

Análise da composição do rendimento do trabalhador empregado no Brasil: uma abordagem de oferta, demanda e instituições (1992-2001)¹

Éber Gonçalves
Ana Flávia Machado

Este artigo apresenta uma aplicação do modelo “oferta-demanda-instituições” (ODI), desenvolvido por Katz e Autor (1999), no Brasil, nos anos de 1992 a 2001. Esse modelo permite decompor o rendimento dos indivíduos em duas partes. Uma primeira parte representa o rendimento resultante da atuação das forças de mercado e a outra parte denota um desvio dado por fatores institucionais. A fonte de dados é a PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio. Estimam-se equações de rendimento controladas por características pessoais, por afiliação industrial e sindical. Os resultados mostram que os componentes institucionais vêm perdendo peso na determinação do rendimento do trabalho.

Palavras-chave: diferencial de rendimentos, instituições do mercado de trabalho, mercado de trabalho

This paper presents a framework that emphasizes the role of supply and demand factors and the interaction of market forces and labor market institutions, developed by Katz and Autor (1999) and called Supply-Demand-Institutions (SDI). We have applied it for the Brazilian case in the years 1992 to 2001. PNAD (National Household Survey) is the data source. We have estimated wage equations with regressors that describe

¹ Agradecemos o financiamento desta pesquisa ao CNPq e FAPEMIG e à bolsista de iniciação científica Laudiemy Rodrigues.

individual, industrial and union characteristics. The results show that wages are more influenced by market factors than institutional factors in Brazil.

Introdução

O Brasil passou por grandes transformações econômicas e institucionais nos últimos vinte anos. Essas transformações trazem conseqüências à estrutura ocupacional e de rendimentos, assim como aos demais segmentos da estrutura econômica. Destacam-se algumas mudanças, ocorridas nos últimos anos, que têm efeitos diretos ou indiretos sobre o mercado de trabalho. A introdução de novas tecnologias de produção e gerenciamento, acentuada na década de 1990 com a abertura econômica, afeta a demanda por mão-de-obra pela intensificação da busca de mão-de-obra qualificada. O lado da oferta é marcado pelo envelhecimento populacional, pelo aumento da participação feminina e pela elevação do nível médio de escolaridade.

Além das mudanças na oferta e na demanda, alguns aspectos institucionais são marcos importantes na configuração do mercado de trabalho. Um dos fatores institucionais mais importantes é a promulgação da Constituição em 1988, que ampliou de maneira significativa os direitos dos trabalhadores, muitos deles já estabelecidos na Consolidação das Leis Trabalhistas (CLT). Ademais, sancionam-se algumas leis que possibilitam maior flexibilidade nos contratos de trabalho, denominados genericamente “modalidades especiais de contrato de trabalho”.

A maioria dos estudos sobre mercado de trabalho pretende explicar as mudanças na estrutura ocupacional enfatizando aspectos de demanda por trabalho. Outros se voltam para o lado da oferta. Reconhece-se a importância desses dois fatores no entendimento das transformações do mercado de trabalho. No entanto, pretende-se integrar a eles aspectos institucionais que regem sobre o trabalho, dado que a parcela significativa dos fatores que dão origem aos diferenciais de rendimentos é desconhecida. Portanto, conjectura-se que os fatores institucionais tenham algo a contribuir no entendimento das transformações do mercado de trabalho no Brasil nos últimos anos.

O modelo escolhido para dar suporte à avaliação das mudanças na estrutura de rendimentos entre 1992 e 2001 é o modelo de oferta, demanda e instituições, doravante denominado ODI. Esse modelo, desenvolvido por Katz e Autor (1999), possibilita a análise dos efeitos dos fatores econômicos e institucionais sobre o mercado de trabalho. A fonte de dados é a PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio no período de 1992 a 2001. Estimam-se equações de rendimento controladas por características pessoais, vínculo setorial e afiliação sindical.

O presente artigo está dividido em sete seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, descrevem-se de forma sucinta os principais estudos que tratam dos efeitos das mudanças econômicas e institucionais sobre a composição do rendimento. Na terceira apresenta-se a especificação do modelo ODI e na quarta, a fonte de dados e o tratamento das variáveis. A seguir, analisa-se a evolução do rendimento competitivo e do prêmio setorial por ramo de atividade. Na sexta seção, os resultados das estimações são apresentados e por fim, na última seção, realizam-se algumas considerações.

1. A influência da oferta, demanda e instituições na determinação do rendimento do trabalho

Para se compreender as transformações no mercado de trabalho, parte-se, predominantemente, da análise das variações na oferta e na demanda por trabalho. O equilíbrio dessas duas forças determinaria o nível de utilização da mão-de-obra e sua remuneração relativa (Katz e Murphy, 1992; Berman, Bound e Machin, 1998; Nickell e Bell, 1995; Card e Lemieux, 2000; Acemoglu, 2002; Fernandes e Menezes Filho, 2001; Machado e Moreira, 2001; Reis, 2002).

As variações na oferta podem ser originadas de mudanças no nível educacional da força de trabalho, crescimento da participação feminina no mercado de trabalho, questões relacionadas à migração, tamanho das coortes e outras. Já as variações na demanda podem ser desencadeadas por mudanças tecnológicas, modificações na intensidade de comércio, mudanças no mercado de produto, alterações não-neutras nos preços dos insumos, entre outras.

Há um certo consenso, entre diversos autores, quanto à preponderância dos fatores de demanda na determinação das transformações da estrutura ocupacional e de salários nas últimas décadas. Talvez por este motivo, a maioria dos estudos realizados dedica-se à avaliação dos fatores de demanda. Não obstante, admite-se a importância dos fatores de oferta e institucionais em determinados períodos.

Tem-se observado uma elevação do emprego relativo de trabalhadores qualificados tanto nos países desenvolvidos quanto nos países em desenvolvimento. Tal fato tem sido freqüentemente atribuído a modificações na demanda: intensificação do comércio multilateral e mudanças tecnológicas (Greenaway, Hine e Wright, 1997; Berman, Bound e Machin, 1998).

Acemoglu (2002) é uma referência importante sobre os efeitos da mudança técnica no mercado de trabalho. O autor faz uma discussão aprofundada dessa questão, passando por diversos autores. Segundo Acemoglu (2002), as evidências apresentadas pela literatura econômica mostram que há uma relação significativa entre o progresso técnico e as transformações ocorridas no mercado de trabalho. O argumento básico é o da existência de complementaridade entre tecnologia e trabalho qualificado.

Acemoglu (2002) conclui que os últimos 60 anos são caracterizados por uma indubitável mudança tecnológica enviesada por qualificação. Ocorrências de retornos à escolaridade e desigualdade residual nas três décadas passadas sugerem, segundo o autor, uma aceleração na demanda por qualificação que começa nos anos 70 ou 80. Essa mudança é considerada como efeito de uma ruptura na trajetória do progresso técnico decorrente, em grande parte, da informatização.

No Brasil, muitos autores vêm estudando as transformações verificadas na estrutura ocupacional e de salários. As mudanças econômicas e institucionais que o país sofreu nas décadas de 1980 e 1990 serviram como fator de estímulo ao estudo do mercado de trabalho.

Observa-se que, da mesma forma que nos países desenvolvidos, no Brasil predominam os estudos que analisam fatores de demanda. Há, reconhecidamente, uma certa dificuldade para separar efeitos de comércio de efeitos das mudanças tecnológicas sobre a composição do emprego e

dos salários. Essa dificuldade é mais evidente no caso brasileiro, pois é justamente no período do aprofundamento da liberalização comercial (a partir de 1990) que se verifica a modernização da economia brasileira. Portanto, estes dois aspectos estão fortemente ligados.

Green, Dickerson e Arbache (2001), motivados pela controvérsia entre as previsões do modelo de Heckscher-Ohlin (HO) e os efeitos da intensificação do comércio de países desenvolvidos com países em desenvolvimento, dedicam-se ao estudo do caso brasileiro. Para tanto, utilizam dados da PNAD que cobrem o período pré e pós-liberalização comercial (1981 a 1999).

Os autores apresentam evidências que vêm ratificar alguns fatos já estabelecidos na literatura do mercado de trabalho no Brasil. Como, por exemplo, a relativa estabilidade do salário médio global e a diminuição do diferencial entre homens e mulheres, o aumento significativo do setor de serviços na composição do emprego (em contraposição à agricultura e à indústria), a observação da persistente desigualdade salarial elevada, o aumento do retorno para os níveis de escolaridade mais elevados (decorrente da elevação da demanda por esse tipo de trabalhador), a elevação do retorno para trabalhadores mais experientes e, finalmente, a relativa estabilidade dos ramos de atividade no *ranking* dos diferenciais inter-industriais de salário.

Tratando dos efeitos da intensificação do comércio multilateral, empreendida de maneira mais efetiva no início dos anos 90, Green, Dickerson e Arbache (2001) concluem, primeiramente, que o aumento dos retornos à educação superior, justamente no período de reforma comercial, não deve ser coincidência acidental. Além do mais, esse mesmo resultado é encontrado em outros países em desenvolvimento. Esse aumento dos retornos ao trabalhador graduado é atribuído a uma elevação da demanda por esse tipo de mão-de-obra (que, por sua vez, decorre do influxo de tecnologias intensivas em qualificação), dado que não se verifica um abrandamento do crescimento da oferta.

Ainda tratando de determinantes de mercado, Fernandes e Menezes Filho (2001) se propõem a analisar as mudanças na demanda relativa por trabalho no Brasil segundo o nível de escolaridade, utilizando as séries da PNAD de 1981 a 1999. Recorrendo à função de produção com elasticidade

de substituição constante (CES) e a três grupos de trabalhadores classificados pelo nível de escolaridade (qualificados, intermediários e não qualificados), eles mostram que houve um grande aumento da oferta de trabalhadores intermediários, tanto em termos absolutos quanto em termos relativos. Verificam, também, uma elevação na oferta de qualificados e uma redução na oferta de não qualificados. A elevação da oferta relativa de trabalhadores intermediários foi acompanhada por uma redução de seus salários relativos.

Realizados os ajustes para as mudanças na oferta, os autores concluem que há uma tendência de aumento da demanda relativa por qualificados em relação aos intermediários e por intermediários em relação aos não qualificados (a primeira tendência é amenizada a partir dos anos 90, já a segunda é intensificada nesse mesmo período). Portanto, esses resultados sugerem que, nos anos 90, os movimentos da demanda são favoráveis aos trabalhadores de qualificação intermediária, o que de certa forma é compatível com a hipótese de que a abertura econômica intensifica o uso de trabalho de menor qualificação.

No entanto, as mudanças na oferta e na demanda relativa não são suficientes para explicar todas as modificações ocorridas no mercado de trabalho brasileiro nos últimos anos. Deve-se agregar à análise a contribuição dos fatores institucionais, que também passaram por muitas transformações, conforme já se ressaltou.

Em geral, os fatores institucionais mais investigados pelos pesquisadores são a sindicalização e a determinação legal de um piso salarial, ou seja, o salário mínimo. Uma referência importante sobre o efeito das instituições sobre o mercado de trabalho é o artigo de Dinardo, Fortin, e Lemieux (1996). Os autores analisam os efeitos dos fatores institucionais e de mercado nas mudanças da distribuição salarial nos EUA. Para tanto, utilizam os dados da Current Population Survey (CPS) e empregam o método de Kernel para estimar a função de densidade. Eles encontram resultados que evidenciam que a redução da sindicalização e os choques de oferta e demanda são fatores importantes para explicar o aumento da desigualdade de salários entre 1979 e 1988. Verificam também que o declínio do valor real do salário mínimo responde por parcela significativa do aumento da desigualdade, principalmente para as mulheres e para

aqueles que estão localizados na parte inferior da distribuição de rendimentos.

Os autores concluem que as instituições do mercado de trabalho são tão importantes quanto a oferta e a demanda para explicar as mudanças na distribuição de salários nos EUA de 1979 a 1988. Análise semelhante é realizada para o período imediatamente anterior. Os autores verificam que a redução da desigualdade salarial entre 1973 e 1979 é resultado da contribuição do aumento da sindicalização e do valor real do salário mínimo nesse mesmo período.

Tratando exclusivamente da influência da sindicalização, o artigo de Card (2001) apresenta novas evidências da mudança na sindicalização sobre a dispersão salarial no mercado de trabalho americano. Entre os homens, a taxa de sindicalização caiu na maioria dos grupos. Houve maior declínio entre os trabalhadores da parte inferior da distribuição de salários. O autor encontra que a queda na taxa de filiação sindical é responsável por cerca de 10% a 20% do aumento da desigualdade salarial nos anos por ele analisados. Já entre as mulheres, a taxa de sindicalização diminui na parte inferior da distribuição, mas aumenta na porção superior. De maneira global, a taxa de sindicalização entre as mulheres pouco se altera. Por isso, a sindicalização não explica praticamente nada do aumento da desigualdade de salários entre as mulheres.

Assim como na literatura internacional, o papel dos sindicatos no mercado de trabalho também é investigado na literatura econômica brasileira. Apesar de existir controvérsia nesta questão, admite-se que a política sindical tenha efeito direto na determinação dos salários. A questão da influência dos sindicatos na determinação dos salários no Brasil é investigada por Arbache e Carneiro (1999). O principal objetivo dos autores é examinar o efeito dos sindicatos sobre os diferenciais interindustriais de salários. Utilizando dados da PNAD de 1992 e 1995, eles estimam equações de salário individual para captar o diferencial de rendimento entre 22 indústrias do setor manufatureiro.

Os resultados encontrados pelos autores mostram que a dispersão salarial entre os sindicalizados é maior do que entre os não sindicalizados e que a diferença relativa dessa dispersão aumentou de um ano para o outro, apesar de, em 1995, a dispersão salarial ser menor do que em 1992

nos dois grupos. Esses resultados são atribuídos pelos autores ao fato de haver uma grande variabilidade do poder de barganha dos sindicatos entre os diferentes setores industriais, o que, por sua vez, ampliaria a dispersão salarial dos trabalhadores que aparentemente possuem as mesmas características. Além disso, observa-se que o indivíduo que passa da condição de não sindicalizado para sindicalizado está sujeito a uma elevação do salário.

Em um outro trabalho, Arbache (2000) divide a indústria em três grupos, formados por indústrias que experimentam uma baixa, média e alta penetração de importações com a liberalização comercial. O autor mostra que esses três grupos apresentam resultados diferentes com relação à influência dos sindicatos na determinação de salários após a liberalização. Ao contrário do que esperava, Arbache (2000) nota que os sindicatos aumentam seu poder após a liberalização no Brasil. A explicação para este resultado é que a liberalização comercial afeta de maneira diferenciada os vários segmentos da indústria. Desta forma, o impacto global da liberalização no poder dos sindicatos pode ser ambíguo. Os resultados encontrados pelo autor mostram que os trabalhadores sindicalizados dos setores de elevada penetração de importações experimentam uma redução do prêmio salarial. O inverso ocorre nos setores de baixa e média penetração de importações. Ou seja, o resultado previsto na literatura é verificado somente nas indústrias mais afetadas pela liberalização comercial.

Arbache (2001) mostra ainda que a densidade sindical no Brasil diminuiu entre 1986 e 1999. As explicações dadas para este fato são: mudanças no cenário econômico e no mercado de trabalho (tal como a política de liberalização comercial), desregulamentações no mercado de trabalho, privatizações de empresas públicas (onde a taxa de sindicalização sempre foi considerável), recessão econômica (principalmente entre 1990 e 1992) e aumento da taxa de desemprego.

Outro resultado importante apresentado por Arbache (2001) é que o diferencial de salários entre sindicalizados e não sindicalizados é, em média, 58%, quando não se faz nenhum tipo de controle. Realizando os controles segundo as características individuais dos trabalhadores, esse diferencial cai para 17,9%, em média. Além disso, o autor menciona o fato de que a dispersão salarial é maior entre os sindicalizados (resultado já apresentado em trabalhos anteriores).

Menezes-filho e Arbache (2002) examinam os diferenciais de salários interindustriais, relacionando-os com o desempenho do mercado de produto. Para tanto, os autores utilizam dados da PNAD e da Pesquisa Industrial Anual (PIA). Os anos examinados são 1988, 1992, 1993 e 1995.

Os autores constataam que existe um componente não competitivo determinando o salário dos trabalhadores sindicalizados. Este fato é verificado quando calculam um coeficiente que relaciona o salário dos sindicalizados e não sindicalizados com as quase-rendas:² o coeficiente dos sindicalizados é sempre maior.

Diante desses trabalhos brevemente apresentados, verifica-se, assim como já constatado na literatura internacional, a relevância dos efeitos dos fatores institucionais sobre a estrutura ocupacional e de rendimentos no Brasil. Apesar da crescente pressão para a flexibilização e para a diminuição da intervenção do Estado, a institucionalização é utilizada como instrumento de ação política com a pretensão de minimizar os efeitos perversos nas relações de trabalho. Conforme verificado, as instituições interferem, mas o que ainda se discute é se elas estão cumprindo os objetivos para os quais foram estabelecidas.

Em suma, o que se percebe, nos últimos anos, é uma gradual retirada da participação do governo da esfera do trabalho e uma desmobilização dos sindicatos. Diante dessa trajetória institucional, percebe-se que há espaço para muitos trabalhos que avaliem as conseqüências de suas transformações nos últimos tempos.

2. O modelo ODI

O modelo escolhido para dar suporte à avaliação das mudanças na estrutura ocupacional e de rendimentos entre 1992 e 2001 é o modelo ODI. Esse modelo, desenvolvido por Katz e Autor (1999), possibilita a análise dos efeitos dos fatores econômicos e institucionais sobre o mercado de trabalho.

² Quase-renda: valor adicionado menos salário alternativo dividido pelo número total de empregados [quase-renda = valor adicionado - (salário alternativo/n^o de empregados)].

No modelo ODI, parte-se do princípio de que o rendimento individual é duplamente composto. Uma parte do rendimento é determinada pelo mercado, ou seja, pelas forças da oferta e da demanda por trabalho que estabelecem o nível competitivo do salário. Este componente busca descrever os efeitos do acúmulo de capital humano e de características adscritas dos indivíduos sobre o rendimento. No entanto, a remuneração que o indivíduo efetivamente recebe pode diferir do rendimento definido no mercado. Esse desvio em relação ao rendimento competitivo se constitui na segunda parte do rendimento individual. Alguns fatores, além das tradicionais forças de mercado, podem dar origem a esse resíduo salarial. Dividem-se tais fatores em dois grupos. O primeiro está relacionado às diferenças interindustriais. Ou seja, esses fatores estão relacionados a características peculiares às firmas – como tamanho, lucratividade, concentração industrial, produtividade e outros – que exercem influência na determinação do rendimento do trabalho (Arbache e De Negri, 2002)³. O segundo grupo é composto por fatores institucionais que interferem no mercado de trabalho, dentre os quais se destacam a associação sindical e a política governamental de salário mínimo.

Ao dividir o rendimento dessa maneira, busca-se captar o componente do rendimento que é definido por diferenças intragrupos, denominado competitivo, e o componente que pode ser atribuído às diferenças intergrupos, definido por Katz e Autor (1999) como o prêmio residual.

O modelo é especificado da seguinte forma. O rendimento do indivíduo i é resultante do produto do rendimento competitivo por um prêmio relativo, conforme descrito na equação 1:

$$w_i = w_{ic} \mu_{ic} \quad (1)$$

onde w_i = rendimento do indivíduo i , w_{ic} = rendimento competitivo para o indivíduo i e μ_{ic} = prêmio relativo para o indivíduo i .

O prêmio relativo assume valor igual a 1 quando nenhum fator não competitivo atua na determinação do rendimento. Neste caso, portanto,

³ Pressupõe-se que setores mais produtivos remuneram melhor seus trabalhadores. Assim, o indivíduo recebe um prêmio salarial por estar vinculado a um determinado setor ou indústria.

a remuneração efetivamente recebida pelo indivíduo é o rendimento competitivo determinado pelo mercado.

Agrupando os indivíduos em k grupos demográficos (sexo, idade, qualificação), pode-se redefinir a expressão de rendimento, reescrevendo-a como a equação 2:

$$Y_{ik} = Y_{ikc} + R_{ik}, \quad (2)$$

onde $Y_{ik} = \ln w_{ik}$ ⁴, $Y_{ikc} = \ln w_{ikc}$ e $R_{ik} = \ln m_{ik}$.

Calculando a média geométrica do rendimento dos indivíduos pertencentes ao grupo k , define-se o rendimento médio do grupo k como a soma do rendimento competitivo do grupo k mais o prêmio médio recebido por esses trabalhadores (equação 3).

$$Y_k = Y_{kc} + R_k. \quad (3)$$

Para expressar os três principais fatores que dão origem ao prêmio residual (diferenças interindustriais, vínculo sindical e política salarial), decompõe-se a parte referente ao prêmio relativo em três variáveis. E, classificando-se os indivíduos em J segmentos industriais, obtém-se:

$$Y_{ijk} = \ln (w_{ijk}) = Y_{kc} + I_{jk} + \lambda_k U_{ikm} + \delta_k M_{ik} + \varepsilon_{ijk}. \quad (4)$$

A equação 4 expressa que o \ln do rendimento do indivíduo i , pertencente ao grupo demográfico k e vinculado à indústria j (Y_{ijk}), é dado pela soma do \ln do rendimento competitivo do grupo k (Y_{kc}) mais o diferencial médio de rendimento dos indivíduos pertencentes ao grupo k e trabalhando na indústria j (I_{jk}), mais um indicador da condição de sindicalização (U_{ik}), multiplicado por um prêmio médio recebido pelos indivíduos do grupo k por estarem na condição de sindicalizados (I_k), mais um indicador que determina se o indivíduo é afetado pelo salário mínimo

⁴ \ln é o logaritmo natural.

(M_{ik}) multiplicado pelo prêmio médio que os indivíduos do grupo demográfico k recebem se são afetados (δ_k); e, finalmente, mais um termo de erro que reflete erros de medida e variações do nível individual de prêmios e habilidades (ε_{ijk}). Note que as variáveis U_{ik} e M_{ik} são *dummies* que assumem valores iguais a 1 se o indivíduo é sindicalizado e é afetado pela política de salário mínimo, respectivamente. Caso contrário, elas recebem valor zero.

Assim, o termo Y_{kc} da equação 4 representa o componente competitivo do rendimento do indivíduo, sendo resultado da interação entre a oferta e a demanda por trabalho (*market-clearing wage*). Portanto, mudanças no perfil da oferta e da demanda por trabalho devem causar variações neste componente. Vale recordar, como já mencionado anteriormente, algumas mudanças experimentadas nos últimos anos alteram o perfil de oferta de trabalho, tais como o aumento da participação feminina, a elevação do nível médio de escolaridade e o aumento da média de idade da população. Por outro lado, as mudanças no perfil da demanda são consequência, principalmente, da mudança tecnológica e da liberalização comercial.

Os outros componentes da equação 4 representam elementos que inserem rigidez aos salários. A concepção de que o rendimento tem um componente de rigidez tem origem nas teorias duais ou de segmentação do mercado de trabalho de Doeringer e Piore (1971). Os desenvolvimentos mais recentes sobre segmentação do mercado de trabalho são representados pelas teorias dos salários de eficiência (*Efficiency Wages*) e pelos modelos que envolvem sindicatos. De maneira geral, a idéia que está por trás dessas teorias é que “a institucionalização do mercado de trabalho (traduzida em termos da existência de grupos não-competitivos) torna os salários menos sensíveis a variações na demanda” (Carneiro, 1997, p. 110).

A variável I_{jk} , que tem o objetivo de captar o prêmio setorial, é uma medida da heterogeneidade da estrutura produtiva. O objetivo do prêmio seria garantir ou até mesmo estimular a produtividade, a eficiência e a consolidação de um mercado interno de trabalhadores. No entanto, apenas setores mais modernos e com grande poder de mercado conseguiriam pagar esse prêmio. O elemento de rigidez desse componente está no fato de que, mesmo que haja desemprego involuntário, a empresa procurará

manter estável o salário real do trabalhador, evitando, assim, os custos de rotatividade da mão-de-obra.

Os outros dois componentes da equação 4 – ou seja, as variáveis que captam as conseqüências do *status* de sindicalização e de susceptibilidade à política salarial – também representam elementos não competitivos e que inserem rigidez aos rendimentos. No entanto, estas duas variáveis são exemplos mais claros de interferências diretas de fatores institucionais. É importante ressaltar que, quando se faz referência à política salarial, está-se falando de política de salário mínimo, haja vista que não há nenhum outro tipo de política salarial no período em análise.

A média do *ln* do rendimento dos trabalhadores do grupo *k* pode ser escrita como:

$$Y_k = Y_{kc} \sum_j \{I_{jk} \phi_{jk} + \lambda_k U_k + \delta_k M_k\}, \quad (5)$$

onde $\phi_{jk} = N_{jk}/N_k$, ou seja, ϕ_{jk} é a parcela de trabalhadores do grupo *k* que trabalha na indústria ou setor *j*, $U_k =$ a fração de trabalhadores do grupo *k* que são sindicalizados, $M_k =$ a fração de trabalhadores do grupo *k* que são afetados pela política do salário mínimo.

Para entender como podem ocorrer mudanças no rendimento relativo de um determinado grupo de trabalhadores, assume-se que o *ln* do rendimento em cada período seja medido como o desvio do *ln* do rendimento médio global. Desta forma, a mudança no *ln* do rendimento relativo de cada grupo *k* pode ser expressa por:

$$dY_k = dY_{kc} + \sum_j \{ (dI_{jk} \phi_{jk} + I_{jk} d\phi_{jk}) + d\lambda_k U_k + \delta_k dM_k \} \quad (6)$$

Pode-se ver pela equação 6, que alterações no rendimento relativo de um determinado grupo demográfico podem ser decorrentes do fato de variações no rendimento competitivo estarem ocorrendo em velocidade maior ou menor que a média global (causadas por mudanças nas forças de mercado) ou de mudanças no prêmio relativo. Essas mudanças nos prêmios podem ser originadas de variações no nível médio ou na incidência

do prêmio salarial industrial, variações na taxa ou no prêmio por sindicalização, ou mudanças no impacto do salário mínimo no grupo.

3. Fonte de dados e tratamento das variáveis

A principal fonte de dados utilizada neste trabalho é a PNAD no período de 1992 a 2001. A amostra deste estudo é composta por empregados com rendimento positivo e não nulo, com idade entre 18 e 65 anos e jornada superior a 20 horas semanais.

A equação estimada é a equação 4, dada anteriormente. Portanto, tem-se como variável dependente o \ln do rendimento-hora real individual⁵ (W_{ijk}). Já as variáveis independentes são o rendimento competitivo (Y_{kc}), o prêmio setorial⁶ (I_{jk}) e o *status* de sindicalização (U_{ik}).⁷

O rendimento competitivo é determinado a partir da definição de k grupos homogêneos segundo as características pessoais. Trabalha-se com três variáveis de características individuais: sexo, idade e qualificação. Os grupos de idade são cinco, assim definidos: 18 a 24 anos, 25 a 34 anos, 35 a 44 anos, 45 a 54 anos e 55 a 65 anos. Para qualificação, recorre-se à tipologia ocupacional desenvolvida por Machado, Oliveira e Carvalho (2003): Superior compatível, Superior sobre qualificada, Média compatível, Média sobre qualificada, Manual compatível, Manual sobre qualificada

5 Para se chegar ao salário-hora real individual, realiza-se o seguinte procedimento: o salário nominal individual, coletado da PNAD, é inicialmente deflacionado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE e, conseqüentemente, transformado em salário real individual (para valores de setembro de 2001). Posteriormente, este último é dividido pelo número de horas trabalhadas no mês que, por sua vez, é resultado da multiplicação do número de horas semanais por 4,3.

6 Doravante, substitui-se o termo “prêmio industrial” por “prêmio setorial”, dado que se trabalha com todos os setores da economia (não somente o industrial).

7 Em uma primeira versão deste artigo, incluiu-se uma variável de sensibilidade à política de salário mínimo e verificou-se que a mesma não foi adequada para explicar a determinação do rendimento.

na indústria, Manual sobre qualificada nos serviços, Manual sobre qualificada no comércio, Ocupações domésticas remuneradas e Outras.

As duas categorias de sexo, os cinco grupos de idade e as dez categorias de qualificação são combinadas e, desta forma, dão origem a 100 grupos homogêneos. O rendimento competitivo é calculado como a média geométrica do rendimento-hora real de todos os indivíduos que pertencem ao mesmo grupo homogêneo. Assim, os indivíduos que (nas três variáveis) estão na mesma categoria, também possuem o mesmo rendimento competitivo.

Para se chegar ao prêmio setorial, redefinem-se os grupos homogêneos, combinando-os com 27 categorias de ramos de atividade. Assim, chega-se a 2.700 grupos homogêneos segundo as características individuais, ocupacionais e de ramos de atividade. Os referidos ramos de atividade são os mesmos utilizados por Machado e Jayme Júnior (2003).

O prêmio setorial é determinado pela subtração do rendimento competitivo do rendimento médio dos 2.700 grupos homogêneos,⁸ conforme definido pela equação 7:

$$I_{jk} = Y_{jk} - Y_{kc}, \quad (7)$$

onde Y_{jk} = média geométrica do rendimento-hora dos indivíduos pertencentes ao grupo k e ao ramo de atividade j .

A variável que indica o *status* de sindicalização (U_{ik}) é igual a 1, se o indivíduo for sindicalizado, e zero, caso contrário.

A tabela A1 no apêndice deste artigo traz as informações sobre o rendimento médio e a proporção de cada um dos grupos formados pelas covariadas desse modelo nos anos de 1992 e 2001.

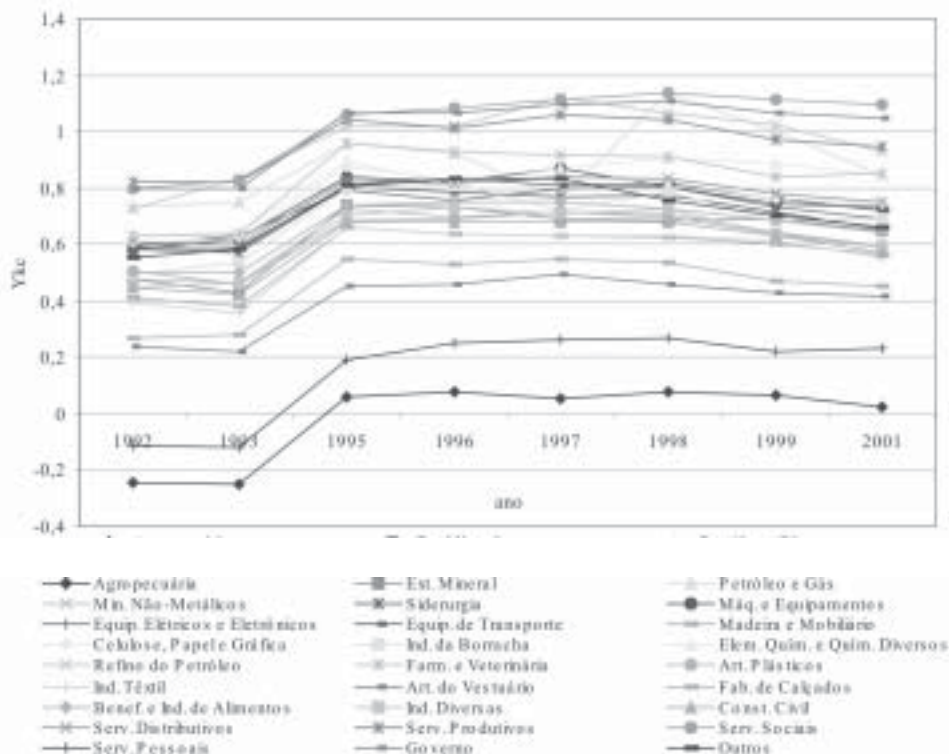
⁸ O salário médio dos 2.700 grupos homogêneos é calculado da mesma maneira que o salário competitivo. Ou seja, é a média geométrica do salário-hora real de todos os indivíduos que pertencem ao mesmo grupo homogêneo que, nesse caso, são 2.700.

4. Evolução do rendimento competitivo e do prêmio setorial por ramo de atividade

A figura 1 traz a evolução do rendimento competitivo (em logaritmo natural) segundo o ramo de atividade no período de 1992 a 2001. Observa-se uma mudança no patamar desse rendimento em 1995 em todos os setores. Certamente, esse salto no rendimento decorre da estabilização econômica. Entre 1995 e 1998, a tendência é de estabilidade na trajetória. A partir de então, verifica-se redução para o rendimento competitivo em todos os ramos.

Os ramos de maior rendimento competitivo são Serviços Sociais e Governo. Na terceira posição, há uma certa oscilação no período entre os ramos Petróleo e Gás, Refino de Petróleo e Serviços Produtivos. São ramos reconhecidos pela presença do Estado e por abrigar ocupações com maior participação de ensino superior. Por outro lado, os ramos que menos pagam são Agropecuária e Serviços Pessoais. Embora os valores sejam os mais baixos, crescem de tal maneira no período, que deixam de assumir um valor negativo, tornando-se positivos.

Figura 1 – Evolução do rendimento competitivo por ramo de atividade (1992-2001)



FONTE: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, A PARTIR DE DADOS DA PNAD/IBGE.

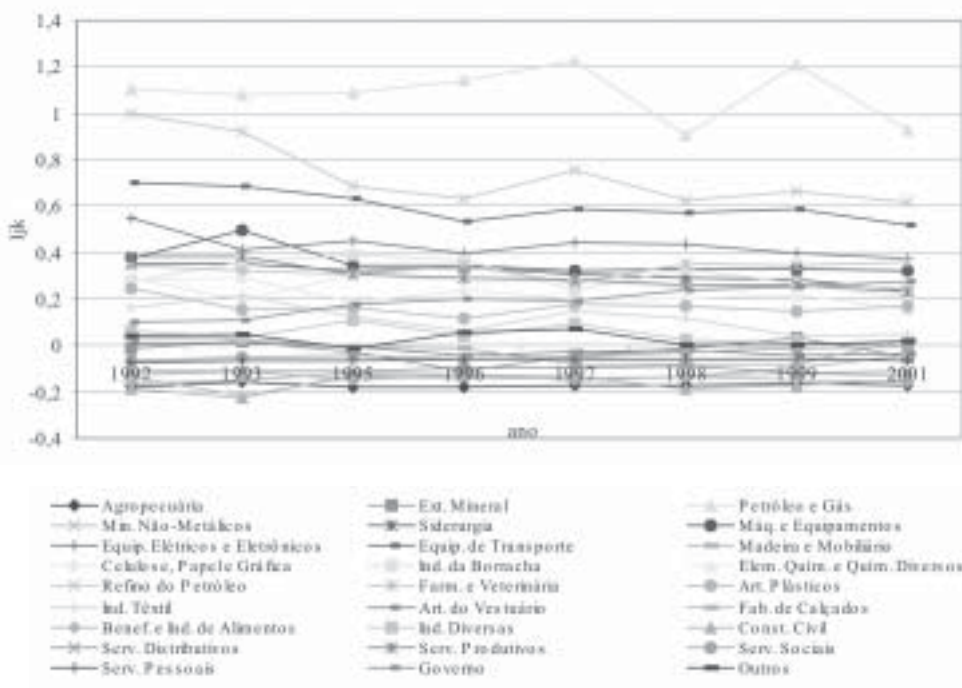
No caso do prêmio setorial (também em logaritmo natural), apresentado na figura 2, nota-se maior estabilidade na evolução. No entanto, a ordenação desses prêmios é bastante diversa do rendimento competitivo. Provavelmente, essa tendência pode ser explicada pelos efeitos de políticas econômicas, por privatizações e por desregulamentação de mercados.

Os ramos onde o prêmio é maior, em especial os ramos de Petróleo e Gás e Refino de Petróleo, são também os que mais oscilam no período, registrando queda. Há um conjunto de ramos onde o prêmio setorial é negativo em todo o período. São eles: Extrativa Mineral, Madeira e Mobiliário, Artigo de Vestuário, Serviços Sociais, Serviços Pessoais, Serviços Distributivos, Agropecuária, Construção Civil, Beneficiamento e Indústria de Alimentos.

O ramo de Serviços Sociais é um exemplo que merece destaque, pois o rendimento competitivo está entre os mais elevados e o prêmio setorial é negativo, evidenciando expressiva desigualdade intra-setorial e menor diferencial entre ramos. Possivelmente pelo fato de se constituir em um ramo heterogêneo que reúne, principalmente, serviços de saúde e de educação, onde o setor privado e o setor público se fazem muito presentes, o peso das características internas ao ramo predominam sobre as diferenças intersetoriais na determinação do rendimento.

Comparando o prêmio setorial neste estudo com os coeficientes do prêmio salarial interindustrial apresentados por Arbache e De Negri (2002), observa-se que os resultados são compatíveis, ou seja, os setores que pagam os maiores e os menores prêmios são os mesmos nos dois estudos.

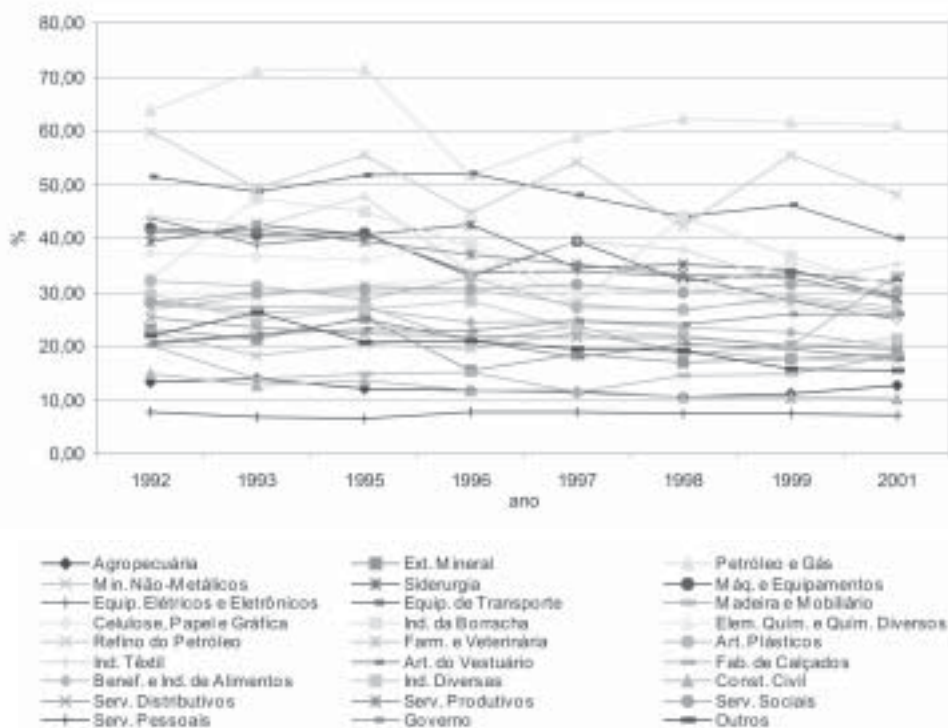
Figura 2 – Evolução do prêmio setorial por ramo de atividade (1992-2001)



FONTE: ELABORAÇÃO PRÓPRIA A PARTIR DE DADOS DA PNAD/IBGE.

É interessante destacar que há um comportamento muito semelhante do prêmio setorial e da densidade sindical por ramo de atividade no que tange à ordenação. Como pode ser visto na figura 3, os ramos de maior densidade sindical são também aqueles de maior prêmio setorial (figura 2). Tal evidência sugere a relação existente entre formação de mercados internos de trabalho e relações de trabalho mais consolidadas a exemplo do sugerido por Doeringer e Piore (1971). Tais ramos, por agruparem firmas operando em mercados não competitivos, criam condições de estabilidade da mão-de-obra e rendimentos mais elevados, o que contribui para a atuação sindical.

Figura 3 – Evolução da densidade sindical por ramo de atividade (1992-2001)



FONTE: ELABORAÇÃO PRÓPRIA A PARTIR DE DADOS DA PNAD/IBGE.

5. Resultados do modelo

Nesta seção, apresentam-se os resultados do modelo ODI para dois anos em separado, 1992 e 2001, e para todo o período na forma de um *pooling*. No caso do *cross section* dos dois anos, as amostras são constituídas por 75.503 e 94.161 observações que são ponderadas por um procedimento analítico (*analytic weight*). No *pooling*, trata-se de 646.841 observações.

Em ambas as estimações, recorre-se ao modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com estimador de White ou estimador robusto dos desvios-padrão. Segundo Greene (2000, p. 506), na presença de heteroscedasticidade do modelo, o que é verificado no caso deste trabalho, deve-se aplicar um método mais apropriado que o MQO e ele sugere uma formulação mais detalhada da matriz de co-variância. Tal técnica permite estimar uma matriz de co-variância que possibilita interpretar os testes de significância *t* e o teste *F*, uma vez que as estatísticas são calculadas com base nos novos desvios. Os dois testes, depois desta correção, passam a ser denominados *t* de White e *F* de Wald.

Feitas essas considerações, observa-se, nas tabelas 1 e 2 que todos os coeficientes são significativos no nível de 1%. Do mesmo modo, verifica-se pelo teste *F* de Wald que todas as regressões estimadas são globalmente significativas no nível de 1%. E os coeficientes de determinação são de 52% no caso dos dois anos em *cross section* e de 53% no *pooling*.

No modelo ODI, como definido pela equação 4, os valores dos coeficientes do rendimento competitivo (Y_{kc}) e do prêmio setorial (I_{jk}) são iguais a 1. Portanto, espera-se que os valores estimados desses coeficientes sejam iguais à unidade. No entanto, os valores apresentados nas tabelas 1 e 2 mostram que são diferentes e inferiores.⁹ Há, portanto, uma subvalorização, na média, dos atributos pessoais e/ou competitivos dos empregados com e sem carteira e dos funcionários públicos no período em questão.

⁹ Fez-se o teste de Wald para verificar se os coeficientes do rendimento competitivo e do prêmio setorial são estatisticamente iguais a 1, dado que este é o valor esperado. Por este teste, a hipótese dessa igualdade é rejeitada.

O coeficiente do rendimento competitivo pode ser interpretado como uma medida de elasticidade: mede a variação do rendimento total decorrente de uma mudança marginal no rendimento competitivo. Desse modo, em 1992, uma variação de 1% no rendimento competitivo leva à variação de 0,82% no rendimento total e, em 2001, a uma variação um pouco maior: 0,88 (tabela 1). Em todo o período, uma variação de 1% no rendimento competitivo leva à variação de 0,86% no rendimento total (tabela 2).

O coeficiente do prêmio setorial tem, também, a mesma interpretação. O fato de os coeficientes dos prêmios serem inferiores a 1 indica que, na média, os assalariados e funcionários públicos estão recebendo um prêmio menor do que o verdadeiro prêmio setorial determinado pelos ramos de atividade. No entanto, a trajetória de elevação do coeficiente mostra que ocorre um maior peso do vínculo setorial no rendimento do trabalhador.

Quanto às características definidas como institucionais neste artigo, pode-se observar na tabela 1 que, em 1992, um trabalhador sindicalizado com iguais características de um não sindicalizado recebia um salário 25,38%¹⁰ superior. Em 2001, este diferencial é ainda positivo, 19,71%, porém menor, indicando, como já evidenciado na literatura, a menor importância da afiliação sindical na determinação do rendimento. Certamente, este resultado é influenciado pela redução da densidade sindical que cai de 22,98% em 1992 para 19,54% em 2001 (tabela A1 no Apêndice).

Como era de se esperar, tanto empregados com carteira assinada (*CART*) como funcionários públicos e militares (*FPM*) recebem rendimentos superiores aos empregados sem carteira assinada; o diferencial está na casa dos 50% em 1992, passando a 30% em 2001 (tabela 1). Esta tendência de convergência dos rendimentos dos ocupados do setor informal pode ser mais uma evidência do menor peso dos aspectos institucionais sobre a determinação do rendimento.

10 Valor dado pelo antilog do coeficiente estimado, ou seja $(\exp b - 1) * 100$. Doravante, todos os coeficientes das covariadas, com exceção de Y_{kc} e I_{jk} .

Tabela 1: Modelo ODI com desvios-padrão robustos

Variáveis	1992			2001		
	Coef.	DP robusto	t (White)	Coef.	DP robusto	t (White)
Y_{kc}	0,8225	0,0047	173,72	0,8817	0,0050	177,76
I_{jk}	0,8362	0,0084	99,98	0,8790	0,0091	96,22
U_{ik}	0,2262	0,0064	35,58	0,1799	0,0060	29,90
<i>CART</i>	0,4049	0,0063	64,59	0,2824	0,0051	55,26
<i>FPM</i>	0,4496	0,0097	46,49	0,3143	0,0093	33,76
<i>C</i>	-0,2455	0,0045	-54,04	-0,1160	0,0042	-27,34
R^2		0,5244			0,5267	
Prob. > F (Wald)		0,0000			0,0000	
N		73.503			94.161	

FORNTE: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, A PARTIR DE DADOS DA PNAD/IBGE.

NOTA: PROCESSO DE ESTIMAÇÃO REALIZADO NO STATA 7.0.

No caso da estimação do *pooling*, os resultados da tabela 2 mostram que os coeficientes das variáveis de posição na ocupação se aproximam dos valores obtidos para o ano de 2001, sugerindo que a redução do diferencial do rendimento tenha ocorrido mais no início do período observado. Quanto às *dummies* de anos, nota-se que o rendimento cresce de 1995 até 1998, quando se estabiliza em um patamar um pouco mais baixo, algo verificado na análise do gráfico do rendimento competitivo.

Tabela 2 – Modelo ODI para dados agrupados (*pooling*) com desvios-padrão robustos

Variáveis	Coef.	DP robusto	t (White)	P > t	Inter. Conf.	95%
Y_{kc}	0,8611	0,0019	456,30	0,000	0,8574	0,8648
I_{jk}	0,8701	0,0033	262,75	0,000	0,8636	0,8766
U_{jk}	0,2139	0,0023	91,33	0,000	0,2093	0,2185
CART	0,2915	0,0021	136,46	0,000	0,2874	0,2957
FPM	0,3226	0,0036	88,44	0,000	0,3155	0,3298
1993	-0,0040	0,0039	-1,03	0,303	-0,0117	0,0036
1995	0,0523	0,0038	13,79	0,000	0,0449	0,0597
1996	0,0586	0,0038	15,25	0,000	0,0511	0,0661
1997	0,0600	0,0037	16,06	0,000	0,0527	0,0674
1998	0,0650	0,0037	17,52	0,000	0,0577	0,0722
1999	0,0639	0,0037	17,49	0,000	0,0567	0,0711
2001	0,0639	0,0036	17,96	0,000	0,0569	0,0708
C	-0,1792	0,0031	-57,09	0,000	-0,1854	-0,1731
R^2			0,5302			
Prob. > F (Wald)			0,0000			
N			646.831			

FONTE: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, A PARTIR DE DADOS DA PNAD/IBGE.

NOTA: PROCESSO DE ESTIMAÇÃO REALIZADO NO STATA 7.0.

6. Considerações finais

O objetivo deste artigo é identificar se, no período analisado, as flutuações no rendimento de trabalhadores com determinadas características demográficas se devem a uma combinação entre os impactos da oferta e demanda de mão-de-obra e os fatores institucionais que regem o mercado de trabalho. Para tal, aplica-se o modelo desenvolvido por Katz e Autor (1999), denominado ODI, ao caso brasileiro nos anos de 1992 a 2001.

Tendo por fonte de dados as informações individuais da PNAD, estimam-se equações de rendimento em que o decompõem em rendimento

competitivo, prêmio setorial e prêmio devido à afiliação sindical, além de uma diferenciação entre funcionários públicos, assalariados com e sem carteira assinada. Para a definição do rendimento competitivo, utilizam-se três tipos de informações dos ocupados: sexo, idade e qualificação. O rendimento residual, por sua vez, é definido com base nas informações do vínculo setorial e da condição de sindicalização.

Os resultados da estimação do modelo ODI mostram que há uma tendência de arrefecimento dos componentes institucionais na determinação do rendimento. Verifica-se que o prêmio para o empregado sindicalizado é cada vez menor. Não obstante, constata-se um aumento da importância do vínculo setorial na determinação do rendimento. Pode-se concluir que os diferenciais de rendimento são mais influenciados pela heterogeneidade presente nos grupos demográficos e, em menor medida, por diferenciais intersetoriais.

Assim sendo, as transformações ocorridas no ambiente macroeconômico brasileiro no período em questão evidenciam que os fatores institucionais, apesar de serem ainda importantes, perdem força na determinação do salário. Sob este aspecto, pode-se dizer que tal rendimento é mais sensível às variações no nível de atividade econômica. Ou seja, está havendo uma diminuição da influência dos componentes que inserem rigidez ao salário.

Referências bibliográficas

- ACEMOGLU, D. (2002) Technical change, inequality and labor market. **Journal of Economics Literature**, v. XL, March, p. 7-72.
- ARBACHE, J. S. (2001) Unions and labor market in Brazil. In: 2002 Latin American Meeting of the Econometric Society, São Paulo.
- ARBACHE, J. S. e CARNEIRO, F. G. (1999) Unions And Inter-Industry Wage Differentials. **World Development**. Washington: v. 27, n. 10, p. 1875-1883.
- ARBACHE, J. S. (2000) Does trade liberalization always decrease unions bargaining power? In: 2000 European Association of Labor Economics and American Association of Labor Economics World Conference, Milão.

- ARBACHE, J. S. e DE NEGRI, J. A. (2002) Diferenciais de salários interindustriais no Brasil: evidências e implicações. **Texto para Discussão**, n. 918, IPEA, Rio de Janeiro.
- BERMAN, E., BOUND, J. e MACHIN, S. (1998) Implications of skill-biased technological change: international evidence. **The Quarterly Journal of Economics**, November, p. 1245-1279.
- CARD, D. (2001) The effects of unions on wage inequality in the U.S. labor market. **Industrial and Labor Relations Review**, n. 54, January, p. 296-315.
- CARD, D. e LEMIEUX, T. (2000) Can falling supply explain the rising return to college for younger men? A cohort-based analysis. **NBER WP**, n. 7655, April.
- CARNEIRO, F. G. (1997) Efficiency Wage, *insiders - outsiders* e determinação de salários: teorias e evidência. **Revista de Economia Política**, v. 17, n. 2, abril-junho, p. 110-129.
- DINARDO, J. FORTIN, N. M. e LEMIEUX, T. (1996) Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica**, 64, September, p. 1001-1044.
- DOERINGER, P. e PIORE, M. (1971) **Internal labor market and manpower analysis**. Lexington, Massachusetts: Heath-Lexington.
- FAJNZYLBER, P. (2002) Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors. **Texto para Discussão**, n. 151, CEDEPLAR/UFMG, Belo Horizonte.
- FERNANDES, R. e MENEZES FILHO, N. A. (2001) Escolaridade e demanda relativa por trabalho: uma avaliação para o Brasil nas décadas de 80 e 90. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 23, 2001, Salvador. **Anais...** SBE (Disponível em CD-ROM).
- GREEN, F., DICKERSON, A. e ARBACHE, J. S. (2001) A picture of wage inequality and allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. **World Development**. Washington: v. 29, n. 11, p. 1923-1939.
- GREENAWAY, D., HINE, R. e WRIGHT, P. (1997) Does trade affect wages? an empirical analysis of the UK. **CREDIT Research Paper**, n. 97/11, October, Nottingham.
- GREENE, W. H. (2000) **Econometric analysis**. 4. ed. Upper Saddle River, New Jersey, Prentice Hall, 1004 p.
- KATZ, L. e AUTOR, D. H. (1999) Changes in the wage structure and earning inequality. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (eds.), **Handbook of Labor Economics**, v. 3A, North-Holland, p. 1463-1555.

- KATZ, L. e MURPHY, K. M. (1992) Changes in relative wages 1963-1987: supply and demand factors. **The Quarterly Journal of Economics**, February, p. 34-77.
- LEE, D. S. (1999) Wage inequality in the U.S. during the 1980s: rising dispersion or falling minimum wage? **Quarterly Journal of Economics**, 114, August, p. 977-1023.
- MACHADO, A. F. e JAYME JÚNIOR, F. G. (2003) Liberalização comercial: impactos sobre a composição do emprego no Brasil. In: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (orgs.), **Mercado de trabalho: uma análise a partir de pesquisas domiciliares no Brasil**. Belo Horizonte: Editora UFMG. p. 267-292.
- MACHADO, A. F., OLIVEIRA, A. M. H. e CARVALHO, N. F. (2003) Tipologia de qualificação da força de trabalho: uma proposta a partir da noção de incompatibilidade entre ocupação e escolaridade. **Texto para Discussão**, n. 218, CE-DEPLAR/UFMG, Belo Horizonte, 21 p.
- MENEZES FILHO, N. A e ARBACHE, J. S. (2002) Trade liberalization, product and labor markets. In: **Seminário de Economia Aplicada**, 2, Brasília: IPEA/UnB/MTE.
- MALONEY, W. F. e MENDEZ, J. N. (2003) Measuring the impact of minimum wages: evidence from Latin America. **NBER WP**, n. 9800, June.
- NERI, M., GONZAGA, G. e CAMARGO, J. M. (1999) Distribuição regional da efetividade do salário mínimo no Brasil. **Nova Economia**, dezembro, v. 9, n. 2, p. 9-38.
- NERI, M., GONZAGA, G. e CAMARGO, J. M. (2001) Salário mínimo, “efeito-farol” e pobreza. **Revista de Economia Política**, abril, v. 21, n. 2, p. 78-90.
- NICKELL, S. e BELL, B. (1995) The collapse in demand for unskilled and unemployment across the OECD. **Oxford Review of Economic Policy**, 11.
- REIS, M. C. (2002) Mudanças da estrutura da demanda por trabalho qualificado e na composição da oferta e seus impactos sobre o desemprego. In: Encontro Nacional de Economia, 30, 2002, Nova Friburgo. **Anais...** ANPEC (Disponível em CD-ROM).

Apêndice

Tabela A1: Rendimento real médio por hora (em R\$ de set./2001)

Grupos de trabalhadores	1992			2001		
	Rend. (R\$)	Desvio- padrão	Freq. (%)	Rend. (R\$)	Desvio (R\$)	Freq. (%)
Mulheres	2,20	2,98	37,89	2,80	3,85	41,78
Homens	2,81	4,27	62,11	3,28	5,01	58,22
18 a 24 anos de idade	1,49	1,52	25,58	1,77	1,65	24,37
25 a 34 anos de idade	2,62	3,41	33,28	2,88	3,56	31,03
35 a 44 anos de idade	3,40	4,79	24,00	3,79	5,44	25,66
45 a 54 anos de idade	3,24	5,29	11,96	4,29	6,40	14,09
55 a 65 anos de idade	2,33	4,28	5,17	3,73	6,61	4,85
Superior compatível	9,29	8,71	3,51	11,56	11,46	3,89
Superior sobrequalificada	4,56	6,18	9,93	5,84	6,84	10,58
Média compatível	5,29	5,48	4,58	5,53	5,68	3,47
Média sobrequalificada	2,78	3,04	16,00	3,03	3,39	17,56
Manual compatível	1,03	1,54	12,57	1,24	1,47	9,31
Manual sobrequalificada na indústria	1,98	1,94	18,32	2,10	1,76	17,22
Manual sobrequalificada nos serviços	1,86	1,70	16,25	2,12	1,62	16,19
Manual sobrequalificada no comércio	1,21	1,09	0,28	1,31	2,35	0,27
Ocupações domésticas remuneradas	0,80	0,63	9,12	1,21	0,85	10,98
Outras	2,56	3,10	9,45	3,15	3,89	10,53
Agropecuária	0,84	0,83	12,45	1,06	0,96	8,83
Extrativa Mineral	2,61	4,71	0,51	2,95	3,94	0,33
Petróleo e Gás	9,28	8,86	0,13	8,76	8,55	0,12
Minerais Não-Metálicos	2,23	3,41	1,31	2,19	2,76	1,21
Siderurgia	4,06	5,88	2,21	3,29	3,64	1,77
Máquinas e Equipamentos	4,25	5,38	1,02	4,44	4,81	1,08
Equipamentos Elétricos e Eletrônicos	4,72	5,07	0,79	4,59	7,08	0,66
Equipamentos de Transporte	5,61	6,75	1,22	5,30	6,68	1,10
Madeira e Mobiliário	1,71	1,72	1,40	2,19	2,13	1,60
Celulose, Papel e Gráfica	3,71	4,15	1,15	4,13	5,85	1,00
Indústria da Borracha	3,13	3,17	0,20	3,79	4,29	0,14
Elementos Químicos e Químicos Diversos	4,14	5,27	0,87	4,67	6,78	0,55
Refino do Petróleo	8,21	7,60	0,20	8,21	10,46	0,13
Farmácia e Veterinária	4,42	5,34	0,39	5,97	6,58	0,35

(continua)

Grupos de trabalhadores	1992			2001		
	Rend. (R\$)	Desvio- padrão	Freq. (%)	Rend. (R\$)	Desvio (R\$)	Freq. (%)
Artigos Plásticos	3,11	3,56	0,49	3,14	3,51	0,49
Indústria Têxtil	2,54	2,65	1,17	2,53	2,45	0,68
Artigos do Vestuário	1,66	1,76	1,33	1,92	1,98	1,41
Fabricação de Calçados	1,71	1,25	0,84	1,93	2,23	1,06
Beneficiamento e Indústria de Alimentos	2,21	2,96	3,74	2,34	3,12	3,01
Indústrias Diversas	2,52	3,11	0,57	2,80	3,85	0,66
Construção Civil	1,86	2,54	6,02	2,15	2,91	5,56
Serviços Distributivos	2,38	3,13	14,68	2,70	3,32	16,80
Serviços Produtivos	5,48	6,42	8,59	5,34	6,70	8,06
Serviços Sociais	3,07	3,60	12,63	4,29	4,75	13,54
Serviços Pessoais	1,17	1,11	16,60	1,58	1,94	20,01
Governo	3,70	4,62	8,46	5,91	7,85	8,19
Outros	2,85	3,65	1,04	3,26	5,05	1,63
Não sindicalizados	2,05	2,99	77,02	2,59	3,79	80,46
Sindicalizados	4,33	5,51	22,98	5,10	6,54	19,54
Não sensíveis à política salarial	5,66	6,83	18,02	7,02	8,25	17,94
Sensíveis à política salarial	1,90	2,28	81,98	2,22	2,54	82,06
Empregados com carteira	3,04	4,25	56,84	3,26	4,40	54,07
Empregados sem carteira	1,15	1,80	31,62	1,87	3,21	34,80
Funcionários públicos e militares	4,18	4,57	11,54	6,01	6,93	11,14

FONTE: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, A PARTIR DA PNAD/IBGE.