

Rent Sharing nas Indústrias Brasileiras

Pedro S. Martins, Queen Mary, Universidade de Londres e IZA, Bonn.

Luiz Alberto Esteves, Universidade Federal do Paraná e Universidade de Siena.

Abstract: This paper examines empirically whether manufacturing firms in Brazil share rents with their employees. We use detailed individual-level matched data, covering the 1997-2002 period, based on our merging of three different data sets: RAIS, PIA and “Censo de Capitais”. We also seek to account for the possible endogeneity of profits, using better measures of profits and using instruments based on financial accounting variables and/or exchange rates and firms export propensities. In our preferred specifications, we do not find evidence of rent sharing.

Keywords: Rent Sharing; Instrumental Variables; Matched Employer-Employee Data;

JEL codes: J31, J41.

Resumo: O objetivo deste trabalho é testar empiricamente a hipótese de *rent sharing* (divisão de rendas/lucros) para as indústrias brasileiras. Para testar a hipótese de *rent sharing*, o presente trabalho utiliza um *matching* composto por dados da RAIS (Relatório Anual de Informações Sociais), PIA (Pesquisa Industrial Anual) e Censo de Capitais do Banco Central do Brasil para os anos de 1997-2002. Controles para uma possível endogeneidade dos lucros foram efetuados através de medidas alternativas de lucros e instrumentos baseados em variáveis contábeis, taxas de câmbio e propensões a exportar das firmas. Em nossas especificações preferidas não foram encontradas evidências de *rent sharing* para a economia brasileira.

Palavras-Chaves: Divisão de Rendas Econômicas; Variáveis Instrumentais; Bases de dados trabalhador-empresa.

Códigos JEL: J31, J41

1. Introdução

A existência e a persistência temporal de diferenciais salariais são características comuns a quaisquer economias. Mesmo após o controle dos atributos mensuráveis de capital humano e de filiação industrial, tais diferenciais continuam a ser significativos. No caso específico da economia brasileira, Arbache e DeNegri (2004)¹ fornecem robustas indicações neste sentido. Além disso, é importante ter presente que a economia brasileira é caracterizada por elevadíssimos níveis de desigualdade de rendimentos.

A questão que surge neste tema específico é: quais fatores residuais explicariam estes diferenciais de salários? A literatura econômica aponta três abordagens alternativas (não necessariamente excludentes) como respostas para tal questão: (1) características não observáveis dos trabalhadores; (2) *Rent Sharing* (*divisão de rendas/lucros*); e (3) Salário Eficiência.

Este trabalho se limitará a analisar a validade da segunda sugestão de resposta acima, a saber, a prática de *rent sharing*. Esta abordagem argumenta que diferenciais salariais (até mesmo para indivíduos homogêneos) surgem por conta das diferentes capacidades de trabalhadores e/ou sindicatos de extrair rendas econômicas de seus empregadores. Neste caso específico, as rendas das empresas poderão ser geradas por conta de poder no mercado de produto (oligopólio, monopólio, etc) ou no mercado de fatores. Por outro lado, a extração de renda das firmas por parte dos trabalhadores se dá por conta de poder de trabalhadores e/ou sindicatos no mercado de trabalho. Por exemplo, ameaças de greve por parte dos trabalhadores duma empresa – e a conseqüente perda de produção e lucros – podem levar os donos dessa empresa a distribuírem parte desses lucros aos trabalhadores. Neste contexto, a divisão da renda gerada no mercado de produto entre firmas e trabalhadores pode ser interpretada como um equilíbrio de *Nash* em um modelo de barganha.

A hipótese de *rent sharing* constitui uma abordagem alternativa àquela prescrita pelo modelo convencional do mercado de trabalho. Neste modelo não há qualquer razão para que firmas dividam seus lucros com trabalhadores, bem como não há quaisquer razões para que firmas paguem diferentes salários para trabalho homogêneo. Os trabalhadores receberiam simplesmente um salário correspondente ao valor da melhor alternativa (o salário mínimo, por exemplo) e variações exógenas dos lucros das empresas não teriam qualquer impacto em termos dos salários recebidos pelos trabalhadores.

A grande maioria dos trabalhos empíricos desenvolvidos para testar a hipótese de *rent sharing* concentram-se sobre a análise de economias desenvolvidas e, com exceção dos Estados Unidos da América, com níveis elevados de sindicalização. Este trabalho representa uma

¹ ARBACHE, Jorge Saba and DENEGRI João (2004). Filiação Industrial e Diferencial de Salários no Brasil. Revista Brasileira de Economia, Vol.58 n° 2 p.159-184;

contribuição para esta literatura, uma vez que a análise empírica tem como foco uma economia em desenvolvimento com uma estrutura sindical fraca e organizada em poucos setores da economia. Outras características do mercado de trabalho brasileiro que podem ter influência quanto à importância do *rent sharing* são o peso considerável do setor informal (60% do mercado de trabalho segundo algumas estimativas). Em todo o caso, e tanto quanto sabemos, este trabalho é o primeiro a estudar o caso de um país em desenvolvimento.

Por outro lado, a nossa análise também procura lidar com alguns problemas microeconômicos que poderão ter afetado outros trabalhos semelhantes. Em primeiro lugar, utilizamos medidas dos lucros das empresas acrescidas dos salários pagos por essas mesmas empresas. Desta maneira, evitamos os viesamentos que decorrem de empresas que praticam o *rent sharing* terem lucros (depois de descontados os salários) mais baixos do que os lucros de empresas semelhantes mas que não dividem as suas rendas com os trabalhadores. Em segundo lugar, procuramos usar variações dos lucros das empresas relacionadas com fatores que não influenciam diretamente os salários das empresas. Por exemplo, no quadro de modelos de salários de eficiência, salários mais elevados podem levar a lucros também mais elevados, independentemente das empresas dividirem as suas rendas econômicas com os trabalhadores ou não. A nossa utilização de abordagens baseadas em variáveis instrumentais (involvendo diferentes componentes dos lucros das empresas, taxas de câmbio e propensões das empresas para exportar) permite-nos ultrapassar, pelo menos em parte, estes obstáculos econométricos.

A nossa análise empírica limitar-se-á a utilização de dados referentes às indústrias extrativas e de transformação. Os dados utilizados foram obtidos de um *matching* composto por três diferentes bancos de microdados: (1) RAIS (Relatório Anual de Informações Sociais), (2) PIA (Pesquisa Industrial Anual) e (3) Censo de Capitais do Banco Central do Brasil. O período analisado compreende os anos de 1997 a 2002.

Os resultados obtidos das estimativas econométricas sem controles para endogeneidade apontam para a corroboração da hipótese de *rent sharing*. No entanto, as estimativas com utilização de variáveis instrumentais para controle da endogeneidade dos lucros apontam para a não existência da prática de *rent sharing* nas firmas brasileiras.

O presente artigo é composto de três seções, além desta introdução. Na segunda seção é apresentado um modelo formal de barganha que constitui como resultado as características centrais da hipótese de *rent sharing*. A terceira seção é dedicada a apresentação dos dados utilizados no trabalho, análise das estatísticas descritivas e apresentação dos resultados econométricos. A quarta e última seção é dedicada aos comentários finais e conclusões.

2. O Modelo Teórico

O modelo teórico apresentado nesta seção reproduz o mesmo desenvolvido por Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996). Trata-se de um modelo de barganha onde os salários são determinados através da condição de maximização da seguinte expressão:

$$\max \phi \log \{ [u(w) - u(\bar{w})]n \} + (1 - \phi) \log \Pi \quad (1)$$

Onde Φ representa o poder de barganha dos trabalhadores; $u(w)$ representa a utilidade do salário para os trabalhadores; \bar{w} representa a remuneração alternativa aos trabalhadores (*fallback* ou *outside position*); n representa o nível de emprego das firmas (representa também a probabilidade de emprego para os trabalhadores) e π representa os lucros;

No evento de demora no processo de barganha, as firmas receberão lucro zero e os trabalhadores receberão \bar{w} . Os lucros são definidos como $f(n) - wn$, onde f é uma função receita concava em n .

A solução do processo de maximização deve ser tal que ambos os lados do processo de barganha recebam, ao menos, sua *outside option*. A condição de primeira ordem para o problema de maximização é dado pelas seguintes expressões:

$$w: \frac{\phi u'(w)}{[u(w) - u(\bar{w})]n} - \frac{1 - \phi}{\Pi} = 0 \quad (2)$$

$$n: \frac{\phi}{n} + \frac{(1 - \phi)[f'(n) - w]}{\Pi} = 0 \quad (3)$$

Reescrevendo a equação (2) como:

$$\frac{u(w) - u(\bar{w})}{u'(w)} = \left(\frac{\phi}{1 - \phi} \right) \frac{\Pi}{n} \quad (4)$$

Esta equação pode ser simplificada usando-se a seguinte expressão:

$$u(w) - u(\bar{w}) \cong (w - \bar{w})u'(w)$$

or

$$u(\bar{w}) \cong u(w) + (\bar{w} - w)u'(w) \quad (5)$$

Substituindo (5) in (4), temos que:

$$w \cong \bar{w} + \left(\frac{\phi}{1 + \phi} \right) \frac{\Pi}{n} \quad (6)$$

A equação (6) estabelece que o salário de equilíbrio é determinado pela remuneração alternativa do trabalhador (*outside option*) no caso de uma disputa temporária de barganha (w), do poder relativo de barganha de ambas as partes ($(\Phi/(1 + \Phi))$) e do nível de lucro por trabalhador (π/n).

Um outro ponto considerado neste modelo repousa sobre os determinantes da *outside position* dos trabalhadores:

$$\bar{w} = c(w^0, b, U) \quad (7)$$

Conforme a equação (7), a *outside position* dos trabalhadores é determinada por w^0 = salário alternativo em outros setores da economia; b = nível de renda do trabalhador desempregado e U =taxa de desemprego entre os trabalhadores empregados naquele tipo de firma;

Dados os determinantes da *outside position*, a equação (6) pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$w = c(w^0, b, U) + \left(\frac{\phi}{1 + \phi} \right) \frac{\Pi}{n} \quad (8)$$

A expressão (8) estabelece uma equação de salários tendo como variável explicativa, entre outras, o nível de lucro por trabalhador. Em termos empíricos, a hipótese de *rent sharing* é corroborada através da obtenção de valores positivos para a constante $(\Phi/(1 + \Phi))$. Quanto maior a contante $(\Phi/(1 + \Phi))$, maior será o poder de barganha relativa dos trabalhadores e, conseqüentemente, maior será a capacidade de extração de rendas das firmas por parte destes

trabalhadores. A próxima seção será devotada para a apresentação e análise das estimativas obtidas para este modelo.

3. Resultados

3.1. Dados

Como já mencionado anteriormente, a análise empírica desenvolvida neste trabalho limitar-se-á a utilização de dados referentes as indústrias extrativas e de transformação. A amostra utilizada consiste em todas as empresas com mais de 30 trabalhadores e X% das empresas com menos de 30 trabalhadores. Os dados utilizados foram obtidos de um *matching* composto por três diferentes bancos de microdados: (1) RAIS (Relatório Anual de Informações Sociais), (2) PIA (Pesquisa Industrial Anual) e (3) Censo de Capitais do Banco Central do Brasil. O período analisado compreende os anos de 1997 a 2002 e todas as variáveis nominais aqui utilizadas são calculadas a preços de 2002. A tabela 1 reporta o número de observações para trabalhadores e firmas.

Tabela 1. Número de trabalhadores e firmas da amostra

Ano	Número de Trabalhadores	Número de Firmas
1997	5.507.887	21.642
1998	5.048.225	22.904
1999	4.971.535	23.678
2000	5.266.867	23.967
2001	5.474.064	25.819
2002	5.726.771	27.225

A tabela 2 reporta a quantidade e a frequência com que as empresas aparecem nos 6 anos de amostra disponível.

Tabela 2. Frequência do número de empresas para o período

Frequência na amostra	Número de Firmas
Apenas 1 ano	9.096
2 anos	6.737
3 anos	5.447

4 anos	4.053
5 anos	3.350
6 anos	12.227

Os leitores poderão encontrar a lista completa de variáveis utilizadas neste trabalho, bem como suas fontes, ao final do artigo (anexo 1).

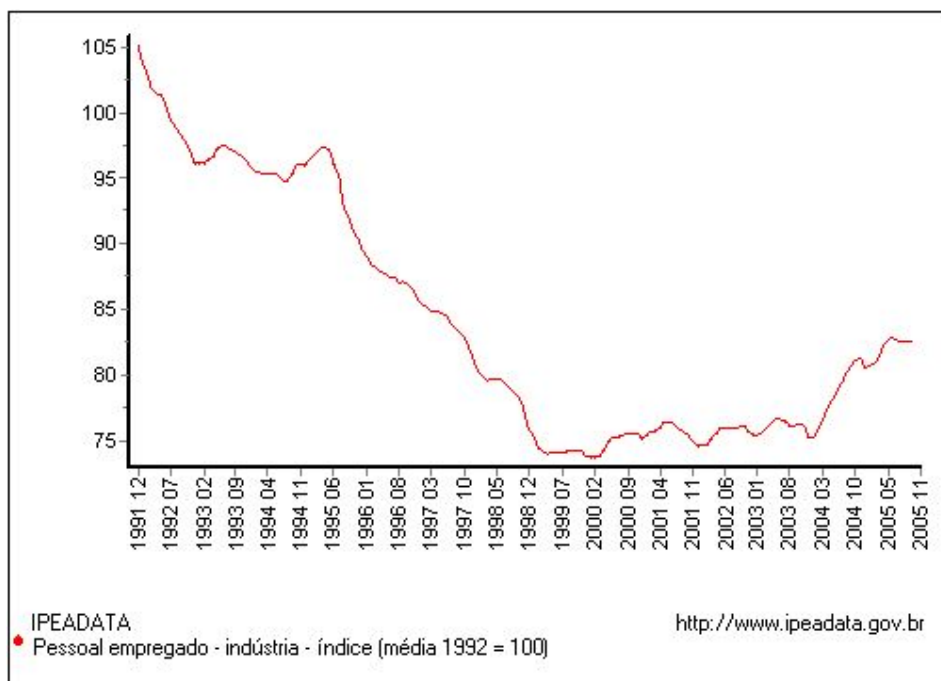
3.2. Estatísticas Descritivas

As médias e desvios padrão (em parênteses) para um conjunto de variáveis selecionadas do anexo 1 estão reportadas na tabela 3. Nesta tabela é possível acompanhar a evolução destas médias ao longo do período considerado. O comportamento de algumas destas médias ao longo do tempo demandam maior atenção e comentários.

É possível verificar na tabela 3 que o salário real horário médio dos trabalhadores das indústrias extrativas e de transformação sofreram uma acentuada queda² - cerca de 20% - ao mesmo tempo em que a escolaridade média destes trabalhadores aumentou em aproximadamente um ano no período considerado (aproximadamente 14%). Esta queda do rendimento real dos trabalhadores da indústria brasileira é acompanhada por uma acentuada queda no nível de emprego, pelo menos até 1997, sugerindo uma redução da procura de trabalho no sector. O gráfico abaixo reporta a situação do emprego industrial brasileiro para o período 1992-2005:

Gráfico 1: Pessoal Empregado, Indústria. Índice 1992=100

² Esta tendência de queda dos salários reais dos trabalhadores ocupados para o período considerado tem sido apontada pelo Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Sócio-Econômicos (DIEESE). Ver: <http://turandot.dieese.org.br/icv/TabelaPed?tabela=14>



Fonte: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?627009406>

Tabela 3: Estatísticas Descritivas

	Ano 1997	Ano 1998	Ano 1999	Ano 2000	Ano 2001	Ano 2002
Descrição	Media (desvio- padrão)	Media (desvio- padrão)	Media (desvio- padrão)	Media (desvio- padrão)	Media (desvio- padrão)	Media (desvio- padrão)
Ln do salario horario	1,45 (0,94)	1,47 (0,94)	1,36 (0,91)	1,24 (0,89)	1,22 (0,89)	1,14 (0,83)
Salario horario em R\$	4,26	4,35	3,90	3,46	3,38	3,13
Escolaridade	7,00 (3,68)	7,29 (3,68)	7,57 (3,67)	7,74 (3,63)	7,90 (3,62)	8,04 (3,60)
Genero	0,75 (0,43)	0,75 (0,43)	0,74 (0,43)	0,74 (0,43)	0,73 (0,44)	0,74 (0,43)
Experiencia	18,17 (10,95)	18,13 (10,86)	17,85 (10,79)	17,44 (10,80)	17,35 (10,86)	17,30 (10,93)
Tempo de emprego	50,05 (63,56)	51,76 (63,89)	51,63 (63,80)	48,43 (62,28)	47,38 (62,19)	46,88 (62,07)
Razao exportações mercosul/vendas	0,022 (0,55)	0,024 (0,62)	0,027 (0,69)	0,025 (0,65)	0,023 (0,64)	0,018 (0,56)
Razao exportações Resto do mundo/vendas	0,100 (0,215)	0,096 (0,210)	0,106 (0,224)	0,107 (0,223)	0,116 (0,231)	0,136 (0,250)
Razao deprec.capital/trabalho	7.178,00 (16.916,00)	7.894,00 (17.706,00)	7.937,00 (21.021,00)	7.116,00 (54.322,00)	6.135,00 (14.796,00)	6.596,00 (24.881,00)
Lucro liquido por trabalhador	3.366,00 (81.919,00)	1.812,00 (86.458,00)	(67,00) (75.978,00)	5.351,00 (24.185,00)	6.807,00 (122.718,00)	(3.212,00) (337.383,00)
Wage bill (por trabalhador)	29.433,00 (34.348,89)	29.407,00 (29.373,00)	25.277,00 (25.911,00)	23.245,00 (85.141,00)	21.864,00 (22.266,00)	23.379,00 (136.165,00)

Lucro bruto por trabalhador	32.798,00 (92.120,00)	31.219,00 (94.453,00)	25.210,00 (80.979,00)	28.595,00 (169.194,00)	28.671,00 (127.017,00)	20.166,00 (287.223,00)
Receitas financeiras Por trabalhador	170,78 (1.760,00)	270,63 (3.127,00)	215,87 (2.659,00)	134,02 (1.319,00)	215,46 (3.730,00)	212,56 (3.301,00)
Lucros em participações societárias por trabalhador	5.572,00 (16.203,00)	6.860,00 (20.0507,00)	9.195,00 (33.336,00)	4.966,00 (21.395,00)	5.426,00 (31.723,00)	6.911,00 (48.851,00)
Receitas não operacionais Por trabalhador	2.928,00 (19.190,00)	2.967,00 (16.773,00)	3.612,00 (24.198,00)	3.181,00 (19.037,00)	3.169,00 (19.888,00)	4.362,00 (30.716,00)
Despesas financeiras Por trabalhador	2.062,00 (9.551,00)	2.363,00 (23.490,00)	2.640,00 (27.708,00)	2.217,00 (13.063,00)	2.153,00 (22.514,00)	1.920,00 (20.828,00)
Prejuízos em participações Societárias por trabalhador	1.066,00 (3.658,00)	1.257,00 (3.714,00)	1.281,00 (7.294,00)	1.097,00 (3.976,00)	1.318,00 (6.212,00)	1.270,00 (7.678,00)
Despesas não operacionais Por trabalhador	10.635,00 (22.859,00)	11.944,00 (32.704,00)	15.375,00 (47.207,00)	11.311,00 (56.853,00)	12.115,00 (63.334,00)	14.876,00 (147.098,00)
Ln do tamanho da firma (Número de trabalhadores)	6,26 (1,69)	6,16 (1,74)	6,13 (1,74)	6,12 (1,73)	6,10 (1,77)	6,13 (1,81)

A deterioração nas condições de oferta de postos de trabalho na indústria brasileira pode, em grande parte, ser explicada pela liberalização econômica introduzida no início da década de 90 pelo então Presidente Fernando Collor de Mello. A expressiva redução tarifária de produtos importados submeteu a indústria brasileira a um novo cenário competitivo e a uma nova realidade para o mercado de trabalho brasileiro. Evidências dos efeitos da abertura econômica sobre a criação e destruição de postos de trabalho na indústria são fornecidas por Ribeiro e outros (2004).

Outro aspecto a ser considerado das estatísticas descritivas da tabela 3 repousa sobre a queda da experiência média do trabalho industrial, associado ao aumento da escolaridade no mesmo período, indicando o rejuvenescimento da força de trabalho.

Por outro lado, as estatísticas de desemprego do DIEESE³ mostram que, embora os índices de desemprego entre os trabalhadores com faixa etária de 40 anos ou mais sejam os menores quando comparados com as demais faixas etárias (10-14 anos, 15-17 anos, 18-24 anos e 25-39 anos), é exatamente nesta faixa etária onde apresentam-se as maiores taxas de crescimento dos índices de desemprego (período de 1996 à 1999). A taxa de crescimento do desemprego foi generalizada em todas as faixas etárias da população, porém na faixa etária de 40 anos ou mais este crescimento atingiu valores superiores a 50% em todas as regiões metropolitanas estudadas (São Paulo, Porto Alegre, Belo Horizonte, Salvador, Recife e Distrito Federal). Nas regiões metropolitanas de Porto Alegre e Belo Horizonte estas taxas de crescimento do desemprego superaram 60%. Já a taxa de crescimento média do desemprego para as demais faixas etárias não superaram 35% no período.

As estatísticas apresentadas na tabela 3 demonstram que a tendência na redução da idade média do trabalhador industrial persistiu para além dos anos analisados pelo DIEESE, ou seja,

³ <http://www.dieese.org.br/anu/2001/anu2001-2.xml#>

sugerem que os índices de desemprego entre os estratos mais velhos da população permaneceram crescendo a taxas superiores aos estratos mais jovens para o período 2000-2002.

3.3. O Modelo Econométrico

Como já visto anteriormente, o teste da hipótese de *rent sharing* pode ser obtido através da estimativa de uma equação de salários conforme a expressão (8). Neste sentido, podemos reescrever a equação (8) na forma do modelo econométrico abaixo:

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 F_{it} + \beta_3 \frac{\pi_{Lit}}{n_{it}} + u_{it} \quad (9)$$

Onde $\ln w_{it}$ é o logaritmo natural do salário horário do indivíduo i no período t , X_{it} é um vetor de variáveis relacionadas aos atributos do indivíduo i no período t , F_{it} é um vetor de variáveis relacionadas aos atributos da firma onde o indivíduo i está empregado no período t , π_{Lit} é o lucro líquido da firma onde o indivíduo i está empregado no período t , n_{it} é o número de trabalhadores empregados na firma onde indivíduo i está empregado no período t , u_{it} é o erro aleatório e os β 's são constantes paramétricas a serem estimadas. O parâmetro β_3 , a exemplo de $((\Phi)/(1+\Phi))$ na equação (8), representa o poder de barganha relativa dos trabalhadores e, conseqüentemente, a capacidade destes em extrair rendas da firma durante o processo de barganha.

As estimativas ao longo deste trabalho são executadas pelo método de mínimos quadrados ordinários, onde controles de efeitos fixos para trabalhadores e firmas não são considerados (*Pooled OLS*). As estimativas econométricas do modelo representado pela equação (9) são reportadas na tabela 4. Na segunda coluna da tabela 4 estão reportadas as estimativas da Regressão_1. Nesta regressão consideram-se apenas os atributos dos trabalhadores (X_{it}) e das firmas (F_{it}) como variáveis explicativas para a variável $\ln w_{it}$. Todas as variáveis explicativas deste modelo apresentam estimativas com sinais teóricamente coerentes e estatisticamente significativas⁴.

A regressão_2 (coluna 3, tabela 4) estima o modelo de *rent sharing*, pois a variável π_{Lit}/n_{it} (lucro líquido por trabalhador) é introduzida ao modelo econométrico. Pode-se verificar que o valor obtido para β_3 é de **0,000000374**. Tal resultado apresenta valor positivo e estatisticamente significativo. Neste sentido, podemos afirmar que a hipótese de *rent sharing* é corroborada pelas

⁴ As estatísticas t de Student, corrigidas para o *clustering* por trabalhador, são reportadas entre parênteses abaixo das estimativas dos betas.

estimativas da regressão_2 para o caso das indústrias brasileiras. Porém, tal estimativa pode estar enviesada por fatores que serão discutidos em maior detalhe nas próximas seções.

Tabela 4: Regressões OLS.
Variável Dependente = Logaritmo do Salário Horário

(1) Descrição das Variáveis Independentes	(2) Beta Regressao_1	(3) Beta Regressao_2	(4) Beta Regressao_3
Intercepto	0,0799 (6,62)	0,085 (7,03)	0,1212 (10,10)
Escolaridade	0,0683 (1003,05)	0,0683 (1003,01)	0,0671 (991,03)
Genero	0,1245 (92,79)	0,1241 (92,53)	0,1261 (94,71)
Experiencia	0,0432 (238,22)	0,0432 (238,46)	0,0430 (239,13)
experiencia ²	-0,0014 (-97,97)	-0,0014 (-98,14)	-0,0014 (-98,98)
experiencia ³	0,00002063 (46,74)	0,0000207 (46,88)	0,0000209 (47,73)
experiencia ⁴	-0,000000103 (-23,40)	-0,000000104 (-23,53)	-0,000000107 (-24,38)
tempo de emprego	0,0035 (397,99)	0,0035 (398,02)	0,00344 (394,34)
tempo de emprego ²	-0,000000616 (-162,33)	-0,000000617 (-162,43)	-0,000000613 (-162,54)
razao deprec.capital/trabalho	0,00000474 (540,79)	0,00000475 (542,07)	0,00000392 (446,80)
nacionalidade do capital	0,1413 (485,52)	0,1419 (487,52)	0,1209 (415,94)
ln tamanho firma	0,06462 (888,54)	0,06439 (884,32)	0,05781 (792,34)
Dummies Ano (6 dummies)	sim	sim	sim
Dummies Industria (105 dummies)	sim	sim	sim
Dummies CBO (9 dummies)	sim	sim	sim
Dummies Localização (27 dummies)	sim	sim	sim
Dummies Interação Capital Humano (15 dummies)	sim	sim	sim
lucro liquido por trabalhador		0,000000374 (62,12)	
lucro bruto por trabalhador			0,000003490 (653,14)
R²	0,6444	0,6445	0,6494
adj. R²	0,6444	0,6445	0,6494
F	326.444	324.554	331.673

3.4. O problema de viés contábil

Verificamos na seção anterior que a hipótese de *rent sharing* é corroborada quando da utilização do modelo descrito pela equação (9). Porém a estimativa de β_3 (que representa o poder relativo de barganha dos trabalhadores) igual a **0,000000374** pode estar subestimada por problema de viés contábil.

A utilização da variável lucro líquido por trabalhador representa um problema para as estimativas de *rent sharing*, uma vez que, tal medida de rentabilidade é obtida através da subtração de todos os custos, inclusive salários, da receita total da firma. Neste sentido, firmas onde os trabalhadores dispõem de maior poder relativo de barganha (e conseqüentemente maiores salários), apresentarão menores lucros líquidos por trabalhador, levando à subestimação do parâmetro de *rent sharing*.

Com o objetivo de superar tal viés das estimativas econométricas neste trabalho, utilizar-se-á a variável lucro bruto por trabalhador no conjunto de regressões a serem estimadas⁵.

Dadas as considerações acima, necessitar-se-á modificar o modelo econométrico representado pela equação (9) da seguinte maneira:

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 F_{it} + \beta_3 \frac{\pi_{Bit}}{n_{it}} + u_{it} \quad (10)$$

Onde π_{Bit} é o lucro bruto da firma onde o indivíduo i está empregado no período t

A regressão_3 (coluna 4, tabela 4) estima o modelo de *rent sharing* considerando agora a variável π_{Bit}/n_{it} (lucro bruto por trabalhador). Pode-se verificar que o novo valor obtido para β_3 é de **0,000003490**. Novamente o resultado apresenta valor positivo e estatisticamente significativo. Pode-se afirmar, mais uma vez, que a hipótese de *rent sharing* é corroborada para o caso das indústrias brasileiras. Pode-se verificar ainda que a correção do viés contábil implicou em um aumento de aproximadamente 10 vez em β_3 , quando comparado ao valor obtido no modelo anterior.

Mesmo após o controle de viés contábil, não é possível afirmar que as estimativas encontradas até o presente momento não estejam sujeitas a vieses de outra natureza. Um ponto importante a ser considerado na próxima seção diz respeito a utilização de uma hipótese até agora considerada neste trabalho: a exogeneidade dos lucros.

⁵ Os detalhes da construção da variável lucro bruto por trabalhador podem ser obtidos no anexo 1 (ver var_26, var_27 e var_28).

3.5. O problema da endogeneidade

Como já mencionado na introdução deste trabalho, a hipótese de *rent sharing* é construída a partir da condição de imperfeição dos mercados, neste caso específico, tanto no mercado de produto quanto no mercado de trabalho. Até o presente momento, todos os modelos econométricos apresentados neste artigo consideram que os lucros (líquidos ou brutos) sejam variáveis exógenas. Evidentemente que a exogeneidade dos lucros em modelos de oligopólio implica na utilização de uma hipótese extremamente restritiva e muito pouco realista.

A ausência de controle da endogeneidade dos lucros pode ser responsável por vieses de simultaneidade das estimativas econométricas até agora apresentadas. A questão do problema da endogeneidade dos lucros em modelos de *rent sharing*, bem como a solução para tal problema, são muito bem endereçadas por Blanchflower e outros (1996) nos seguintes termos:

Profits are, of course, endogenous. Therefore, in estimating a function where the equilibrium wage is determined by the level of profit-per-employee, it is necessary to bear in mind the simultaneity between profit and pay. There are two ways to try to handle the problem. First, if shocks to profits take time to be passed on in greater remuneration, it might be possible to treat the equation structure as recursive. (...) The second possible approach is to find a good instrumental variable. (BLANCHFLOWER, OSWALD e SANFEY (1996), p.231).

Este trabalho procura solucionar o problema de viés de simultaneidade através da estratégia do uso de variáveis instrumentais (IV). A seleção de variáveis instrumentais é sempre uma grande dificuldade para os pesquisadores. Caner (2005), entre outros autores, estabelece que a escolha dos instrumentos deve contemplar dois critérios: (a) A variável instrumental deve ser fortemente correlacionada com as variáveis endógenas explicativas; e (b) O instrumento não deve ser correlacionado com os erros estruturais, ou seja, o instrumento deve ser uma variável exógena.

O não cumprimento destes critérios na escolha dos instrumentos pode tornar as estimativas do modelo inconsistentes. Shea (1996) argumenta que a performance dos estimadores IV depende crucialmente do grau de relevância do instrumento, ou seja, a correlação entre instrumentos e variáveis endógenas explicativas. Um baixo grau de relevância dos instrumentos aumenta a inconsistência das IV estimativas quando os instrumentos não são perfeitamente exógenos e, até mesmo no caso de perfeita exogeneidade dos instrumentos, a baixa relevância destes aumentaria os erros padrões assintóticos, reduzindo assim o poder dos testes de hipóteses.

Dadas as observações acima descritas, o problema central para o pesquisador é o de verificar o grau de relevância dos instrumentos disponíveis para o mesmo. Bound, Jaeger e Baker

(1995) e Shea (1996) sugerem que as medidas mais adequadas de verificar o grau de relevância dos instrumentos são o R^2 parcial e o teste F dos instrumentos na explicação da variável endógena.

O processo de escolha das variáveis instrumentais a serem utilizadas neste trabalho orientou-se pelos critérios acima descritos. A utilização do modelo econométrico com variáveis instrumentais implica em transformar as equações (9) e (10) em modelos de equações simultâneas, como segue abaixo:

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 F_{it} + \beta_3 \frac{\pi_{jit}}{n_{it}} + u_{it}$$

$$\frac{\pi_{jit}}{n_{it}} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 F_{it} + \alpha_3 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Onde Z_{it} é um vetor de variáveis instrumentais e π_{jit} é o lucro da firma e onde $j=(L,B)$. As variáveis instrumentais que compõem o vetor Z_{it} são: var_30, var_31, var_32, var_34, var_35 e var_36 (verificar descrição das variáveis no anexo 1)⁶. Estas variáveis correspondem a receitas e despesas financeiras, não operacionais ou relacionadas com participações em outras empresas. Na medida que não estejam diretamente relacionadas com o processo de determinação de salários, estas variáveis podem funcionar como instrumentos uma vez que são, por definição da variável lucros, correlacionados com essa variável. As estimativas obtidas para o modelo (11) são executadas através do método de mínimos quadrados em dois estágios (*Pooled 2SLS*).

Estas estimativas estão reportadas na tabela 5. Na coluna (2) desta tabela estão disponíveis as estimativas para a regressão_4, que considera a variável lucro líquido por trabalhador. Novamente, todas as estimativas apresentam sinais coerentes (exceto para a variável lucro líquido por trabalhador) e são estatisticamente significativas, assim como é também o caso da regressão_5, que considera a variável lucro bruto por trabalhador e cujas estimativas são reportadas na coluna (3) da tabela. Em ambos os casos o valor de β_3 é negativo. No caso da regressão_4 o valor de β_3 é **-0,000000548**, já para a regressão_5 este valor é de **-0,000000420**. Assim como nas estimativas em OLS, o controle do viés contábil aumentou o valor de β_3 da variável lucro bruto por trabalhador (**-0,000000420**) em relação ao lucro líquido por trabalhador (**-0,000000548**).

Como já mencionado no início desta seção, é necessário verificar o grau de relevância dos instrumentos utilizados nas estimativas em *2SLS*. Os valores de R^2 parcial e F parcial dos instrumentos são reportadas no anexo 2, tabela 6. A significância estatística e a contribuição do conjunto dos instrumentos para o R^2 total são considerados satisfatórios.

⁶ As variáveis var_29 e var_33 não constituem o vetor de instrumentos por não atenderem os critérios de seleção.

Tabela 5: Regressões 2SLS.

Variável Dependente = Logaritmo do Salário Horário

(1) Descrição da Variável	(2) Beta Regressao_4	(3) Beta Regressao_5	(4) Beta Regressao_6	(5) Beta Regressao_7
Intercepto	0,0335 (2,69)	0,0333 (2,67)	-0,0836 (-2,56)	-0,0762 (-2,34)
escolaridade	0,0665 (891,5)	0,0666 (892,22)	0,0714 (631,86)	0,0716 (632,43)
Genero	0,1532 (105,01)	0,1526 (104,46)	0,1905 (84,75)	0,1899 (84,40)
experiencia	0,0431 (224,52)	0,0432 (224,72)	0,0471 (154,83)	0,0472 (155,09)
experiencia ²	-0,00137 (-89,22)	-0,00137 (-89,33)	-0,00156 (-64,64)	-0,00156 (-64,61)
experiencia ³	0,000018 (38,20)	0,000018 (38,27)	0,000022 (29,81)	0,000022 (29,91)
experiencia ⁴	-6,92E-8 (-14,68)	-6,93E-8 (-14,72)	-0,000000103 (-14,03)	-0,000000104 (-14,11)
tempo de emprego	0,00357 (366,74)	0,00358 (367,15)	0,00356 (257,07)	0,00357 (257,47)
tempo de emprego ²	-0,00000676 (-156,87)	-0,00000677 (-156,95)	-0,00000686 (-116,37)	-0,00000688 (-116,59)
razao deprec.capital/trabalho	0,00000472 (417,19)	0,00000509 (482,74)	0,00000501 (287,44)	0,00000543 (329,08)
nacionalidade do capital	0,1561 (454,98)	0,1595 (464,16)	0,1377 (324,73)	0,1423 (334,14)
ln tamanho firma	0,0707 (806,10)	0,0707 (803,03)	0,0409 (276,93)	0,0402 (272,43)
Dummies Ano (6 dummies)	sim	sim	sim	Sim
Dummies Industria (105 dummies)	sim	sim	sim	Sim
Dummies CBO (9 dummies)	sim	sim	sim	sim
Dummies Localizacao (27 dummies)	sim	sim	sim	sim
Dummies Interaçao Capital Humano (15 dummies)	sim	sim	sim	sim
lucro liquido por trabalhador	-0,00000548 (-115,85)		-0,00000746 (-79,64)	
lucro bruto por trabalhador		-0,00000420 (-80,14)		-0,00000504 (-41,46)
R ²	0,6075	0,6069	0,6399	0,6393
adj. R ²	0,6075	0,6069	0,6399	0,6393
F	238.681	238.067	126.646	126.336

As estimativas em *2SLS* reduziram os valores de β_3 quando comparados com as estimativas obtidas em *OLS*, além disso tais valores tornaram-se negativos, logo o controle da endogeneidade dos lucros da firmas implicaram em estimativas que refutam estatisticamente a hipótese de prática de *rent sharing* para a economia brasileira.

3.6. *Rent Sharing* e Comércio Exterior

Nesta seção o trabalho se dedica a analisar a hipótese de prática de *rent sharing* entre as empresas industriais brasileiras exportadoras. Duas motivações justificam tal análise: (i) a primeira se justifica pela simples curiosidade de verificar o grau de poder relativo de barganha para trabalhadores filiados a indústrias sujeitas a competição internacional; e (ii) a utilização de uma sub-amostra de firmas exportadoras e/ou importadoras possibilita-nos considerar novas variáveis instrumentais, bastante promissoras no que diz respeito ao critérios de seleção mencionados anteriormente. Estas variáveis são baseadas nas variações da taxa de câmbio do real em relação a outras moedas e na importância das exportações em termos do total de vendas para cada empresa. Intuitivamente, estas medidas podem funcionar como instrumentos, uma vez que, por exemplo, a apreciação do real leva a um encarecimento das exportações, provocando uma redução dos lucros. Essa redução, por sua vez, será tanto maior quanto maior for o peso das exportações nas vendas totais da empresa. (Ver Martins (2004) para mais detalhes sobre esta abordagem).

A PIA (Pesquisa Industrial Anual) fornece informações sobre a razão (exportações para o Mercosul)/(vendas totais da firma), bem como para a razão (exportações para o Resto do Mundo)/(vendas totais da firma). O procedimento de construção das variáveis instrumentais introduzidas nesta seção está reportado no anexo 1 (verificar var_24 e var_25). Os índices reais anuais de taxas de câmbio que multiplicam as razões exportações/vendas totais foram obtidos a partir da ponderação de índices mensais vezes exportações mensais para cada bloco específico (Mercosul ou Resto do Mundo).

No caso de exportações para o Mercosul, utilizou-se o índice de taxa de câmbio real R\$/Peso Argentino. Já no caso das exportações para o Resto do Mundo, utilizou-se uma combinação de índices de taxa de câmbio real R\$/Euro (ponderado pelas exportações para a União Européia) e R\$/US\$ (ponderado pelas exportações para a todos os demais países que não constituam o Mercosul e a União Européia).

Uma característica desejável das variáveis instrumentais em painéis é que estas tenham grande variabilidade no tempo e grande variabilidade entre as diferentes unidades *cross section*. As diferentes combinações de razão exportações Mercosul/vendas totais e exportações Resto do

Mundo/vendas totais para cada uma das firmas exportadoras garante variabilidade *cross section* em cada unidade de tempo. Já a variabilidade deste instrumento no tempo pode ser garantida pelas grandes flutuações que o R\$ sofreu ao longo do período 1997-2002.

Pode-se verificar no anexo 3, gráficos 2, 3 e 4, que o R\$ sofre grandes flutuações no período, independentemente de qual seja a moeda estrangeira considerada. Neste período o R\$ sofre duas grandes desvalorizações cambiais. A primeira grande desvalorização cambial ocorreu em janeiro de 1999, quando o Banco Central Brasileiro substituiu o regime de câmbio administrado pelo regime de câmbio flutuante. A segunda grande desvalorização cambial ocorreu a partir do segundo semestre do ano de 2002 por conta do receio de investidores privados quanto a definição das eleições presidenciais no Brasil.

Um outro aspecto importante a ser mencionado sobre as flutuações cambiais no período é a substituição de regime cambial na Argentina. No último trimestre de 2001 o Banco Central Argentino iniciou o processo de substituição do regime de *currency board* por um regime cambial flutuante, tal procedimento implicou na desvalorização cambial do Peso Argentino por um longo período de tempo (ver anexo 3, gráfico 4).

Dada a utilização de uma sub-amostra de empresas exportadoras e a possibilidade da introdução de novas variáveis instrumentais no modelo econométrico, o sistema de equações a ser estimado pode ser descrito da seguinte maneira:

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 F_{it}^{EXP} + \beta_3 \frac{\pi_{jit}^{EXP}}{n_{it}^{EXP}} + u_{it}$$

$$\frac{\pi_{jit}^{EXP}}{n_{it}^{EXP}} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 F_{it}^{EXP} + \alpha_3 Z_{it}^{EXP} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Onde o sobrescrito *EXP* em cada uma das variáveis representa informações de empresas exportadoras. As variáveis instrumentais que compõem o vetor Z_{it}^{EXP} são: var_24, var_25, var_30, var_31, var_32, var_34, var_35 e var_36.

As estimativas para o modelo econométrico da equação (12) estão reportadas na tabela 5. Na coluna (4) desta tabela estão disponíveis as estimativas para a regressão_6, que considera a variável lucro líquido por trabalhador - sub-amostra de firmas exportadoras. Já na coluna (5) estão disponíveis as estimativas para a regressão_7, que considera a variável lucro bruto por trabalhador - sub-amostra de firmas exportadoras.

O uso de uma sub-amostra de empresas exportadoras e a introdução das variáveis instrumentais var_24 e var_25 reduziu os valores de β_3 quando comparados com todas as estimativas anteriores. O valor de β_3 para a regressão utilizando lucro líquido por trabalhador foi negativo (-0,000000746) e estatisticamente significativo - o que implicaria na recusa da hipótese de *rent sharing*. Da mesma maneira, após o controle do viés contábil (regressão_7), o valor de β_3 permanece negativo e estatisticamente significativo (-0,000000504).

Os valores de R² parcial e F parcial dos instrumentos, bem como todas as demais estimativas das regressões auxiliares de lucros para a sub-amostra de firmas exportadoras são reportadas no anexo 2, tabela 7. A significância estatística e a contribuição do conjunto dos instrumentos para o R² total são, novamente, considerados satisfatórios.

Dadas as observações acima, é possível inferir, mais uma vez, a exemplo das estimativas em 2SLS para a amostra original, que não é possível corroborar estatisticamente a hipótese de *rent sharing* para as indústrias brasileiras.

3.7. Rent Sharing: Comparações Internacionais

Uma adequada medida de comparação no sentido de verificar a extensão da prática de *rent sharing* para diferentes economias é o *Lester Range*⁷. A interpretação dos valores de *Lester Range* pode ser endereçada nos seguintes termos: por exemplo, um *Lester Range* de 5,43% significa que um trabalhador obterá um aumento em sua remuneração de 5,43% ao se transferir de uma empresa com “lucros baixos” (definida como uma empresa cujos lucros estão dois desvios-padrão abaixo da média dos lucros) para uma empresa com “lucros altos” (uma empresa cujos lucros estão dois desvios-padrão acima da média dos lucros).

No caso deste trabalho, os valores de *Lester Range* para cada regressão estão reportados no quadro abaixo:

Quadro 1: Lester Range - Brasil

Valores	<u>Regressão 2</u> Lucro líquido/ trabalhador	<u>Regressão 3</u> Lucro bruto/ trabalhador	<u>Regressão 4</u> Lucro Líquido/ trabalhador	<u>Regressão 5</u> Lucro bruto/ trabalhador	<u>Regressão 6</u> Lucro líquido/ trabalhador	<u>Regressão 7</u> Lucro bruto/ trabalhador
Beta (β_3)	0,000000374	0,000003490	-0,000000548	-0,000000420	-0,000000746	-0,000000504
Lester Range	5,43%	49,87%	-7,95%	-6,03%	-11,21%	-7,49%

A obtenção de tais valores permite-nos efetuar comparações do poder de barganha relativa dos trabalhadores brasileiros em relação aos valores obtidos para trabalhadores de países

⁷ Esta medida é obtida através da equação $4 * \beta$ (do lucro líquido ou bruto por trabalhador) * Desvio padrão do lucro (líquido ou bruto) por trabalhador.

desenvolvidos para os quais existam análises semelhantes. Como pode-se verificar no quadro 1, os valores de *Lester Range* são muito diferentes quando obtidos de diferentes métodos econométricos - os valores obtidos das regressões com lucros brutos por trabalhador são superiores aos obtidos com lucros líquidos por trabalhador e, como esperado, as estimativas com variáveis instrumentais diferem das estimativas obtidas em OLS. Consideradas tais observações, tomaremos o devido cuidado em efetuar comparações.

Em termos de estimativas com lucros líquidos por trabalhador, os valores aqui obtidos (entre -11,21% e 5,43%) podem ser comparados com os valores obtidos por Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996) para os Estados Unidos da América (24%), Arai (2003) para a Suécia (entre 12% e 24%), e Hildreth e Oswald (1997) para o Reino Unido (16%).

Considerando estimativas com lucros brutos por trabalhador, os valores aqui obtidos (entre -7,49% e 49,87%) podem ser comparados com os valores obtidos por Martins (2004) para Portugal (56%).

Através das comparações de valores de *Lester Range*, podemos mais uma vez inferir que a economia brasileira não apresenta evidência de prática de *Rent Sharing* e que o poder de barganha dos trabalhadores brasileiros é significativamente inferior ao poder de barganha dos trabalhadores dos países acima mencionados, ou seja, dos países com maior grau de desenvolvimento econômico.

4. Considerações Finais

Este trabalho teve como objetivo testar empiricamente a validade da hipótese de *rent sharing* para o setor industrial brasileiro. Tal trabalho representa uma contribuição para a literatura específica, uma vez que, a grande maioria dos trabalhos desenvolvidos na área contemplam estudos de casos de países desenvolvidos e, em sua grande maioria, compostos de estruturas sindicais forte e organizadas.

O período analisado neste trabalho captura uma fase particular da economia brasileira, a saber, o período pós liberalização comercial introduzida no início da década de 90. Foi verificado que o ambiente do mercado de trabalho brasileiro no período é marcado por uma acentuada queda dos salários reais da indústria, por elevadas taxas de desemprego e por um aumento da escolaridade dos trabalhadores formais. Verificou-se ainda que o período analisado apresentou grandes instabilidades para a economia brasileira, tal como os ataques cambiais ao R\$ em janeiro de 1999 e no segundo semestre do ano de 2002.

É neste cenário de dificuldades e transformações de um país em desenvolvimento que a hipótese de *rent sharing* é submetida a teste empírico. Tais particularidades do período acentuam ainda mais o diferencial deste trabalho em relação aos demais testes empíricos desenvolvidos para outras economias.

Os resultados obtidos neste trabalho (especificamente aqueles obtidos após o controle da endogeneidade dos lucros das empresas, onde espera-se menor enviesamento de resultados) não corroboram com a hipótese de *rent sharing*. Demonstrou-se ainda em análise comparativa com resultados obtidos para outras economias que o poder de barganha relativa dos trabalhadores brasileiros é significativamente inferior aos dos trabalhadores da maior parte dos países desenvolvidos para os quais existam análises. Este resultado poderá estar relacionado com algumas características do mercado de trabalho brasileiro, como a elevada informalidade e o peso reduzido dos sindicatos.

Em investigação futura, iremos analisar a robustez destes resultados a outras questões econométricas, incluindo a heterogeneidade dos trabalhadores e das suas empresas. Outra questão relacionada prende-se com conhecer quais as características dos setores, empresas e trabalhadores que estão relacionadas com diferenças nos níveis de divisão de rendas.

Referências Bibliográficas

- ARAI, Mahmood e HEYMAN, Fredrik (2004). Microdata Evidence on Rent-Sharing. *FIEF Working Paper Series 2004* n° 198;
- ARAI, Mahmood (2003). Wages, Profits, and Capital Intensity: Evidence from Matched Worker-Firm Data. *Journal of Labor Economics*, Vol.21 n° 3 p.593-618;
- ARBACHE, Jorge Saba e DENEGRI João (2004). Filiação Industrial e Diferencial de Salários no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Vol.58 n° 2 p.159-184;
- BLANCHFLOWER, David; OSWALD, Andrew e SANFEY, Peter (1996) Wages, Profits, and Rent-Sharing. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.111 n° 1 p.227-251;
- BOUND, John; JAEGER, David; and BAKER Regina (1995). Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90 p.443-450;
- BROWN, Charles e MEDOFF, James (1989). The employer size-wage effect. *Journal of Political Economy*, Vol. 97, n.5 p.1027-1059;
- DIEESE (2002). Anuário Estatístico 2000-2001. Site: <http://www.dieese.org.br/anu/anuario.xml>
- HILDRETH, Andrew e OSWALD, Andrew (1997). Rent-Sharing and Wages: Evidence from Company and Establishment Panels. *Journal of Labor Economics*, Vol.15 n° 2 p.318-337;
- GROSHEN, Erica (1991). Five reasons why wages vary among employers. *Industrial Relations*, Vol.30 n.3 p.350-381;
- MARTINS, Pedro S. (2004). Rent Sharing Before and After Wage Bill. IZA Discussion Paper 1376;
- RIBEIRO, COURSEUIL, SANTOS, FURTADO, AMORIN, SERVO e SOUZA (2004). Trade Liberalization, the Exchange Rate and The Job Flows in Brazil. *Journal of Policy Reforms*, Special Issue, 7(4) p.209-23;
- SHEA, John (1996). Instrument relevance in multivariate linear models: A simple measure. *NBER, Technical Working Paper Series* n° 193;

ANEXO 1. LISTA DE VARIÁVEIS

Variáveis utilizadas e suas fontes

- Var1.** ln salário horário (RAIS);
- Var2.** Escolaridade (RAIS);
- Var3.** *Dummy* para gênero (RAIS);
- Var4.** Experiência do empregado (RAIS);
- Var5.** Experiência do empregado ao quadrado (RAIS);
- Var6.** Experiência do empregado ao cubo (RAIS);
- Var7.** Experiência do empregado à quarta (RAIS);
- Var8.** *Dummies* para ocupação, CBO Subgrupo (RAIS);
- Var9.** *Tenure* em meses (RAIS);
- Var10.** *Tenure* em meses ao quadrado (RAIS);
- Var11.** *Dummy* para gênero X Escolaridade (RAIS);
- Var12.** *Dummy* para gênero X Experiência do empregado (RAIS);
- Var13.** *Dummy* para gênero X Experiência do empregado ao quadrado (RAIS);
- Var14.** *Dummy* para gênero X Experiência do empregado ao cubo (RAIS);
- Var15.** *Dummy* para gênero X Experiência do empregado à quarta (RAIS);
- Var16.** *Dummy* para gênero X *Dummies* para ocupação (RAIS);
- Var17.** *Dummy* para gênero X *Tenure* em meses (RAIS);
- Var18.** *Dummy* para gênero X *Tenure* em meses ao quadrado (RAIS);
- Var19.** *Dummy* para tamanho da firma – pessoal ocupado médio (PIA campo 8);
- Tamanho 1 (1 a 10 empregados)
 - Tamanho 2 (11 a 50 empregados)
 - Tamanho 3 (51 a 100 empregados)
 - Tamanho 4 (101 a 250 empregados)
 - Tamanho 5 (251 a 500 empregados)
 - Tamanho 6 (501 a 1000 empregados)
 - Tamanho 7 (mais de 1000 empregados)
- Var20.** *Dummies* para localização geográfica por Estados (RAIS ou PIA);
- Var21.** *Dummies* para setor produtivo - CNAE 3 dígitos (RAIS);
- Var22.** Razão Capital/Trabalho (PIA);
- OBS: aqui se utilizará a razão entre o valor de Depreciação, Amortização e Exaustão (campo 61 da PIA) e Pessoal Ocupado nº médio (campo 8 da PIA) como variável proxy para a razão capital/trabalho;
- Var23.** Nacionalidade do Capital (BACEN);
- Var24.** Razão Exportações Mercosul/ Vendas Totais (campo 23 da PIA) X Índice de taxa de câmbio real – exportação manufaturados para o bloco comercial Mercosul;

OBS: Os índices de taxa de câmbio real a serem utilizadas na **Var24** são: ANO 1997 = 126,73; ANO 1998 = 127,77; ANO 1999 = 164,89; ANO 2000 = 146,79; ANO 2001 = 164,03; ANO 2002 = 102,17;

Var25. Razão Exportações Outros Países/ Vendas Totais (campo 24 da PIA) X Índice de taxa de câmbio real – exportação manufaturados para o bloco comercial Outros Países;

OBS: Os índices de taxa de câmbio real a serem utilizadas na **Var25** são ANO 1997 = 87,05; ANO 1998 = 85,19; ANO 1999 = 109,03; ANO 2000 = 94,15; ANO 2001 = 100,68; ANO 2002 = 109,11::;

Var26. Lucro Líquido por trabalhador;

OBS: Lucro Líquido por trabalhador = Lucro ou prejuízo (campos 74 ou 75 respectivamente da Seção D, pág 4 do questionário da PIA) / Pessoal Ocupado Médio no ano (campo 8 da Seção A, pág 2 do questionário da PIA).

Var27. Wage Bill;

OBS: *Wage Bill* = Gastos Totais de Pessoal (campo 39 da Seção C1, pág 3) – Indenizações trabalhistas e por dispensas incentivadas (campo 37 da Seção C1, pág 3)

Var28. Lucro Bruto por trabalhador;

OBS: Lucro Bruto por trabalhador = (Lucro ou prejuízo (campos 74 ou 75 respectivamente da Seção D, pág 4 do questionário da PIA) + **Var28** / Pessoal Ocupado Médio no ano (campo 8 da Seção A, pág 2 do questionário da PIA).

Var29. Receita por arredondamentos e aluguéis de imóveis (campo 26 da PIA) por trabalhador;

Var30. Receitas financeiras (campo 27 da PIA) por trabalhador;

Var31. Resultados positivos em Participações societárias (campo 29 da PIA) por trabalhador;

Var32. Receitas não operacionais (campo 31 da PIA) por trabalhador;

Var33. Aluguéis e arredondamentos (campo 59 da PIA) por trabalhador;

Var34. Despesas financeiras (campo 68 da PIA) por trabalhador;

Var35. Resultados negativos em Participações societárias (campo 69 da PIA) por trabalhador;

Var36. Despesas não operacionais (campo 72 da PIA) por trabalhador;

Var37. Dummies para cada ano da amostra – 1997,1998,1999, 2000,2001 e 2002;

Var38. Ln do tamanho da firma – pessoal ocupado médio (PIA campo 8);

ANEXO 2. REGRESSÕES AUXILIARES EM 2SLS (VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS) “POOLED”

Tabela 6: Regressões Auxiliares

Variáveis Dependentes = Lucro líquido por trabalhador (regressão 4) e Lucro bruto por trabalhador (regressão 5)

(1) Descrição da Variável	(2) Regressao 4			(3) Regressao 5		
	Beta	Parcial R2	Parcial F	Beta	Parcial R2	Parcial F
Receitas financeiras	0,682 (651,62)	0,007	333.090	1,1967 (1.065,9)	0,00209	83.871
Resultados positivos em participações societárias	0,437 (397,00)	0,0006	29.652	0,5297 (448,40)	0,00277	111.114
Receitas nao-operacionais	0,305 (435,88)	0,0068	323.301	0,373 (497,70)	0,00174	69.869
Despesas financeiras	-0,828 (-4.096)	0,3798	1.804.000	-0,679 (-3.137)	0,25752	1.034.000
Resultados negativos em participações societárias	-0,699 (-951,25)	0,0216	1.026.234	-0,682 (-866,30)	0,02089	838.939
Despesas nao-operacionais	-0,462 (-893,83)	0,0171	813.621	-0,438 (-790,29)	0,01466	588.768
Razao Exportacoes Mercosul/Vendas Totais vezes Indice Taxa de Cambio Peso/Real						
Razao Exportacoes Resto Mundo/Vendas Totais vezes Indice Taxa de Cambio Cesta Moedas/Real						
R²	0,4531			0,3528		
adj. R²	0,4531			0,3528		
F	154.832			101.001		

Tabela 7: Regressões Auxiliares

Variáveis Dependentes = Lucro líquido por trabalhador (regressão 5) e Lucro bruto por trabalhador (regressão 6)

(1) Descrição da Variável	(2) Regressao 6			(3) Regressao 7		
	Beta	Parcial R2	Parcial F	Beta	Parcial R2	Parcial F
Receitas financeiras	0,703 (400,33)	0,00840	148.004	1,035 (557,77)	0,00278	42.889
Resultados positivos em participações societárias	0,423 (262,54)	0,00068	12.024	0,453 (226,23)	0,00316	48.851
Receitas nao-operacionais	0,321 (287,68)	0,0116	205.634	0,328 (278,15)	0,00499	77.009
Despesas financeiras	-0,715 (-1.636)	0,19167	3.380.237	-0,422 (-914,29)	0,06960	1.075.901
Resultados negativos em participações societárias	-0,804 (-656,21)	0,02814	496.299	-0,789 (-609,04)	0,02680	414.310
Despesas nao-operacionais	-0,486 (-652,71)	0,02814	443.508	-0,481 (-612,01)	0,02344	362.099
Razao Exportacoes Mercosul/Vendas Totais vezes Indice Taxa de Cambio Peso/Real	0,188 (24,88)	0,000004	79	0,086 (10,80)	0,00002	360
Razao Exportacoes Resto Mundo/Vendas Totais vezes Indice Taxa de Cambio Cesta Moedas/Real	0,440 (109,61)	0,001130	19.942	0,263 (62,17)	0,00209	32.293
R²	0,3181			0,2195		
adj. R²	0,3181			0,2194		
F	39.790			23.735		

ANEXO 3. FLUTUAÇÕES CAMBIAIS DO R\$

Gráfico 2: Índice Cambial Real R\$/US\$

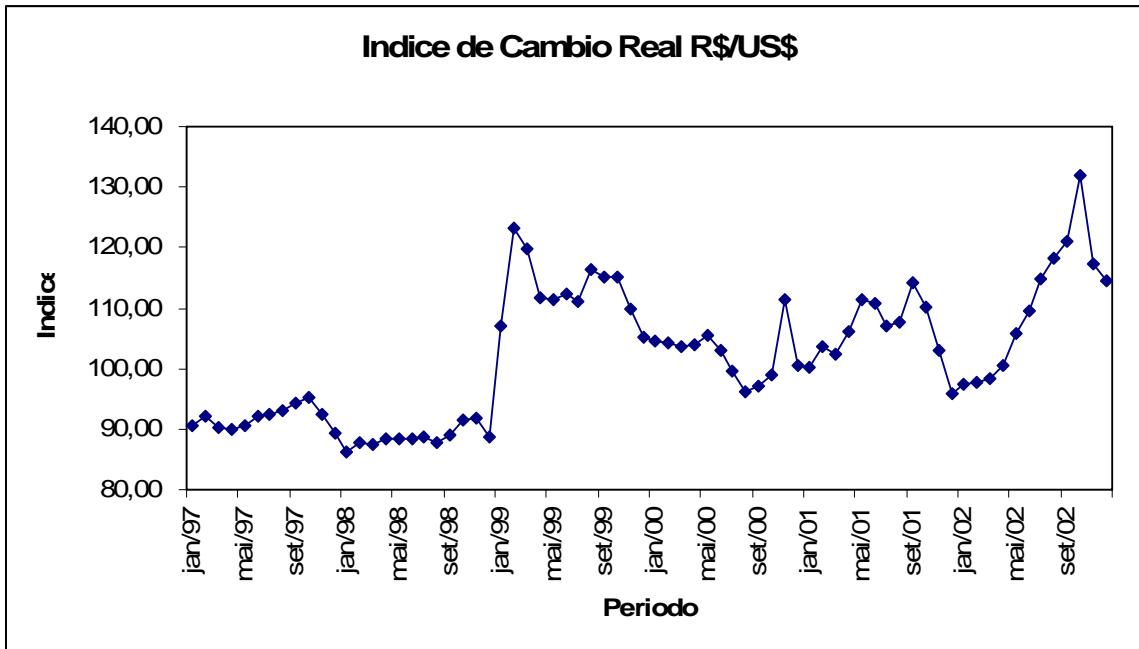
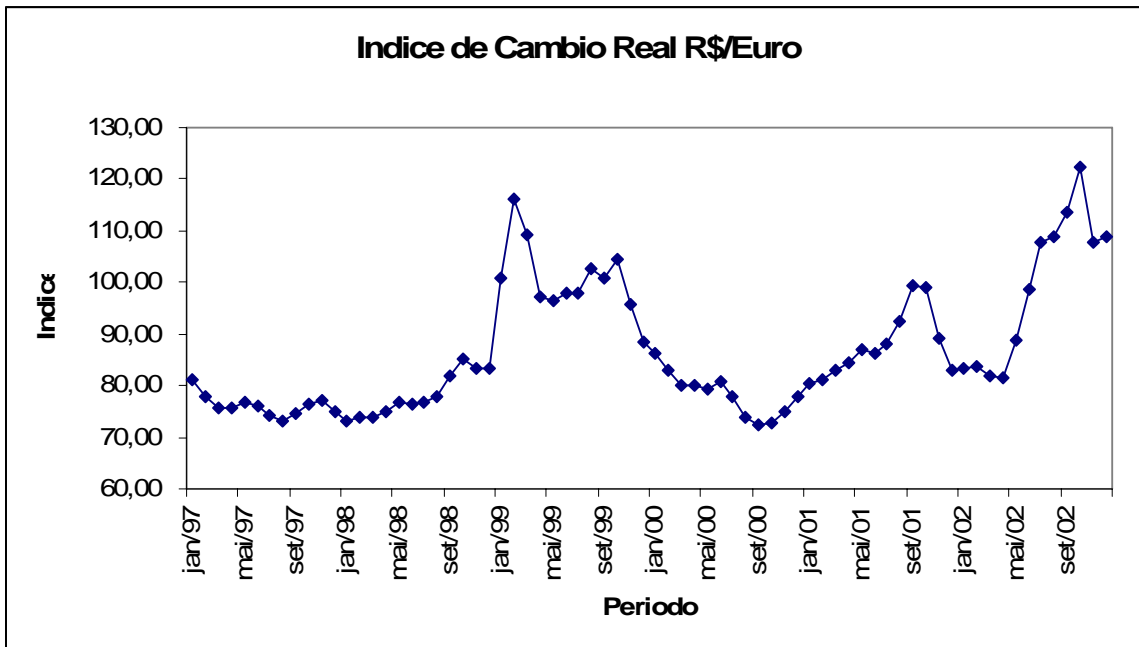


Gráfico 3: Índice Cambial Real R\$/Euro



ANEXO 7. FLUTUAÇÕES CAMBIAIS DO R\$ (CONTINUAÇÃO)

Grafico 4: Índice Cambial Real R\$/Peso Argentino

