

# LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL E DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS ENTRE GRUPOS DE OCUPAÇÕES EM SÃO PAULO E RECIFE

*Maria Cristina Cacciamali<sup>1</sup>*

*Valente José Matlaba<sup>1</sup>*

## RESUMO

O objetivo deste artigo é retomar a controvérsia dos efeitos da liberalização comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro, analisando os diferenciais de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados na indústria de transformação em 1995 e 1999 nas Regiões Metropolitanas de São Paulo e Recife. Após adaptação da decomposição de Oaxaca-Blinder (OB), encontramos evidências na primeira Região Metropolitana de que o diferencial de salários aumentou em benefício dos trabalhadores qualificados, enquanto que na segunda esse diferencial diminuiu. Estes resultados não corroboram a premissa teórica dos modelos Heckscher-Ohlin e Stolper-Samuelson (HOS) e suas variantes, considerando que o Brasil é um país em desenvolvimento e mão-de-obra intensivo.

*Palavras-chave:* Liberalização comercial, desigualdade, diferencial de salários.

## ABSTRACT

This article aims to take up again the controversy on the effects of trade liberalization in the Brazilian labour market, analyzing the wage differentials between skilled and unskilled workers in the manufacture industry in 1995 and 1999 for the Metropolitan Areas of São Paulo and Recife. Using an adaptation of Oaxaca-Blinder decomposition (OB) methodology, an evidence was found that wage differentials had increased for skilled workers in the first Metropolitan Area, whilst it had reduced in the second one. These results does not corroborate the premises of the Heckscher-Ohlin and Stolper-Samuelson (HOS) models and their variants, considering that Brazil is a labour-intensive developing country.

*Keywords:* Trade liberalization, inequality, wage differentials.

*JEL classification:* F16, J31

<sup>1</sup> Os autores estão vinculados ao Instituto de Pesquisas Econômicas e ao Grupo de Pesquisa Multidisciplinar para a Promoção de Políticas Públicas de Trabalho em Processos de Integração e Desenvolvimento Territorial – Trabalho e Território (TT) – USP/CNPq, no qual foi desenvolvido o projeto de pesquisa *Liberalização comercial e diferencial de salários* estruturado sob a forma de dissertação de Mestrado por Valente José Matlaba. Agradecemos a contribuição de Tatiane de Almeida Menezes (Yale University), Anita Kon (PUC-SP) e José Paulo Z. Chahad (FEA-USP).

## INTRODUÇÃO

Existe um certo consenso na literatura de que a liberalização comercial da economia brasileira iniciada no final dos anos 1980 e aprofundada no início da década de 1990 produziu transformações no mercado de trabalho brasileiro. O aspecto central é verificar se após a liberalização comercial teria valido a premissa teórica do modelo Heckscher-Ohlin e Stolper-Samuelson (HOS) para o caso brasileiro, segundo a qual quando aquela ocorre num país em desenvolvimento tende a diminuir a desigualdade entre os salários da mão-de-obra qualificada e não qualificada, implicando redução da desigualdade da renda. Este fato é tema de debate na literatura brasileira, especialmente a partir dos meados da década passada, impulsionado pela divergência no que tange à avaliação dos aspectos que teriam maior relevância na análise dessas mudanças.<sup>2</sup>

Entretanto, não há coincidência na literatura especializada brasileira sobre os aspectos que melhor explicam tais mudanças, ou porque os focos ou as metodologias são distintas entre os estudos ou pelas limitações decorrentes da disponibilidade de dados. Além disso, existe um problema intrínseco prático, que é a impossibilidade de contemplar, no estudo sobre os efeitos da liberalização comercial, todos os fenômenos que a precipitaram ou que foram temporalmente coincidentes.

Este artigo faz parte daquele grupo de estudos que se preocupa em analisar o problema através de um teste econométrico, mas diferentemente de outros estudos não definimos a idade do indivíduo como *proxy* de experiência no mercado de trabalho, nem a qualificação foi definida como sinônima de anos de estudo, o que possibilita uma descrição alternativa dos microdados obtidos partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PNAD/IBGE). A variável qualificação foi definida a partir da ocupação declarada pelo trabalhador, e classificada de acordo com o nível de qualificação segundo Kon (1990; 1995). Esse procedimento metodológico implica na presença de vários trabalhadores que exercem ocupações não qualificadas com muitos anos de estudo e outros ocupados na condição de dirigentes e gerentes com baixa escolaridade.

Nessa perspectiva, o presente artigo retoma a controvérsia em torno dos efeitos da liberalização comercial no mercado de trabalho brasileiro analisando os

---

<sup>2</sup> Entre outros, Servo (1999), Arbache (1999; 2000 e 2001); Arbache e Corseuil (2001); Arbache e Menezes-Filho (2000) e Azzoni e Servo (2002).

diferenciais de salários entre grupos de ocupações de trabalhadores ocupados na indústria de transformação das regiões metropolitanas de São Paulo e Recife nos anos de 1995 e 1999, à luz da teoria tradicional do comércio internacional. Este período foi escolhido em virtude de constituir-se no momento de crescimento econômico prévio à desvalorização cambial, além de coincidir com a periodização de outros estudos, o que permite comparações.

Nossa preocupação será avaliar em que medida a queda da tarifa afeta os trabalhadores ocupados na indústria de transformação, avaliando a significância estatística conforme o nível de qualificação.

Visando a esse objetivo, o artigo se divide em três seções, excluindo-se esta introdução: a primeira aponta o recorte analítico efetuado a partir da literatura empírica para o Brasil, resenhando os principais resultados; a segunda expõe a metodologia adotada neste trabalho para a avaliação empírica dos diferenciais de salários por grupos de ocupações no Brasil e nas regiões metropolitanas de São Paulo e Recife; a terceira apresenta os diferenciais de salários no Brasil, Regiões Metropolitanas de São Paulo e Recife; e, finalmente, apresentam-se as considerações finais.

## I. A LITERATURA EMPÍRICA PARA O BRASIL NOS ANOS DE 1990: RETOMANDO A CONTROVÉRSIA

A literatura empírica sobre os efeitos da liberalização comercial no mercado de trabalho brasileiro na década de 1990 ainda é incipiente se relacionada à importância do tema na literatura internacional (Rodrik, 1997; 1999). Entretanto, estudos vêm sendo realizados tendo como uma das motivações centrais o entendimento dos efeitos do fenômeno no Brasil, e a sua comparação com outros países latino-americanos e asiáticos (Baumann, 2001; Arbache, 2001).

O resultado dos impactos da liberalização comercial sobre os diferenciais de salários entre a mão-de-obra qualificada e não-qualificada não são consensuais. Arbache (2000: 26-7) aponta que entre 1992 e 1996 “os salários relativos nas indústrias mais afetadas pelas importações caíram 4%, enquanto os salários relativos nas indústrias menos afetadas pelas importações experimentaram aumento de 8%, ajudando a explicar assim a evidência de mudança na estrutura de salários interindustrial nos anos 90”. Por outro lado, Arbache e Menezes-Filho (2000), utilizando microdados das características individuais dos trabalhadores do setor manufatureiro, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio e da Pesquisa Industrial

Anual, para o período de 1988 a 1995, exceto 1991 e 1994, apontam transferências de ganhos de produtividade, durante o período da liberalização, implicando aumento dos diferenciais de salários interindustriais. Estimam a diferença proporcional nos salários entre um empregado num determinado ramo e o empregado ponderado na média do total da indústria manufatureira, resultando, em 1988, por exemplo, para um trabalhador na indústria não-metálica, um ganho cerca de 6% inferior ao salário médio da manufatura, enquanto o trabalhador da indústria de material de transporte percebe cerca de 20% acima do salário médio.

Arbache (2001c) e Arbache e Corseuil (2001), focalizando os anos de 1980 e 1990, analisam a estrutura de salários e a dispersão antes e depois das reformas econômicas de 1994. No período após as reformas, esses autores encontram uma queda da dispersão salarial, indicando que a estrutura salarial se encontra em transição, ao contrário de resultados obtidos em estudos anteriores de que os diferenciais de salários interindustriais seriam estáveis ao longo do tempo (Arbache, 2001b). Após 1994, enquanto variáveis de capital humano ganham importância para explicar diferenciais de salários representando a incorporação de prêmios salariais em setores mais competitivos no mercado internacional, a filiação industrial perde a sua importância. Dessa maneira, segundo os autores, a liberalização comercial é fator explicativo da mudança da estrutura salarial.

Menezes-Filho e Rodrigues-Jr. (2001) adicionam evidências empíricas sobre a ampliação dos diferenciais de salários. Analisando a demanda relativa por mão-de-obra qualificada na indústria de transformação, os autores estimam que a massa salarial relativa dos trabalhadores com 11 anos de escolaridade completos ou mais tem aumentado de modo constante entre 1981 e 1997, sendo esse aumento verificado em todos os 11 grandes setores da atividade econômica da classificação do IBGE a um dígito.

Terra *et alii*. (2001), analisando o diferencial salarial entre qualificados e não-qualificados considerando os primeiros trabalhadores que tenham concluído pelo menos o 1º ano do ensino universitário ou mais, e não qualificados, caso contrário, encontram redução do diferencial salarial nos seguintes anos selecionados: 1988, 1989, 1990, 1992, 1993 e 1995. Dessa maneira, os autores ilustram a convergência salarial durante a liberalização comercial, apresentando como justificativa três argumentos: 1) existência de correlação positiva entre tarifas e preços; 2) correlação negativa entre preços e intensidade de qualificação; e 3) mudanças na composição do emprego e da produção não negativamente correlacionadas com intensidade de qualificação. Adicionalmente,

os autores sustentam que estes resultados são compatíveis com o fato da liberalização explicar a redução do diferencial de salários entre qualificados e não-qualificados entre 1988-1995, pois o terceiro resultado nega a possibilidade de que mudanças na oferta de trabalho, sozinha, tenha sido responsável pela queda observada no diferencial salarial. E embora preços e tarifas estejam correlacionados, não encontraram evidências que a queda da tarifa fosse agravada nos setores intensivos em mão de obra qualificada, o que pode ser explicado pela combinação dos seguintes fatores: barreiras não tarifárias removidas de 1988 a 1990; o coeficiente passado das tarifas a preços pode diferir entre setores e, neste caso, é possível que a mudança de preço observada tenha sido causada pela liberalização comercial, a despeito do padrão da redução da tarifa não estar claramente correlacionada à intensidade de qualificação.

Azzoni e Servo (2001), analisando os anos de 1992, 1995 e 1997 mostram convergência dos salários industriais inter regiões. Após a inclusão de controles (características do trabalhador, ocupações, setores de atividade e índices de custo de vida das regiões metropolitanas), os diferenciais e a dispersão de salários entre regiões metropolitanas diminuem. Entretanto, o diferencial de salários no Brasil entre as regiões metropolitanas continua elevado e sua posição relativa praticamente não se altera. Os autores estimam que a diferença entre 2 extremos, no melhor caso, é aproximadamente 42%, valor aproximado aos resultados obtidos por Savedoff (1990) para o período compreendido entre 1976 e 1987. Em contraposição, Servo (1999), analisando os Estados da Federação e as regiões metropolitanas para os anos de 1992, 1993 e 1995 mostra que não há sinal de convergência salarial em resposta a desenvolvimento diferenciado entre regiões, especialmente a concentração regional dos setores mais dinâmicos no Sul-Sudeste, particularmente em São Paulo. Na mesma linha, Green, Dickerson e Arbache (2001), examinando o nível de dispersão dos salários e o prêmio salarial relativo aos trabalhadores qualificados, classificados em seis grupos em função dos anos de estudo, antes e depois da liberalização comercial, no período de 1981 a 1998 a preços deste último ano, mostram que o diferencial foi consistentemente elevado e marcadamente estacionário. Eleva-se um pouco no começo do período até meados dos anos 1980 (o desvio médio em *log* varia de 0,54 a 0,60) e diminui na data pré-liberalização comercial, voltando aos mesmos níveis (0,54) no final do período. Segundo esses autores, nem a liberalização comercial, nem mudanças políticas, na educação, na composição industrial ou de gênero alteraram os elevados diferenciais de salários mantendo a não convergência dos salários entre qualificados e não-qualificados para a totalidade da indústria de transformação brasileira no período.

Isto posto, podemos afirmar que os resultados destacados a respeito da evolução dos diferenciais dos salários durante o período da liberalização comercial dos anos de 1990 são controversos.

## II. METODOLOGIA

Nesta seção estimaremos o salário-horário dos trabalhadores qualificados e não qualificados, com vista a analisar o diferencial do logaritmo do salário-horário entre ambos os grupos de ocupações de trabalhadores, nos cortes transversais selecionados de 1995 e 1999. Inicialmente aplicaremos para ambos o modelo no Brasil e depois nas regiões metropolitanas de São Paulo e Recife separadamente, com controles por idade, idade ao quadrado, educação e tarifa efetiva de importação defasada, apenas no universo masculino, e para as pessoas ocupadas na indústria de transformação. Fazendo uma adaptação da metodologia de Oaxaca-Blinder (1973), procedendo da seguinte maneira:<sup>3</sup>

$$w^Q = \alpha_0^Q + \alpha_1^Q X_1^Q + \alpha_2^Q X_2^T \quad (1)$$

$$w^N = \alpha_0^N + \alpha_1^N X_1^N + \alpha_2^N X_2^T \quad (2)$$

A equação (1) se refere aos trabalhadores qualificados, onde  $w^Q$  é o *log* do salário-horário dos mesmos,  $X_1$  é o vetor de características individuais observáveis (idade, idade ao quadrado e educação) e  $X_2$  é o vetor da tarifa efetiva defasada, enquanto que na equação (2), referente aos trabalhadores não qualificados,  $w^N$  é o respectivo *log* do salário-horário,  $X_1$  é o vetor das características individuais observáveis (idade, idade ao quadrado e educação) e  $X_2$  é o vetor da tarifa efetiva defasada.

Antes de prosseguirmos, cabe descrever a classificação de qualificação adotada. A classificação de grupos de ocupações por nível de qualificação obedece a tipologia de Kon (1990; 1995: 105). Para o fim deste trabalho, foram feitas agregações que resultaram em apenas 2 grupos de ocupações da indústria de transformação: 1. Qualificados: onde se incluem dirigentes; ocupados na administração e na produção como qualificados; e 2. Não-Qualificados: no qual se incluem todos os ocupados na produção como não qualificados.<sup>4</sup>

<sup>3</sup> As referências desta metodologia estão em Oaxaca (1973) e Blinder (1973).

<sup>4</sup> No grupo de qualificados foram incluídos os ocupados na administração com o objetivo de aumentar o tamanho da amostra. Este procedimento não foi necessário no grupo dos não-qualificados.

Com relação a variável do diferencial da tarifa efetiva, adotamos o seguinte procedimento: foram usados 31 setores de atividade econômica, dada a limitação dos dados, de acordo com Kume (2000). Os setores que não foram contemplados por este autor não foram considerados neste estudo. Portanto, procurou-se compatibilizar cada um destes setores com aqueles constantes no dicionário da PNAD/IBGE nos três anos considerados no caso da variável tarifa efetiva. Este trabalho terá uma limitação: não será possível informar o diferencial entre os ocupados por nível para um setor específico, devido a própria incompatibilidade entre as definições setoriais de Kume e IBGE.

Assim, para o diferencial de salários de 1995, a tarifa efetiva desse ano foi diferenciada daquela de 1989 – que é o ano referencial do início do processo de liberalização – e para o diferencial de salários de 1999 a tarifa efetiva deste último ano foi diferenciada daquela de 1995. O objetivo deste procedimento é explicar o diferencial de salários em cada ano, além das características individuais dos ocupados, também pelo diferencial entre as tarifas efetivas, visto considerarmos que a liberalização comercial afeta o diferencial de salários entre os níveis de qualificação dos ocupados.

Quando se estimam as regressões para cada grupo de ocupação separadamente (indicador de qualificação), é possível analisar o diferencial de salários decompondo-o em componentes “explicáveis”, que se referem às diferenças de características observáveis, e às “não explicáveis”, que se referem às diferenças nos parâmetros, incluindo a diferença de intercepto das regressões de salários para qualificados e não qualificados. Apresentaremos uma variante da decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), inserindo uma variável indicadora da liberalização comercial que é a tarifa efetiva defasada. Em seguida, tomaremos a diferença entre as equações (1) e (2), e avaliando o diferencial nos pontos médios aplicaremos o seguinte modelo em 1995 e 1999:

$$\bar{w}^Q - \bar{w}^N = (\alpha_0^Q - \alpha_0^N) + (\alpha_1^Q \bar{X}_1^Q - \alpha_1^N \bar{X}_1^N) + (\alpha_2^Q - \alpha_2^N) X_2^T \quad (3)$$

A diferença entre o modelo expresso em (3) acima e a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) é justamente o último termo naquele modelo, que é a componente de tarifa na sua forma original, respeitada a aritmética de defasagem. A seguir apresentamos os diferenciais de salários no Brasil e nas regiões metropolitanas de São Paulo e Recife, segundo a classificação por nível de qualificação adotada e a análise dos resultados.<sup>5</sup>

<sup>5</sup> Foram feitas estimações robustas pelo método de Mínimos Quadrados Ponderados (MQP), o que permitiu a correção do problema de heterocedasticidade. Assim, todos os valores apresentados em todas as tabelas são robustos. Os diferenciais (conforme proposto por Oaxaca-Blinder) foram avaliados nos seus pontos médios, isto é, no par de ocupações de cada região metropolitana tomaram-se as variáveis nos pontos médios. Após o *collapse* pelas médias, foi feita a seguinte estimação: `reg dlwh idade idad2 educação tarifa [fw=n], rob.`

### III. DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS NO BRASIL, REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO E DE RECIFE

As estimativas realizadas indicam que no Brasil, em 1995, os coeficientes das variáveis idade, idade<sup>2</sup> e educação apresentam o sinal esperado e são estatisticamente significantes ao nível de 5% tanto para os trabalhadores qualificados como não qualificados. Enquanto o coeficiente da tarifa efetiva apresenta o sinal esperado, negativo, para ambos os grupos de qualificação, mas é estatisticamente não significativo para os trabalhadores qualificados. Assim, podemos afirmar que uma queda/elevação da tarifa eleva/reduz o logaritmo do salário-horário dos trabalhadores não qualificados, apontando uma tendência à convergência. Em 1999, no caso do Brasil, os resultados são idênticos aos do ano de 1995, exceto com relação ao coeficiente da tarifa efetiva para os trabalhadores não qualificados que se mostra positiva e significativa, enquanto para os trabalhadores não qualificados apresenta o sinal esperado, mas estatisticamente não significativo, ratificando a tendência à divergência dos diferenciais salariais entre as duas categorias consideradas (Tabelas 1 e 2).

Outro resultado que queremos destacar é o diferencial de salários entre níveis de qualificação. Olhando o intercepto no gráfico 1 abaixo, podemos verificar que o nível salarial é diferente entre os trabalhadores qualificados e não qualificados por coorte<sup>6</sup> etária. O salário-horário é, aproximadamente  $e^2$ , ou 7,389, equivalente a R\$7,40, e apenas  $e^1$ , ou 2,718, que equivale a R\$2,72, respectivamente, além de ser evidente que os trabalhadores não qualificados não alcançam remuneração dos qualificados em qualquer coorte etária. Esse comportamento se repete para o ano de 1999, amplificando o diferencial da média do salário horário, respectivamente para  $e^{2.25}$ , ou 9,488, equivalente a aproximadamente R\$9,50 para os trabalhadores qualificados e apenas  $e^{0.75}$ , ou 2,117, equivalente a R\$2,12, aproximadamente, para os trabalhadores não-qualificados.

<sup>6</sup> Considerando que os dados são de corte transversal, a análise do intercepto nos permite verificar que, de fato, o nível salarial é diferente, além dele captar o efeito das variáveis não incluídas no modelo. Ver, no apêndice I, as observações utilizadas nas tabelas de coorte etária para o Brasil, São Paulo e Recife.

**Gráfico 1**  
**Brasil – Salário-Horário por Nível de Qualificação e Coorte Etária, em 1995**

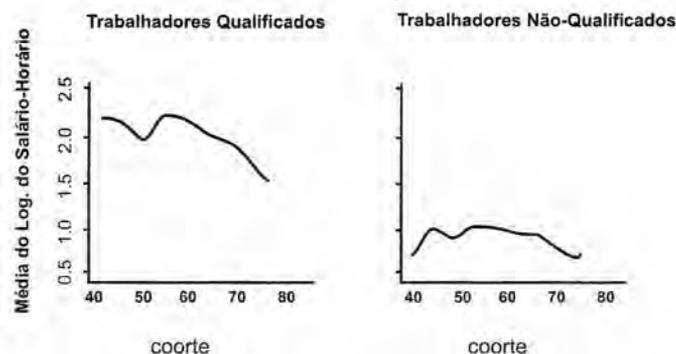


Em São Paulo, os coeficientes de todas as variáveis referentes às características pessoais apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significantes para os dois grupos de qualificação em 1995 e em 1999. A variável tarifa efetiva em 1995 para o grupo dos trabalhadores qualificados apresenta o sinal esperado, sendo estatisticamente significativa a 5%, enquanto para os trabalhadores não qualificados mostra o sinal positivo e significativo, indicando tendência à divergência dos salários entre os dois grupos. Em 1999, o coeficiente da variável tarifa efetiva mostra sinal positivo e significativo para ambos os grupos, sendo a elasticidade dos trabalhadores qualificados menor que aquela dos não qualificados, implicando a ampliação da divergência salarial na medida que a liberalização comercial se intensifica (Tabelas 1 e 2).

No Recife, em 1995, para os trabalhadores qualificados apenas a educação apresentou o sinal esperado e foi estatisticamente significativa, enquanto para os trabalhadores não qualificados todas as variáveis das características pessoais apresentam sinal esperado e são estatisticamente significantes. Em 1999, os coeficientes referentes às características pessoais apresentam o sinal esperado e significância estatística para ambos os grupos.

Quanto a variável da tarifa efetiva, em 1995, os coeficientes apresentam sinais opostos e estatisticamente significantes para os dois grupos de qualificação: positivo para os não qualificados e negativo para os qualificados, ilustrando uma tendência à divergência. Entretanto, em 1999, os sinais se invertem e mostram-se significantes para os dois níveis de qualificação, sugerindo tendência convergente (Tabelas 1 e 2).

**Gráfico 2**  
**Brasil – Salário-Horário por Nível de Qualificação e Coorte Etária, em 1999**



**Tabela 1**  
**Variável Dependente: Logaritmo do Salário-Horário, em 1995**

Variáveis	Brasil		São Paulo		Recife	
	Trabalhadores Qualificados	Trabalhadores Não-Qualificados	Trabalhadores Qualificados	Trabalhadores Não-Qualificados	Trabalhadores Qualificados	Trabalhadores Não-Qualificados
Intercepto	-2.0912* (0.2076)	-2.5328* (0.1119)	-2.7217* (0.0729)	-0.5228* (0.0132)	-0.4287* (1.1321)	-1.1428* (0.0703)
Idade	0.1052* (0.0058)	0.0841* (0.0058)	0.1293* (0.0037)	0.0709* (0.0009)	0.0150* (0.0482)	0.0853* (0.0023)
Idade2	-0.0009* (0.0001)	-0.0008* (0.0001)	-0.0012* (0.0001)	-0.0007* (0.0000)	-0.0006* (0.0007)	-0.0008* (0.0000)
Educação	0.1317* (0.0097)	0.1476* (0.0063)	0.1296* (0.0056)	0.0898* (0.0022)	0.1277* (0.0308)	0.0572* (0.0055)
Tarifa	-0.0019 (0.0017)	-0.0241* (0.0006)	-0.0171* (0.0015)	-0.0066* (0.0003)	-0.0103* (0.0034)	-0.0211* (0.0012)
R <sup>2</sup>	0.5001	0.4350	0.9576	0.9678	0.6676	0.9259
# obs. na população	1522	3824	395	838	91	258
Root MSE	0.2795	0.2589	0.0522	0.0211	0.1549	0.0488

\* Significante a 5%; os valores entre parênteses são os desvios-padrão.

**Tabela 2**  
**Variável Dependente: Logaritmo do Salário-Horário, em 1999**

Variáveis	Brasil		São Paulo		Recife	
	Trabalhadores Qualificados	Trabalhadores Não-Qualificados	Trabalhadores Qualificados	Trabalhadores Não-Qualificados	Trabalhadores Qualificados	Trabalhadores Não-Qualificados
Intercepto	-2.2342* (0.2350)	-1.9824* (0.0849)	-1.7755* (0.3385)	-1.1553* (0.0763)	-5.1774* (0.5463)	-1.9284* (0.1711)
Idade	0.0848* (0.0115)	0.0641* (0.0053)	0.0714* (0.0081)	0.0904* (0.0026)	0.1882* (0.0206)	0.0749* (0.0069)
Idade2	-0.0007* (0.0001)	-0.0005* (0.0001)	-0.0006* (0.0001)	-0.0009* (0.0000)	-0.0019* (0.0002)	-0.0006* (0.0001)
Educação	0.1807* (0.0099)	0.1664* (0.0052)	0.1792* (0.0312)	0.0416* (0.0075)	0.2009* (0.0233)	0.0987* (0.0099)
Tarifa	-0.0102 (0.0052)	-0.0099* (0.0031)	-0.0121* (0.0055)	-0.0642* (0.0045)	-0.0713* (0.0063)	-0.0233* (0.0061)
R <sup>2</sup>	0.5198	0.4292	0.7600	0.7996	0.9124	0.8208
# obs. na população	0.3048	4366	204	856	59	394
Root MSE	0.3048	0.2534	0.1239	0.0818	0.1206	0.0854

\* Significante a 5%; os valores entre parênteses são os desvios-padrão.

Os resultados da regressão aplicada aos pontos médios, conforme equação (3) da seção anterior, encontram-se expostos na Tabela 3 abaixo:

**Tabela 3**  
**Variável Dependente: Diferencial do Logaritmo do Salário-Horário: Logaritmo do Salário-Horário dos Qualificados Menos Logaritmo do Salário-Horário dos Não-Qualificados**

Variáveis	Brasil		São Paulo		Recife	
	1995	1999	1995	1999	1995	1999
Intercepto	-0.8097* (0.1956)	-0.2299 (0.2334)	-2.5856* (0.0718)	-1.0622* (0.3023)	1.2736 (1.1631)	-3.5564* (0.7296)
Idade	0.0219* (0.0095)	-0.0062 (0.0114)	0.0891* (0.0039)	-0.0129 (0.0228)	-0.0949 (0.0517)	0.0674* (0.0273)
Idade2	-0.0001 (0.0001)	0.0002 (0.0002)	-0.0009* (0.0001)	0.0003 (0.0003)	0.0014* (0.0007)	-0.0007 (0.0004)
Educação	0.0864* (0.0088)	0.0893* (0.0122)	0.0774* (0.0054)	0.1673* (0.0417)	0.0983* (0.0283)	0.2309* (0.0420)
Tarifa	0.0011 (0.0012)	0.0236* (0.0053)	-0.0156* (0.0018)	0.0033 (0.0112)	-0.0031 (0.0029)	0.0890* (0.0097)
R <sup>2</sup>	0.3101	0.2134	0.8743	0.1831	0.4313	0.7709
# obs. na população	1519	843	395	204	91	59
Root MSE	0.2288	0.3039	0.0556	0.1755	0.1547	0.2026

\* Significante a 5%; os valores entre parênteses são os desvios-padrão.

O coeficiente relativo a variável educação foi o único que apresentou sinal esperado, significância e regularidade para os dois anos analisados. Quanto ao coeficiente da variável tarifa apresenta o sinal esperado apenas para o ano de 1995 para as duas regiões metropolitanas, sendo contudo não significativa para a região metropolitana de Recife. Nos demais casos – Brasil, 1995, 1999; São Paulo, 1999; Recife, 1999 – este sinal é positivo e estatisticamente significativo para o Brasil, 1999 e para Recife 1999.

O Quadro 1 abaixo resume os resultados encontrados em relação ao coeficiente da variável tarifa efetiva de importação, que é a variável que está sendo utilizada como indicadora de abertura. Para efeito de análise, consideramos apenas os coeficientes que tiveram significância estatística, tendo as células vazias o significado que o coeficiente não foi significativo.

**Quadro 1**  
**Tarifa: 1995 – Sinal e Significância nas Regressões de Nível**

Variável	Brasil		São Paulo		Recife	
	Qualificados	Não- Qualificados	Qualificados	Não- Qualificados	Qualificados	Não- Qualificados
Tarifa		Negativo e significante	Negativo e significante	Positivo e significante	Negativo e significante	Positivo e significante

**Tarifa: 1999 – Sinal e Significância nas Regressões de Nível**

Variável	Brasil		São Paulo		Recife	
	Qualificados	Não- Qualificados	Qualificados	Não- Qualificados	Qualificados	Não- Qualificados
Tarifa		Positivo e significante	Positivo e significante	Positivo e significante		Negativo e significante

**Tarifa: Sinal e Significância nas Regressões dos Diferenciais**

Variável	Brasil		São Paulo		Recife	
	1995	1999	1995	1999	1995	1999
Tarifa		Positivo e significante	Negativo e significante			Positivo e significante

Os resultados encontrados não corroboram à teoria tradicional do comércio internacional, pois o comportamento do sinal do coeficiente da variável tarifa efetiva de importação para as regiões metropolitanas de São Paulo e Recife, não apenas é

heterogêneo entre elas, como também inverte o sinal entre os anos analisados, passando de uma situação de significância estatística com sinal negativo para uma situação de sinal positivo mas não significativa para a primeira região, e de negativo e não significativa para positivo e significativa para a segunda. Isto sugere que o mercado de trabalho brasileiro apresenta uma estrutura distinta para as regiões metropolitanas em análise quando observadas isoladamente.

Analisando a Tabela 4 abaixo, podemos ver que a média de anos de estudo se elevou tanto no Brasil quanto nas duas regiões metropolitanas. O exame das médias, dos desvios-padrão e dos extremos mostra que a região metropolitana de São Paulo se encontra numa situação favorável em relação à de Recife, apresentando elevação do número médio dos anos de estudo com menor amplitude de um ano para o outro. Além disso, por exemplo, em 1995, para trabalhadores qualificados, São Paulo apresenta menor média de anos de estudo em relação a Recife, sugerindo que nesta última região o valor atribuído à educação é menor. Isto sugere que São Paulo é capital intensivo, usando mão de obra qualificada, enquanto que Recife é trabalho intensivo, privilegiando mão-de-obra não-qualificada.

**Tabela 4**  
**Distribuição da Educação por Nível de Qualificação, Sendo TQ Trabalhadores Qualificados e TNQ Trabalhadores Não-Qualificados**

Variável Educação	Brasil				São Paulo				Recife			
	1995		1999		1995		1999		1995		1999	
	TQ	TNQ	TQ	TNQ	TQ	TNQ	TQ	TNQ	TQ	TNQ	TQ	TNQ
Média	9.95	6.08	11.14	6.77	9.89	6.10	11.93	7.13	10.27	5.60	10.81	6.30
Desvio-padrão	1.96	1.38	2.22	1.78	1.22	0.85	0.70	1.71	0.86	1.02	1.75	1.63
Min/Max.	3/15.5	1.33/9	1/16	1.5/10.5	7.67/11.33	4.94/7.23	11.09/12.91	4.17/9.18	9.25/11.88	3.25/6.95	6.5/12.38	3.63/8.08

Deve se frisar que este resultado pode se alterar no caso de estudos privilegiarem outras variáveis indicadoras de liberalização comercial, no entanto, não pode ser negligenciado na análise dos seus impactos nos diferenciais de salários na indústria.

O conflito entre a conclusão em cada região metropolitana e o Brasil, considerando as 11 regiões metropolitanas, não é surpreendente, se considerarmos a heterogeneidade dos respectivos mercados de trabalho, o que torna relevante o debate sobre disparidades regionais.

#### IV. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A relevância dos efeitos da liberalização comercial sobre o diferencial de salários no Brasil é inquestionável, e merece uma atenção especial para que não se corra o risco de piorar o índice de desigualdade da renda, que se encontra entre os mais elevados do mundo.

Foi levando em conta estas considerações que avaliamos os efeitos da liberalização comercial sobre o diferencial de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados da indústria de transformação, sendo o nível de qualificação definido de acordo com o tipo de ocupação dos trabalhadores.

Os resultados apontam, conforme as regressões de nível dos trabalhadores qualificados e não qualificados, que no Brasil o diferencial de salário entre trabalhadores qualificados e não qualificados aumenta no ponto médio entre 1995 e 1999, em consequência de uma leve queda do salário dos últimos, e grande elevação do salário dos primeiros. Para visualizarmos isso, podemos tomar os interceptos: vimos que em 1995, para trabalhadores qualificados e não qualificados, o salário-horário foi, aproximadamente, R\$7,40 e R\$2,72, respectivamente; enquanto em 1999, esses valores foram aproximadamente, R\$9,50 e R\$2,12, respectivamente, que eleva o diferencial de um ano para o outro em aproximadamente 2,70 vezes. Considerando o intercepto na regressão do diferencial salarial, no ponto médio, podemos ver que a diferença de salário entre qualificados e não qualificados era de apenas 0,45 em 1995, passando para 0,79 em 1999, o que representou uma elevação de, aproximadamente, 76%.

Na Região Metropolitana de São Paulo, os resultados apontam uma elevação estratosférica do diferencial de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados no ponto médio, de, aproximadamente, 367%, pois ocorre um salto do intercepto<sup>7</sup> de  $e^{-2.5856}$  (ou R\$0,08) em 1995 para  $e^{-1.0622}$  (ou R\$0,35) em 1999. Tal como no caso do Brasil, este resultado contrasta as predições teóricas dos modelos de comércio internacional.

Por outro lado, no Recife, as estimativas efetuadas corroboram com os modelos de comércio internacional, pois o diferencial apresentou, no ponto médio do salário-

<sup>7</sup> O intercepto é um bom indicador do diferencial, pois capta todas as características não observáveis dos indivíduos, bem como o possível viés de variáveis omitidas (não incluídas no modelo) conhecidas ou não.

horário, uma queda abrupta de 99%, saindo de  $e^{1.2736}$  (ou R\$3,57) em 1995 para  $e^{-3.5564}$  (ou R\$0,03) em 1999, embora com elevados desvios-padrão, especialmente em 1995 (desvio-padrão ( $\sigma$ ) = 1.1631). É importante salientar que este resultado é apontado com base no intercepto, que acumula os efeitos das variáveis omitidas.

Quanto ao efeito de cada variável do modelo no diferencial de salário-horário, podemos analisar as elasticidades a partir dos sinais e valores dos coeficientes apresentados na Tabela 3. É oportuno salientar o coeficiente que chamou bastante atenção, por ter o maior efeito da tarifa sobre o diferencial: trata-se do coeficiente da tarifa no Recife em 1999, onde um aumento/redução de 1% na tarifa requer aumento/redução de, aproximadamente, 9% no diferencial de salário entre trabalhadores qualificados e não qualificados. Em ambos os anos, para o Brasil e para São Paulo em 1999, um aumento/redução de 1% requer, no máximo, aumento/redução de, aproximadamente, 2,4%.

A liberalização comercial aumentou o diferencial de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados no Brasil, apontando para uma divergência, conforme vimos nos saltos positivo do intercepto da regressão de nível dos trabalhadores qualificados e negativo da regressão de nível dos trabalhadores não qualificados, além da elevação do intercepto na regressão dos diferenciais entre os dois grupos de trabalhadores. Esse resultado, numa magnitude muito maior, também foi verificado em São Paulo. Enquanto na Região Metropolitana de Recife, ao contrário de São Paulo e Brasil, as estimativas encontradas apontam queda no diferencial de salários, sugerindo uma convergência salarial entre os trabalhadores qualificados e não qualificados. Isto ilustra que naquela Região Metropolitana, onde o valor atribuído à educação é menor, o diferencial salarial tendeu a ser menor, isso porque a amplitude educacional para cada nível de qualificação é maior em relação à Região Metropolitana de São Paulo.

Os resultados encontrados ilustram que existem diferenças regionais não negligenciáveis no mercado de trabalho brasileiro, tornando relevante este a manutenção dos estudos de teor regional.

É importante salientar que estes resultados são condicionados às hipóteses pré-estabelecidas, inclusive à própria metodologia, que não contempla todos os aspectos e/ou fenômenos relevantes, verificados durante o processo liberalização comercial, até mesmo no período que o precede, circunscrevendo os resultado limitado, assim como em todos os trabalhos desta natureza.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARBACHE, Jorge Saba (1999). **Trade Liberalization and insider power: the case of Brazil**, *Seminário das Quintas*, Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo, nº 10.
- ARBACHE, Jorge Saba (2000). Os efeitos da globalização nos salários e o caso do Brasil, *Economia*, 1: 59-92.
- ARBACHE, Jorge Saba & MENEZES-FILHO, Naércio (2000). Rent-Sharing in Brazil: Using Trade Liberalization as a Natural Experiment, In: **Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC**, Campinas: São Paulo.
- ARBACHE, JORGE SABA (2001a). Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil. In: LISBOA, Marcos de Barros & MENEZES-FILHO, Naércio Aquino [Orgs.] (2001). **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Ed. Contra capa.
- ARBACHE, Jorge Saba (2001b). **Wage differentials in Brazil: Theory and Evidence**. Social Science Research Network, *Electronic Paper Collection*: <http://papers.ssrn.com/abstract=2855455>.
- ARBACHE, Jorge Saba (2001c). **Interindustry wage differentials in Brazil, 1980s-1990s**. Social Science Research Network, *Electronic Paper Collection*: <http://papers.ssrn.com/abstract=457940>.
- ARBACHE, Jorge Saba & CORSEUIL, Carlos Henrique (2001), **Liberalização comercial e estrutura de emprego e salários**, *Texto para Discussão* nº 801, IPEA.
- AZZONI, Carlos R. & SERVO, Luciana M. S., (2002). **Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil**, *Paper in Regional Science*, v. 81, n. 2, p. 157-175, April.
- BAUMANN, Renato (2001). **Brasil en los años noventa: una economía en transición**. *Revista de la Cepal*, nº 73, pp. 149-172.
- BLINDER, Alan S. (1973), **Wage discrimination: reduced form and structural variables**, *Journal of Human Resources*, 8: 436-455.
- GREEN, F., DICKERSON, A. E Arbache, J. S. (2001). **A Picture of Wage Inequality and the Allocation of Labor Through o Period of Trade Liberalization: the Case of Brazil**, *World Development*, Vol. 29, No 11, pp. 1923-1939. <http://www.sciencedirect.com/science/journal/0305750X>.

KON, ANITA (1990). **A estruturação ocupacional brasileira: uma abordagem regional**. Tese de Doutorado defendida no Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

KON, Anita (1995). **A estruturação ocupacional brasileira: uma abordagem regional**. Brasília, SESI.

KUME, H. (1996). **A política de importação no plano real e a estrutura de proteção efetiva**, *Texto para Discussão*, nº 423. IPEA.

KUME, H., Piani, G., SOUZA, C. R. BRÁS DE (2000). **Instrumentos de política comercial no período 1987-1998**, IPEA. Mimeo.

KUME, H., Piani, G., SOUZA, C. R. Brás de (2000). **A política brasileira de importação no período 1987-98: descrição e avaliação**. IPEA, Mimeo.

LEME, Maria Carolina da Silva; WAJNMAN (2000). Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo, In HENRIQUES, Ricardo [Org.] (2000), **Desigualdade e Pobreza no Brasil**, Rio de Janeiro: IPEA.

LEME, Maria Carolina da Silva; WAJNMAN (2001), Diferenciais de rendimentos por gênero. In: LISBOA, Marcos de Barros; MENEZES-FILHO, Naércio Aquino [Orgs.] (2001). **Microeconomia e sociedade no Brasil**, Rio de Janeiro: Ed. Contra capa.

MATLABA, Valente José (2003). **Liberalização comercial e diferenciais de salários entre grupos de ocupações em São Paulo e Recife**. Dissertação de Mestrado defendida no Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo, (IPE/USP).

MENEZES-FILHO, Naércio, AQUINO; RODRIGUES-JR, M. (2001). Abertura, tecnologia e qualificação: evidência para a manufatura brasileira. In: **Anais do Workshop Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil**, Brasília, UnB/IPEA.

OAXACA, Ronald L. (1973), **Male-female wage differentials in urban labor markets**. *International Economics Review*, 14: 693-709.

RODRIK, Dani (1997). **Has globalization gone too far?**, *Institute For International Economics*, Washington.

\_\_\_\_\_ (1999). **The new global economy and developing countries: making openness work**, Washington: ODC/The John Hopkins University Press: Washington.

SERVO, Luciana M. S. (1999), **Diferencias regionais de salários no Brasil**. Dissertação de Mestrado defendida no Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo (IPE/USP).

SOARES, Sergei; SERVO, Luciana M. Santos; ARBACHE, Jorge Saba (2001). **O que (não) sabemos sobre a relação entre abertura comercial e mercado de trabalho no Brasil**, *Encontro Nacional de Economia – ANPEC*. Salvador: Bahia.

TERRA, Cristina; MENEZES-FILHO, Naércio; GONZAGA, Gustavo (2001). **Wage inequality in Brazil: the Role of Trade Liberalization**. <http://www.econ.puc-rio.br/PDF/papertrade8.pdf>.

## APÊNDICE

### I. CARACTERIZAÇÃO DA AMOSTRA E DAS VARIÁVEIS

Todas as subamostras são constituídas por observações cuja inclusão foi baseada no critério abaixo descrito, isto é, todos os indivíduos estão simultaneamente dentro dos seguintes requisitos:

- a) residentes de regiões metropolitanas brasileiras (ou seja, foram excluídos indivíduos das regiões rurais);
- b) residentes nas regiões metropolitanas de São Paulo ou Recife;
- c) ocupados no setor privado da indústria de transformação;
- d) possuam 24 (inclusive) a 59 (inclusive) anos de idade;
- e) sejam assalariados, com registro em Carteira;
- f) trabalhavam ou haviam trabalhado na semana de referência;
- g) não declararam possuir rendimentos em produtos/mercadorias;
- h) possuíam declaração em todas variáveis estudadas;
- i) que sejam homens, para evitarmos o viés de seleção, uma vez que as características da oferta de trabalho das mulheres são diferentes das dos homens.

As variáveis utilizadas para as duas Regiões Metropolitanas são.<sup>8</sup>

- *Idade do trabalhador*: usada na sua forma original, dentro do intervalo previamente definido para a População Economicamente Ativa (PEA);

- *Idade2 do trabalhador*: trata-se do quadrado da variável *Idade do trabalhador*;

- *Educação*: medida em anos de estudo concluídos, isto é, para um indivíduo que cursa a oitava série do primeiro grau foram imputados sete anos de estudo, enquanto que para um indivíduo que não frequenta a escola e chegou a concluir a oitava série do primeiro grau foram imputados oito anos de estudo. O intervalo desta variável é de zero a dezessete anos, onde dezessete anos de estudo foram imputados a todos aqueles que frequentam ou frequentaram os cursos de mestrado e doutorado;

- *Tarifa efetiva por setor*<sup>9</sup>: baseada na tabela tabulada em Kume (2000), e apenas se gerou a variável definida em um dado nível em cada ano, por setor de atividade, sendo que isto é ponderado aos “pesos” de cada observação.

No que tange ao mercado de trabalho, as variáveis restringiram-se apenas à ocupação principal. O salário-horário foi normalizado para uma jornada de 44 horas trabalhadas por semana da seguinte maneira:  $W = \frac{RD}{4H}$ , onde  $W$  é o log do salário-horário;  $RD$  é o salário mensal corrigido pelo Deflator adaptado em Menezes-Filho (2001)<sup>10</sup> e  $H$  é o número de horas trabalhadas por semana.

A classificação de grupos de ocupações aqui empregada obedece à definida em Kon (1990; 1995: 105), sendo que a única diferença é o fato de que terem sido feitas agregações que resultaram em apenas 2 grupos de ocupações (apenas para trabalhadores ocupados na indústria de transformação): 1. Qualificados: onde se incluem os Dirigentes; ocupados na administração como qualificados e ocupados na

<sup>8</sup> Inicialmente, havia sido incluída também a variável cor, mas depois foi excluída devido a perda dos graus de liberdade (número de parâmetros a serem estimados maior do que o de observações por coorte) que impediam o teste F.

<sup>9</sup> Foram usados 31 setores de atividade econômica, dada a limitação dos dados, de acordo com a tabela de tarifas efetivas (Kume, 2000) em anexo; ou seja, setores que não têm tarifa disponível não foram considerados nesta análise, já que esta é o nosso indicador de liberalização comercial. Portanto, procurou-se compatibilizar cada um destes setores com aqueles constantes no dicionário da PNAD/IBGE nos três anos considerados. Foram excluídos os códigos que não foram compatíveis com a definição setorial de Kume (2000) para as tarifas, já que o foco central desta dissertação é analisar o impacto da tarifa por grupos de ocupações no diferencial de salário-horário.

<sup>10</sup> Não publicado.

produção como qualificados e 2. Não Qualificados: onde se incluem todos os ocupados na produção como não qualificados.<sup>11</sup>

O sentido dado à variável ocupação é inovador: ela nos ajuda a definir a qualificação do indivíduo de fato; ao contrário da maioria dos estudos, aqui definimos a qualificação não apenas pelos anos de estudo do trabalhador, mas também pela sua ocupação, ou seja, pelo que ele, efetivamente, faz, que não necessariamente é vinculado ao seu grau de escolaridade medida pelos anos de estudo.<sup>12</sup> Vale ressaltar que para Kon o grupo de ocupação dirigentes inclui os proprietários mais os assalariados; entretanto, neste trabalho, este grupo apenas inclui os dirigentes assalariados.

---

<sup>11</sup> Não criamos a categoria “semi-qualificado” no nosso banco de dados, devido a própria ambigüidade na definição, por isso nos preocupamos em analisar os extremos. Assim, foi feita uma agregação daqueles semi-qualificados que se aproximam a cada um dos dois grupos de ocupação definidos. Ou seja, no grupo de ocupação 1, ou de qualificados, temos os Dirigentes mais a agregação dos qualificados nível 1 e 2, semi-qualificados nível 1 e 2 (somente aqueles ocupados na indústria de transformação), qualificados na produção nível 1 e 2 e os semi-qualificados 1 e 2; enquanto que no grupo de ocupação 2, ou de não qualificados, simplesmente consideramos os não qualificados na produção. Esta agregação foi feita porque a aplicação direta da classificação ocupacional de Kon deixa o nosso banco de dados com pouquíssimas observações para cada grupo ocupacional, já que o estudo refere-se *apenas* aos trabalhadores ocupados na indústria de transformação.

<sup>12</sup> Por exemplo, um engenheiro pode trabalhar como operário se não acompanhar as mudanças tecnológicas e no mundo do trabalho em geral. Isto se torna interessante quando consideramos que a qualidade da educação, no Brasil, é muito heterogênea – existe um *gap* grande de qualidade entre os colégios públicos e privados e entre a maioria das universidades privadas e públicas, e isso sem contar com o *gap* dentro do grupo em que um determinado colégio ou uma determinada universidade está inserida. Assim, trabalhar apenas com a variável anos de estudos como indicador de qualificação pode viesar os resultados. Ou seja, na definição apresentada anteriormente, é possível que o indivíduo X, que tenha 12 ou mais anos de estudo esteja ocupado como não qualificado. Ou outro indivíduo Y, que tenha apenas 4 anos de estudo, possa estar trabalhando numa ocupação qualificada. Os dados analisados mostraram este fenômeno para as Regiões Metropolitanas de São Paulo e Recife.

## II. TABELAS DE COORTES ETÁRIAS, EM 1995 E 1999

TABELA A.1

Coorte etária	Brasil					
	1995			1999		
	# Obs. na Amostra	Valor Mínimo	Valor Máximo	# Obs. na Amostra	Valor Mínimo	Valor Máximo
1941	29	1	24	28	1	18
1945	31	1	39	30	1	18
1949	31	3	40	31	1	30
1953	33	1	69	32	1	41
1957	33	2	70	33	1	59
1961	32	1	64	31	1	56
1965	33	2	72	33	1	80
1969	33	2	71	33	3	74

TABELA A.2

Coorte etária	São Paulo						Recife					
	1995			1999			1995			1999		
	# Obs. na Amostra	Valor Mínimo	Valor Máximo	# Obs. na Amostra	Valor Mínimo	Valor Máximo	# Obs. na Amostra	Valor Mínimo	Valor Máximo	# Obs. na Amostra	Valor Mínimo	Valor Máximo
1941	3	13	24	3	5	18	3	2	7	3	2	3
1945	3	27	39	3	8	14	3	5	9	3	2	8
1949	3	19	40	3	13	30	3	7	12	3	4	15
1953	3	39	69	3	16	41	3	12	19	3	7	9
1957	3	33	70	3	19	59	3	2	17	3	6	19
1961	3	34	61	3	27	56	3	8	24	3	8	34
1965	3	44	70	3	23	72	3	13	19	3	10	28
1969	3	37	71	3	23	71	3	16	22	3	8	43