38,76 (57,45)	45,48 (70,64)
Tenure	36,41 (21,84)	39,44 (22,61)	40,76 (22,61)	42,84 (23,52)
Escolaridade	6,67 (1,77)	6,87 (1,74)	7,07 (1,76)	7,25 (1,77)
Idade	32,43 (3,75)	32,76 (3,75)	32,88 (3,79)	33,17 (3,81)
Fem	0,27 (0,24)	0,27 (0,23)	0,27 (0,23)	0,27 (0,24)
Obs.	7689	7689	7689	7689

Notas: (1) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.

Tabela 3. Estatísticas Descritivas, Empresas Industriais

Variáveis	Média (Desvio Padrão)			
	1998	1999	2000	2001
Ln Emprego	4,94 (0,82)	4,97 (0,81)	5,02 (0,82)	5,03 (0,83)
Lucros pw	836 (3.392)	1.049 (3.511)	1.103 (3.437)	952 (3.420)
VA pw	19.060 (16.386)	19.102 (16.908)	19.583 (16.911)	19.453 (17.103)
Sigma	0,16 (0,09)	0,16 (0,09)	0,16 (0,09)	0,16 (0,10)
Desvio Padrão	2,34 (2,34)	2,27 (3,93)	2,28 (3,36)	2,40 (2,95)
Coef. Variação	80,05 (40,44)	79,45 (40,33)	80,17 (38,97)	83,24 (45,87)
Maxmin	37,19 (108,03)	36,85 (90,64)	37,46 (52,96)	43,69 (70,24)
Tenure	40,23 (21,60)	43,03 (22,26)	44,00 (22,30)	46,69 (22,82)
Escolaridade	6,63 (1,67)	6,85 (1,64)	7,07 (1,67)	7,24 (1,70)
Idade	31,80 (3,46)	32,10 (3,44)	32,18 (3,43)	32,50 (3,46)
Fem	0,28 (0,24)	0,28 (0,24)	0,28 (0,23)	0,28 (0,24)
Obs.	4990	4990	4990	4990

Notas: (1) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.

Tabela 4. Estatísticas Descritivas, Empresas Serviços

Variáveis	Média (Desvio Padrão)			
	1998	1999	2000	2001
Ln Emprego	5,31 (1,03)	5,35 (1,02)	5,42 (1,02)	5,46 (1,04)
Lucros pw	1.114 (2.080)	971 (2.053)	954 (2.021)	879 (1.931)
VA pw	10.563 (6.302)	10.005 (5.935)	9.941 (6.009)	9.669 (5.614)
Sigma	0,15 (0,09)	0,14 (0,09)	0,14 (0,09)	0,15 (0,09)
Desvio Padrão	1,84 (1,87)	1,73 (1,87)	1,75 (1,67)	1,90 (1,95)
Coef. Variação	68,30 (37,23)	67,61 (41,38)	68,45 (41,85)	73,12 (48,56)
Maxmin	36,68 (52,40)	40,24 (64,78)	41,18 (64,88)	48,79 (71,28)
Tenure	29,40 (20,50)	32,81 (21,75)	34,78 (22,61)	36,62 (23,53)
Escolaridade	6,73 (1,94)	6,92 (1,92)	7,09 (1,92)	7,27 (1,90)
Idade	33,60 (3,97)	34,00 (4,00)	34,17 (4,07)	34,40 (4,11)
Fem	0,25 (0,23)	0,25 (0,23)	0,25 (0,23)	0,26 (0,25)
Obs.	2699	2699	2699	2699

Notas: (1) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.

Tabela 5. Analise Cross Section, OLS - Todas Empresas

Regressor	Variável Dependente: Ln Lucros pw			
	1998	1999	2000	2001
Sigma	0,36 (0,26)	0,25 (0,31)	0,52 (0,25)**	0,77 (0,22)***
Desvio Padrão	0,04 (0,01)***	0,04 (0,01)***	0,05 (0,01)***	0,07 (0,01)***
Coef. Variação	0,001 (0,0006)**	0,0005 (0,0006)	0,001 (0,0005)*	0,002 (0,0005)***
Maxmin	0,0001 (0,0002)	0,0004 (0,0005)	0,001 (0,0004)**	0,001 (0,0004)**
Observações	5218	5287	5297	5200

Notas: (1) *** significativo a 99 %; ** a 95 %; * a 90 %; (2) Erros Padrão entre parênteses; (3) Cada célula equivale a uma regressão; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: tamanho da firma (ln do pessoal ocupado), tempo médio de estudo, tempo médio dos trabalhadores na empresa, % de mulheres por empresa, dummies de localização, dummies de ano e dummies de indústria; (5) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.

Tabela 6. Analise Cross Section, OLS - Todas Empresas

Regressores	Variavel Dependente: Ln Valor Adicionado pw			
	1998	1999	2000	2001
Sigma	1,17 (0,07)***	1,11 (0,07)***	1,30 (0,07)***	1,00 (0,06)***
Desvio Padrão	0,13 (0,003)***	0,13 (0,001)***	0,14 (0,002)***	0,08 (0,002)***
Coef. Variação	0,002 (0,0001)***	0,001 (0,0001)***	0,001 (0,0001)***	0,001 (0,0001)***
Maxmin	0,001 (0,00007)***	0,0007 (0,00007)***	0,0009 (0,0001)***	0,0006 (0,0001)***
Obs.	7635	7630	7621	7626

Notas: (1) *** significativo a 99 %; ** a 95 %; * a 90 %; (2) Erros Padrão entre parênteses; (3) Cada célula equivale a uma regressão; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: tamanho da firma (ln do pessoal ocupado), tempo médio de estudo, tempo médio dos trabalhadores na empresa, % de mulheres por empresa, dummies de localização e dummies setoriais; (5) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.

Tabela 7. Analise Cross Section, OLS - Empresas Industriais

	Variavel Dependente: Ln Valor Adicionado pw			
	1998	1999	2000	2001
Regressores				
Sigma	1,33 (0,10)***	1,23 (0,10)***	1,45 (0,09)***	1,19 (0,09)***
Desvio Padrão	0,13 (0,004)***	0,14 (0,002)***	0,15 (0,002)***	0,09 (0,003)***
Coef. Variação	0,002 (0,0002)***	0,001 (0,0002)***	0,002 (0,0002)***	0,001 (0,0002)***
Maxmin	0,0002 (0,0000)***	0,0008 (0,0001)***	0,001 (0,0002)***	0,0007 (0,0001)***
Obs.	4940	4944	4935	4944

Notas: (1) *** significativo a 99 %; ** a 95 %; * a 90 %; (2) Erros Padrão entre parênteses; (3) Cada célula equivale a uma regressão; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: tamanho da firma (ln do pessoal ocupado), tempo médio de estudo, tempo médio dos trabalhadores na empresa, % de mulheres por empresa, dummies de localização e dummies setoriais; (5) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.

Tabela 8. Analise Cross Section, OLS - Empresas Serviços

	Variavel Dependente: Ln Valor Adicionado pw			
	1998	1999	2000	2001
Regressores				
Sigma	0,74 (0,08)***	0,66 (0,07)***	0,93 (0,08)***	0,54 (0,06)***
Desvio Padrão	0,10 (0,004)***	0,09 (0,003)***	0,11 (0,004)***	0,05 (0,003)***
Coef. Variação	0,001 (0,0002)***	0,0006 (0,0001)***	0,0008 (0,0001)***	0,0003 (0,0001)***
Maxmin	0,0007 (0,0001)***	0,0003 (0,0001)***	0,0004 (0,0001)***	0,0003 (0,0001)***
Obs.	2695	2686	2683	2681

Notas: (1) *** significativo a 99 %; ** a 95 %; * a 90 %; (2) Erros Padrão entre parênteses; (3) Cada célula equivale a uma regressão; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: tamanho da firma (ln do pessoal ocupado), tempo médio de estudo, tempo médio dos trabalhadores na empresa, % de mulheres por empresa, dummies de localização e dummies setoriais; (5) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.

Tabela 9. Análise Cross Section, Regressão Quantílica - Todas Empresas

Sigma	Variável Dependente: Ln Valor Adicionado pw					N
	P10	P25	P50	P75	P90	
1998	0,85 (2,53)	1,03 (1,37)	1,16 (0,96)	1,15 (0,33)***	1,19 (1,53)	7633
1999	0,67 (1,19)	0,87 (0,41)**	1,03 (0,48)**	1,20 (0,26)**	1,28 (0,48)***	7628
2000	0,75 (9,01)	0,90 (2,62)	1,29 (1,50)	1,45 (0,97)	1,49 (3,16)	7614
2001	0,54 (0,69)	0,78 (0,23)***	0,96 (0,28)***	1,02 (0,21)***	1,09 (0,21)***	7621

Notas: (1) *** significativo a 99 %; ** a 95 %; * a 90 %; (2) Erros Padrão entre parênteses; (3) Cada célula equivale a uma regressão; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: tamanho da firma (ln do pessoal ocupado), tempo médio de estudo, tempo médio dos trabalhadores na empresa, % de mulheres por empresa, dummies de localização e dummies setoriais; (5) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.

Tabela 10. Análise Cross Section, Regressão Quantílica - Empresas Industriais

Sigma	Variável Dependente: Ln Valor Adicionado pw					N
	P10	P25	P50	P75	P90	
1998	0,80 (0,71)	1,24 (0,40)***	1,43 (0,15)***	1,36 (0,06)***	1,45 (0,21)***	4938
1999	0,64 (0,87)	0,86 (0,19)***	1,07 (0,22)***	1,34 (0,14)***	1,57 (0,23)***	4942
2000	1,15 (0,65)*	1,16 (0,38)***	1,39 (0,15)***	1,46 (0,15)***	1,65 (0,38)***	4934
2001	1,04 (0,60)*	1,13 (0,17)***	1,14 (0,18)***	1,26 (0,21)***	1,34 (0,11)***	4940

Notas: (1) *** significativo a 99 %; ** a 95 %; * a 90 %; (2) Erros Padrão entre parênteses; (3) Cada célula equivale a uma regressão; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: tamanho da firma (ln do pessoal ocupado), tempo médio de estudo, tempo médio dos trabalhadores na empresa, % de mulheres por empresa, dummies de localização e dummies setoriais; (5) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.

Tabela 11. Análise Cross Section, Regressão Quantílica - Empresas Serviços

Sigma	Variável Dependente: Ln Valor Adicionado pw					N
	P10	P25	P50	P75	P90	
1998	0,63 (0,30)**	0,63 (0,12)***	0,68 (0,08)***	0,79 (0,10)***	0,76 (0,14)***	2695
1999	0,32 (0,17)*	0,58 (0,08)***	0,60 (0,06)***	0,75 (0,09)***	0,83 (0,11)***	2686
2000	0,25 (0,23)	0,59 (0,11)***	0,91 (0,09)***	1,01 (0,07)***	1,20 (0,14)***	2680
2001	0,16 (0,12)	0,23 (0,09)**	0,55 (0,08)***	0,67 (0,06)***	0,84 (0,07)***	2681

Notas: (1) *** significativo a 99 %; ** a 95 %; * a 90 %; (2) Erros Padrão entre parênteses; (3) Cada célula equivale a uma regressão; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: tamanho da firma (ln do pessoal ocupado), tempo médio de estudo, tempo médio dos trabalhadores na empresa, % de mulheres por empresa, dummies de localização e dummies setoriais; (5) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.

Tabela 12. Análise Cross Section, 2SLS

	Variável Dependente: Ln Valor Adicionado pw_t					
	Industria 2000	Industria 2001	Serviços 2000	Serviços 2001	Todas 2000	Todas 2001
Segundo Estágio						
Sigma_t	2,69 (0,39)***	2,43 (0,35)***	1,58 (0,16)***	1,34 (0,17)***	2,46 (0,25)***	2,12 (0,23)***
Primeiro Estágio						
Sigma_{t-1}	0,44 (0,01)***	0,32 (0,01)***	0,39 (0,02)***	0,38 (0,02)**	0,42 (0,01)***	0,35 (0,01)***
Sigma_{t-2}	0,21 (0,01)***	0,29 (0,01)***	0,24 (0,01)***	0,25 (0,02)***	0,23 (0,01)***	0,28 (0,01)***
Sargan ^(a)	2,00 (0,15)	0,45 (0,50)	0,19 (0,66)	5,13 (0,02)	1,64 (0,20)	2,01 (0,15)
Shea R^2 Parcial	0,32	0,26	0,32	0,23	0,33	0,26

Notas: (1) *** significativo a 99 %; ** a 95 %; * a 90 %; (2) Erros Padrão entre parênteses; (3) Cada célula equivale a uma regressão; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: tamanho da firma (ln do pessoal ocupado), tempo médio de estudo, tempo médio dos trabalhadores na empresa, % de mulheres por empresa, dummies de localização e dummies setoriais; (5) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC; (a) P-Valor entre parenteses.

Tabela 13. Análise Longitudinal, Varias Análises

	Variável Dependente: Ln VA pw_t		
	Indústria	Serviços	Todas
Pooled OLS	1,23 (0,12)***	0,64 (0,07)***	1,08 (0,08)***
P10	0,86 (0,16)***	0,31 (0,11)***	0,69 (0,08)***
P25	1,07 (0,07)***	0,48 (0,05)***	0,91 (0,05)***
P50	1,22 (0,05)***	0,63 (0,04)***	1,08 (0,03)***
P75	1,30 (0,04)***	0,80 (0,04)***	1,14 (0,03)***
P90	1,41 (0,05)***	0,89 (0,05)***	1,25 (0,04)***
Pooled 2SLS	2,63 (0,26)***	1,45 (0,12)***	2,32 (0,17)***
Efeito Fixos	0,09 (0,12)	-0,007 (0,04)	0,05 (0,08)
IV - Efeito Fixos	0,35 (0,43)	0,24 (0,16)***	0,31 (0,30)

Notas: (1) *** significativo a 99 %; ** a 95 %; * a 90 %; (2) Erros Padrão entre parênteses; (3) Cada célula equivale a uma regressão; (4) Cada regressão inclui os seguintes controles não reportados: tamanho da firma (ln do pessoal ocupado), tempo médio de estudo, tempo médio dos trabalhadores na empresa, % de mulheres por empresa, dummies de localização, dummies de ano e dummies de indústria; (5) Valores monetários em R\$ a preços de 1998 deflacionados pelo INPC.