

Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo*

Maria Carolina da Silva Leme**
Simone Wajnman***

1 - Introdução

O diferencial de rendimentos entre homens e mulheres é apenas um dos aspectos da desigualdade da distribuição de renda de um país. No Brasil, estima-se que esta componente não explique mais do que 5% da desigualdade total [ver Barros e Mendonça (1996, p. 454)]. Entretanto, trata-se de uma componente fundamental por um conjunto de razões. Em primeiro lugar, porque, apesar de explicar parcela relativamente pequena da nossa enorme desigualdade, a diferença entre os rendimentos a favor dos homens é muito grande — em média, os homens recebem 40% a mais do que as mulheres —, o que afeta a oferta de mulheres no mercado de trabalho e compromete seu papel enquanto provedoras de renda complementar, ou principal, das famílias. Segundo, porque a maior parte desse diferencial, conforme diversos estudos têm mostrado, é devida à discriminação (salarial ou alocativa) e não às diferenças em produtividade, o que, em si, enseja a questão do bem-estar entre os indivíduos. Em terceiro lugar, porque o hiato de rendimentos por sexo é substantivamente maior quando se comparam chefes de família, e a proporção de mulheres chefes tem crescido acentuadamente no Brasil, o que é potencialmente problemático quando se considera o impacto sobre a pobreza das famílias chefiadas por mulheres.

No entanto, o hiato de rendimentos entre os sexos tem se estreitado sistematicamente nas décadas recentes, despertando o interesse em investigar os determinantes desta tendência, tanto quanto as perspectivas para essa redução. Uma vez que o hiato salarial é devido a componentes de ordens inteiramente

* As autoras agradecem a colaboração das assistentes de pesquisa Vânia Cristina Liberato e Gláucia Alves Macedo.

** Da FGV-SP e do Cebrap.

*** Do Cedeplar e do Departamento de Demografia da UFMG.

diversas, as implicações sociais de seu comportamento podem ser também distintas e a escolha dos instrumentos para combatê-lo depende da identificação correta de seus determinantes. Parte do hiato deve ser atribuída aos diferenciais de produtividade da população, outra parte pode ser explicada pela alocação diferencial de homens e mulheres em postos de trabalho de qualidade diferenciada e, por fim, como resíduo, fica a discriminação puramente salarial, que significa que indivíduos idênticos quanto a seus atributos produtivos e em idênticos postos de trabalho são remunerados diferenciadamente. Mensurar adequadamente cada uma dessas parcelas e identificar seu papel na redução dos diferenciais tem sido o desafio de diversos trabalhos sobre o tema.

A redução do hiato salarial entre os sexos não está ocorrendo só no Brasil: evidências em outros países mostram que essa é uma tendência relativamente universal. A literatura internacional tem mostrado, também, que a redução é particularmente relevante para as coortes mais jovens e que a tendência de menor diferencial quando da entrada dos indivíduos no mercado de trabalho tende a ser mantida à medida que as coortes envelhecem. Assim, a análise dos diferenciais na perspectiva das coortes parece ser a mais adequada, já que a medida de coorte não é contaminada pelos efeitos de composição das coortes mais velhas que afetam as medidas de período. Ademais, a identificação dos indivíduos segundo suas coortes é também mais apropriada a esse estudo, já que, a despeito das tendências de mercado de trabalho que podem refletir conjunturas distintas, a discriminação, como resultado de processos socioculturais cujos determinantes não nos cabe aqui discutir, refere-se a exatamente uma das principais características que identificam uma coorte das demais: seu ambiente de socialização. Mais ainda, a escolaridade, variável-chave nas equações de rendimentos, pertence também a uma categoria de atributos estabelecidos numa fase específica do ciclo de vida, tornando-se fixa a partir de então, com o que é mais adequadamente medida por meio da comparação entre coortes.

O objetivo deste trabalho é identificar o papel de um conjunto de possíveis fatores determinantes do estreitamento do hiato salarial que se verifica no Brasil no período mais recente. Para tanto, após uma seção em que uma breve revisão da literatura é apresentada, examinamos a evolução dos diferenciais de rendimentos por sexo, numa perspectiva puramente descritiva. Como a coorte é a dimensão privilegiada nesta análise, descreve-se a evolução dos diferenciais por intermédio das coortes, e considera-se também o comportamento das variáveis supostamente determinantes. Na seção seguinte, apresentam-se as equações de rendimentos por sexo para duas coortes separadas por 10 anos — a coorte dos nascidos em 1952 e a dos de 1962 — e, finalmente, os diferenciais de rendimentos são decompostos em efeitos explicados pelas diferenças entre homens e mulheres nos atributos incluídos na equação e os fatores não explicados, dentre os quais figura a discriminação.

2 - Breve revisão da evolução histórica dos diferenciais

A literatura americana documenta fartamente as evidências de redução no hiato salarial por sexo, a partir do final dos anos 70, depois de três décadas em que este diferencial foi persistentemente alto [ver Goldin (1990), Blau, Ferber e Winkler (1998), Bianchi e Spain (1986) e Jacobsen (1994)]. De fato, Goldin (1990), por meio de uma análise histórica detalhada desde o início do século, demonstra que por longas décadas, antes dos anos 50, o *gap* salarial era instável, mas se mantinha abaixo do nível observado a partir dessa década. Segundo sua interpretação, é justamente com a entrada em massa de mulheres no mercado de trabalho, sobretudo com a redução da segregação ocupacional por sexo e a inserção das mulheres em ocupações superiores, que emerge a discriminação puramente salarial, num ambiente em que as barreiras à entrada de mulheres nas *white-collar occupations* não são explícitas.

Embora os números das distintas fontes não sejam de todo compatíveis, as evidências para o período anterior e posterior ao início do estreitamento do *gap* revelam que, em média, a razão do rendimento feminino com relação ao masculino manteve-se em torno de 0,60, entre o início da década de 50 e o final da de 70. Nos anos 80, entretanto, essa razão começa a aumentar, atingindo 0,72 em 1995. A observação dos diferenciais por faixas etárias permite mostrar que o estreitamento tem sido particularmente evidente para as coortes mais jovens, o que sugere que a tendência prospectiva seja de continuidade de redução de diferenciais, à medida que mulheres mais velhas, de menor escolaridade, mais segregadas em ocupações de pior qualidade e com os salários mais baixos, estejam sendo substituídas pelas mais jovens [Blau, Ferber e Winkler (1998)].

Investigando as causas da tendência de convergência dos salários, esses autores argumentam que esta é resultado da combinação da estagnação do crescimento dos salários masculinos — enquanto os femininos continuam a crescer —, do aumento dos retornos à escolaridade feminina e da redução na componente não-explicada do diferencial, atribuída à discriminação. Nesse contexto, o aumento da qualificação feminina e a diminuição da discriminação se reforçariam mutuamente, criando incentivos tanto para o aumento da atividade quanto para o da qualificação, num processo retroalimentador.

Numa análise de coorte, por meio de um *pull* de *cross-sections*, semelhante ao que realizamos neste trabalho, Hill e O'Neill (1992) estimam um efeito positivo da coorte interagindo com experiência, mostrando que mulheres de coortes mais recentes obtêm maiores retornos de seus investimentos em capital humano.

Para o Brasil, são também vários os exemplos de trabalhos que abordam a questão do diferencial salarial por sexo, com ênfase na componente atribuída à discriminação, embora a perspectiva histórica fique comprometida pela limitação das informações disponíveis.¹ Num dos primeiros trabalhos, Camargo e

1 Para uma revisão bastante atualizada destes trabalhos, ver Baptista (1998).

Serrano (1983) estimam equações de salários para homens e mulheres na indústria, incluindo, além da escolaridade, variáveis de mercado (como o tamanho do estabelecimento, intensidade de capital no setor e a proporção de trabalhadores em cargos administrativos). Concluem que os processos de determinação de salários femininos e masculinos são inteiramente distintos, sendo a escolaridade a variável mais importante para as mulheres, enquanto para os homens as variáveis de mercado são as decisivas. Demonstram também a existência de diferencial entre salários médios de homens e mulheres com as mesmas características individuais e trabalhando em mercados com estruturas similares.

Em trabalho posterior, Barros, Ramos e Santos (1995), utilizando-se de dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1981 a 1989, estimam a magnitude do diferencial salarial (acima de 50%), e pela sua decomposição, mostram a reduzida importância relativa das componentes de produtividade e segregação ocupacional, *vis-à-vis* a componente da discriminação. Do ponto de vista temporal, evidenciam não ter havido redução substancial deste diferencial durante o período analisado.

Kassouf (1998), com dados da PNAD de 1989, também estima os componentes da desigualdade salarial por sexo, tomando por base os coeficientes de equações de rendimentos obtidas de um modelo de correção de seletividade amostral. Para além da discussão metodológica quanto ao viés das estimativas tradicionais, compara os diferenciais nos setores formal e informal da economia, revelando que os retornos à escolaridade são muito maiores no primeiro que no segundo, além de evidenciar grande discriminação por gênero, ao simular o salário feminino por meio da substituição das características masculinas pelas femininas na equação dos homens.

Num último exemplo, Baptista (1998), pelos dados da PNAD de 1996, confirma a existência de diferenciais de rendimentos por sexo, comparando casados com solteiros e as posições na ocupação. Demonstra que apesar de as diferenças penalizarem muito mais as casadas do que as solteiras, em ambos os casos o impacto do componente residual (atribuído à discriminação) é tão grande que anula as vantagens das mulheres em atributos produtivos.

Desse modo, como se vê, a literatura nacional é unânime em estabelecer o peso desproporcional da componente discriminatória no diferencial salarial por sexo no Brasil, mas ainda não apontou a tendência mais recente de redução desse diferencial, o comportamento da discriminação nessa tendência, assim como o papel das mudanças nos atributos de homens e mulheres, dentre os quais se destaca a escolaridade. São exatamente estes os aspectos que as próximas seções do trabalho procuram abordar.

3 - Evidências empíricas para o Brasil

Ao longo dos últimos 20 anos, observamos uma inequívoca redução no diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no Brasil. Segundo os dados

das PNADs, em 1977 os homens ganhavam aproximadamente 70% a mais do que as mulheres e em 1997 esse diferencial havia caído para algo em torno de 25%, reduzindo-se, portanto, a uma taxa média de 1,4% a.a. (ver Gráfico 1).

Na perspectiva de coortes, essa tendência é também evidente. O Gráfico 2 mostra que, para cada coorte relativamente mais jovem, o diferencial tende a ser menor em quase todas as idades. Além disso, por meio desse tipo de informação, é possível recompor o perfil de ciclo de vida dos diferenciais, que tende a ser mais elevado nas idades extremas. É interessante observar que o diferencial é menor nas idades associadas à fase reprodutiva das mulheres, justamente na etapa do ciclo de vida em que as taxas de atividade femininas deixam de crescer, o que sugere que, nesse período, apenas as mulheres com maior custo de oportunidade (melhores salários oferecidos pelo mercado) tendem a trocar o trabalho doméstico pelo de mercado.

A redução dos diferenciais de rendimentos, tanto por meio do tempo quanto das coortes, poderia ser fruto, entre outras coisas, de uma redução do diferencial de escolaridade entre homens e mulheres ao longo do tempo. De fato, como se observa no Gráfico 3, para a população total, o diferencial de escolaridade que é favorável aos homens das coortes mais velhas deixa de sê-lo para as coortes mais jovens. Quer dizer, a escolaridade masculina das coortes mais antigas era superior à feminina, mas essa relação se inverte a partir da coorte de 1955.

Gráfico 1

Diferencial de rendimentos por sexo no tempo

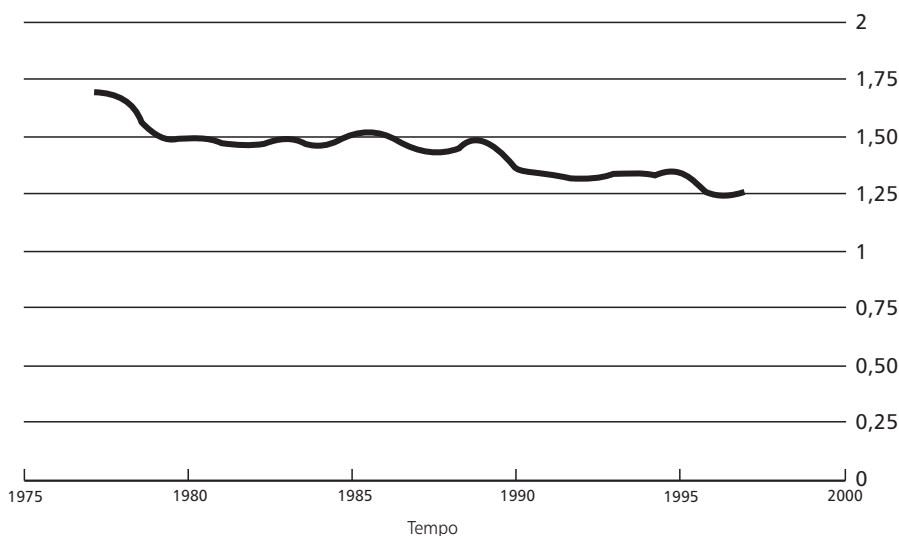


Gráfico 2

Diferencial de rendimentos por idade segundo coortes

Homens/mulheres

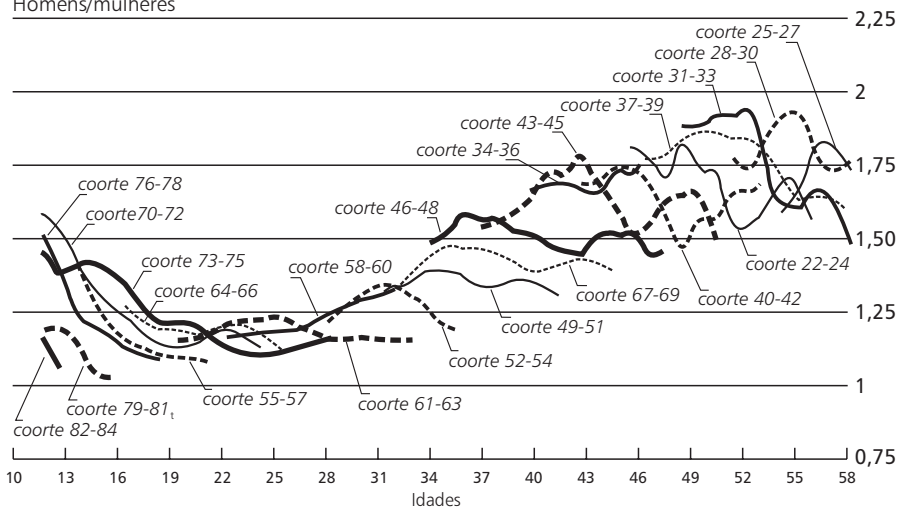
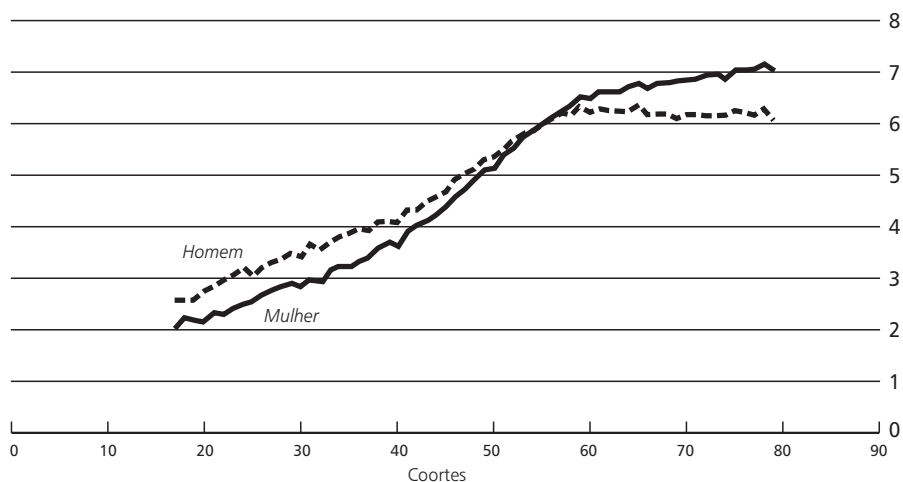


Gráfico 3

Média de anos de estudo das coortes por sexo - população total



Entretanto, tomando-se apenas a população ocupada, a história é outra: nesse caso, o diferencial manteve-se praticamente constante ao longo do tempo, sendo que a escolaridade das mulheres *sempre* esteve superior à dos homens ao redor de 15%, como se observa no Gráfico 4, sugerindo a seletividade da ocupação feminina pela escolaridade.

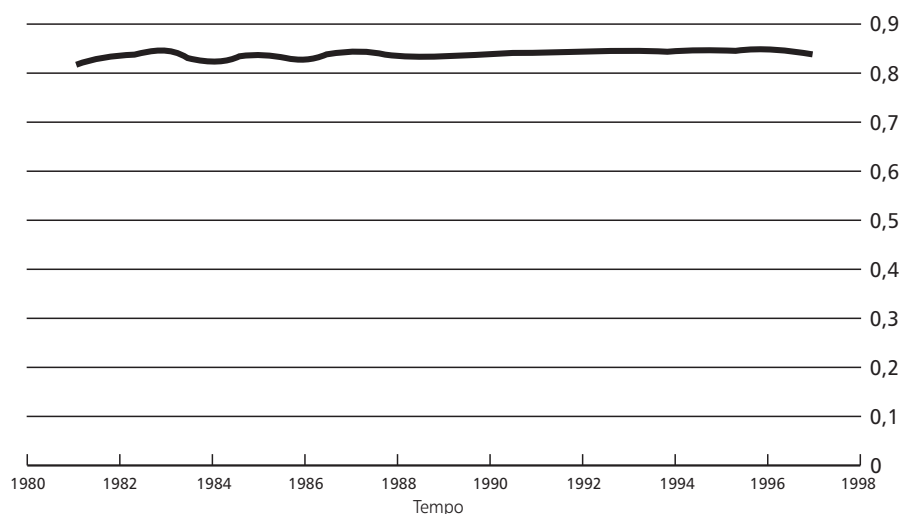
Quando analisamos esse dado desagregado por idade segundo as coortes (Gráfico 5), observamos que o diferencial de escolaridade entre homens e mulheres aumenta nos extremos de idade — a diferença entre as meninas ocupadas, ainda que com escolaridade superior à dos meninos, não é tão marcante como o é para a população adulta que já está com sua escolaridade completa.

Entre os mais velhos, o diferencial de escolaridade quase desaparece e em algumas coortes passa a ser favorável aos homens, mas entre os 20 e os 45 anos, o diferencial é bastante estável e as coortes apresentam resultados semelhantes, com as mulheres apresentando escolaridade cerca de 20% superior à dos homens, próxima à evolução ao longo dos anos, conforme mostra o Gráfico 4.

Quando comparamos a evolução da escolaridade entre a população feminina total e a feminina ocupada, o quadro é como o apresentado no Gráfico 6. Desde a coorte de 1935 a escolaridade das mulheres ocupadas é superior à da população total feminina e, a partir da coorte de 1959, aproximadamente, quando a escolaridade das mulheres começa a ultrapassar a dos homens, esse diferencial aumenta significativamente. Este aumento de diferencial, porém, se reduz significativamente para as coortes mais recentes, mostrando que, inicial-

Gráfico 4

Diferencial de escolaridade dos ocupados no tempo



Diferencial de escolaridade dos ocupados por idade segundo coortes

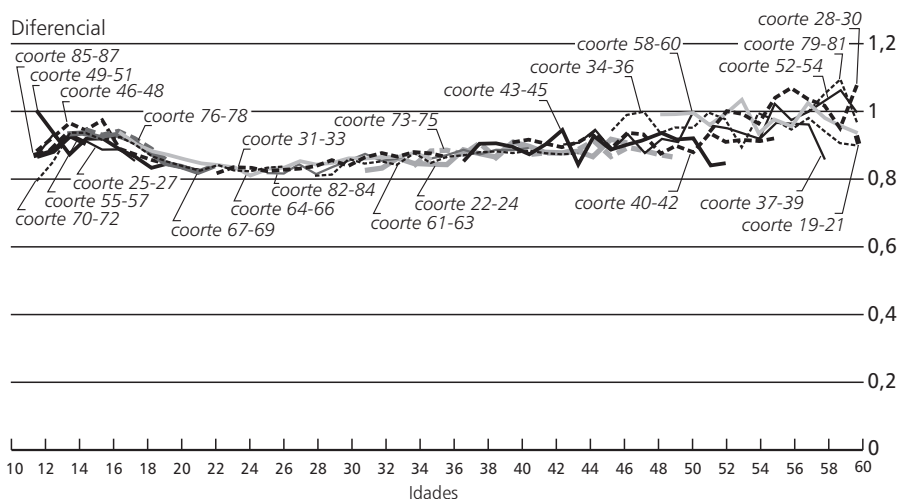
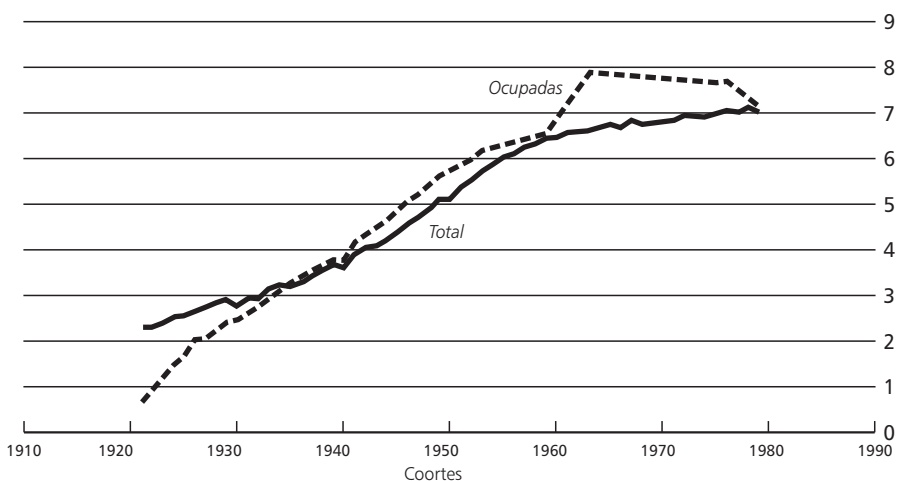


Gráfico 6

Média dos anos de estudo das coortes de mulheres ocupadas e total



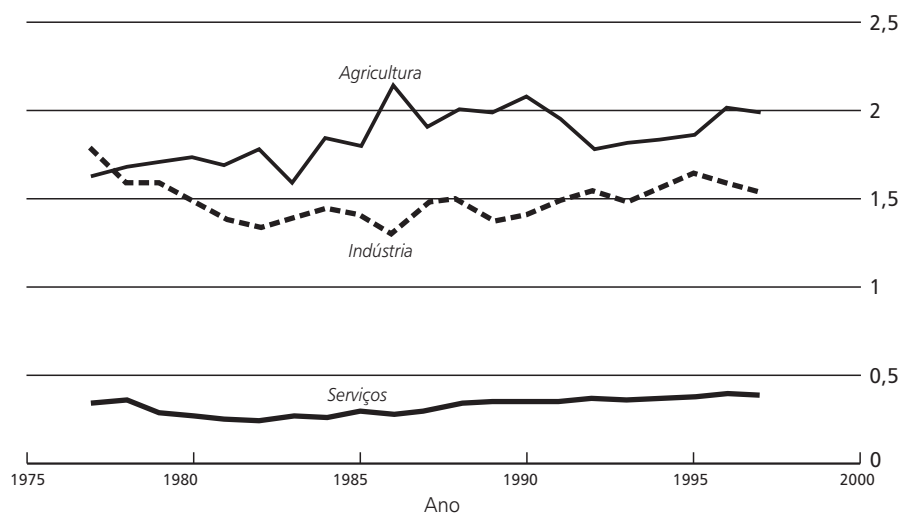
mente, participavam do mercado de trabalho mulheres mais escolarizadas, e à medida que a participação foi aumentando, este viés foi desaparecendo. Como consequência dessa recomposição temos o resultado, aparentemente paradoxal, de que a redução e eventual reversão do diferencial de escolaridade entre homens e mulheres ao longo das coortes não correspondeu a uma redução do diferencial de escolaridade da população ocupada.

Além da educação, outras variáveis de mercado de trabalho apresentaram evolução diferenciada ao longo do tempo para homens e mulheres, afetando de maneira diferenciada o rendimento por sexo. Como se observa no Gráfico 7, tanto na indústria como na agricultura a proporção de homens é maior do que a de mulheres, com ligeira tendência de crescimento nessa última. Nos serviços, como é de se esperar, essa proporção se inverte.

Outra mudança interessante que se observa ao longo dos anos é a evolução do diferencial da proporção dos trabalhadores com carteira assinada (Gráfico 8), que vem caindo ao longo dos anos. Já o diferencial da proporção de trabalhadores por conta própria (Gráfico 9), que mostrou poucas alterações até o final da década de 80, passou a crescer a partir de então. Esses dados refletem principalmente a redução da proporção de mulheres nessa posição, que passou de 20% no final da década de 70 para cerca de 14% das ocupadas em 1996, não havendo maiores mudanças entre os homens, que se mantiveram numa proporção de 22% dos ocupados.

Gráfico 7

Diferencial de ocupação por setor no tempo



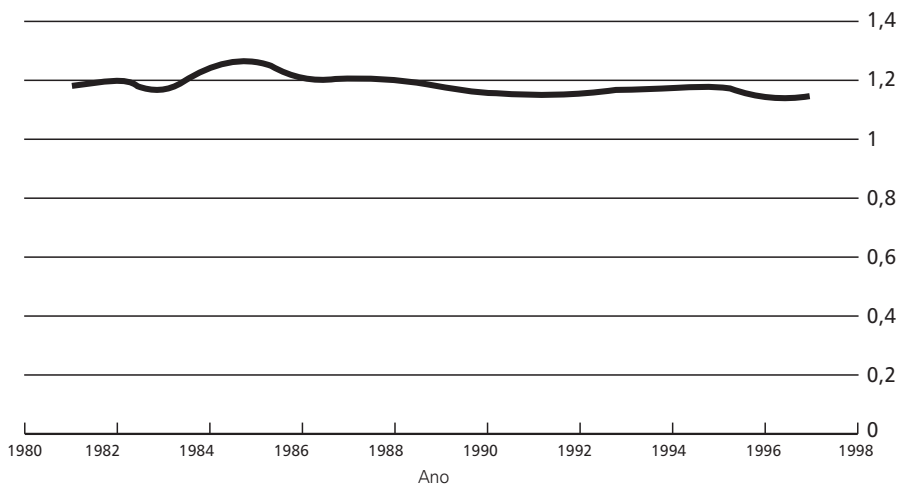
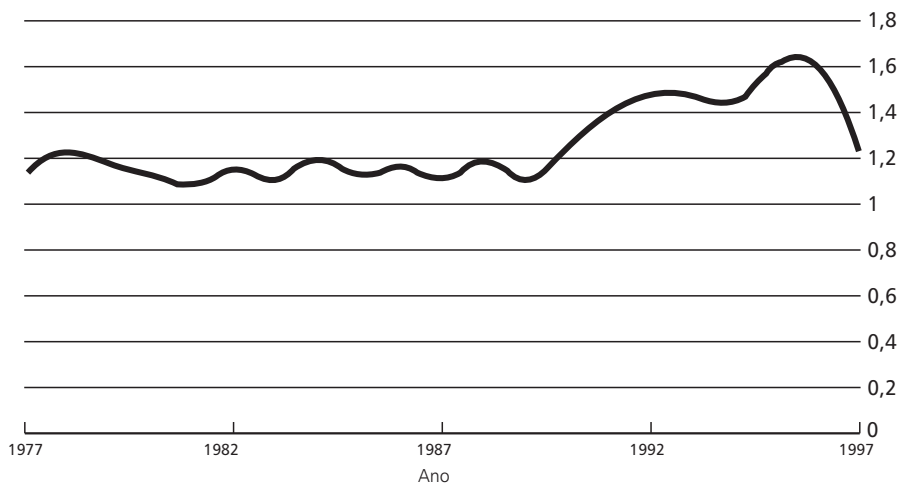
Diferencial de proporção de empregados com carteira assinada no tempo

Gráfico 9

Diferencial da proporção de trabalhadores por conta própria no tempo

4 - Determinantes do diferencial de rendimentos: diferenças de atributos e discriminação

A análise agregada é interessante na medida em que permite avaliar a evolução do diferencial de rendimentos e seus determinantes em suas dimensões de período, de idade e de coorte. No entanto, para avaliar quanto desses diferenciais se deve a diferenças de atributos entre homens e mulheres e quanto se deve à discriminação, assim como essa relação se modificou no tempo, o mais apropriado é fazer uma análise com dados individuais. Para tanto foram escolhidas duas coortes: a de 1952 e a de 1962, acompanhadas durante 11 anos.

Na coorte de 1952, no período de 1977 a 1987, os homens ganhavam, em média, 38% a mais que as mulheres, apesar de estas terem escolaridade superior em 1,5 ano de estudo. Na coorte de 1962, no período de 1987 a 1997, a diferença de rendimento cai para 21% enquanto a diferença de escolaridade se manteve, ainda que os anos de estudo tenham aumentado para ambos os sexos — de 7 para 8,1 anos para as mulheres e de 5,5 para 6,6 anos para os homens.

Evidentemente, não é apenas na escolaridade que homens e mulheres são diferentes. O tipo de inserção no mercado de trabalho é também bastante distinto: os homens estão mais presentes na indústria e na agricultura, enquanto as mulheres prevalecem nos serviços. Na coorte de 1952 ambos se igualavam no comércio, já na de 1962, aumenta a participação das mulheres nessa atividade. Também na posição na ocupação existem diferenças marcantes entre os sexos, mas com pequena variação entre as coortes — quase 90% dos homens são empregados ou trabalham por conta própria, contra 70% das mulheres.

Para avaliar quanto da diferença de rendimentos pode ser explicada por diferenças nessas variáveis entre os sexos e quanto se deve ao fato de as mulheres receberem menos apenas por serem mulheres, utilizamos a decomposição proposta por Oaxaca,² cuja técnica consiste em:

a) Estimar para cada um dos sexos a equação de salários:

$$w_m = \alpha_m + \sum_i \beta_{im} x_{im}$$

e:

$$w_f = \alpha_f + \sum_i \beta_{if} x_{if}$$

onde w_m e w_f são o logaritmo dos salários masculino e feminino, respectivamente.

b) Tomar a diferença entre as duas equações, avaliadas nos pontos médios das variáveis, e somar e subtrair $\sum_i \beta_{im} \bar{x}_{if}$, de forma a não alterar a igualdade, obtendo a expressão:

$$\bar{w}_m - \bar{w}_f = (\alpha_m - \alpha_f) + \sum_i \bar{x}_{if} (\beta_{im} - \beta_{if}) + \sum_i \beta_{im} (\bar{x}_{im} - \bar{x}_{if})$$

onde $\bar{w}_m - \bar{w}_f$ é a diferença do logaritmo dos salários médios.

2 Para outras aplicações, ver Goldin (1990) e Borjas (1996).

O terceiro termo $\sum \beta_{im} (\bar{x}_{im} - \bar{x}_{if})$ é a parte da diferença de salários que se deve às diferenças de características ponderadas pelo valor que se dá a essas características para o homem. Esta seria a parte do diferencial que ocorreria se o mercado de trabalho fosse cego quanto ao sexo das pessoas.

O segundo termo, $\sum \bar{x}_{if} (\beta_{im} - \beta_{if})$, é a parte da diferença de salários que se deve à valorização desigual de um mesmo atributo. Se a diferença dos coeficientes for positiva é porque o atributo é mais valorizado no homem que na mulher; se negativa, é o oposto. Essa diferença é ponderada pelo atributo médio da mulher.

O primeiro termo, $\alpha_m - \alpha_f$, a diferença de interceptos, indica a diferença residual nos rendimentos. Uma diferença positiva mostra quanto os homens são mais bem pagos do que as mulheres para qualquer nível das variáveis explicativas. Este e o termo anterior são a parte da diferença de rendimentos que não é explicada pela diferença de atributos.

Evidentemente, quanto melhor especificado for o modelo, melhor a estimativa da componente discriminatória. Entretanto, atributos produtivos de difícil mensuração, mal captados pelas variáveis de escolaridade e idade, tipicamente incluídas, podem estar superestimando essa componente. A qualidade da escolaridade, por exemplo, tem sido freqüentemente citada, embora seja mais adequada para os diferenciais de escolaridade por raça do que por sexo. A real experiência no mercado de trabalho seria outro desses atributos: segundo a hipótese originalmente sugerida por Mincer e Polachek (1974), a descontinuidade das mulheres no mercado de trabalho teria um importante papel na explicação dos diferenciais de rendimentos não-captados pela escolaridade e pela idade. Além desses, outros atributos produtivos não-mensuráveis, como força física, habilidade e responsabilidade, são mais comumente citados.

Por outro lado, a componente discriminação pode também estar subestimada, se considerarmos que as diferenças nos atributos entre homens e mulheres, captadas pela componente explicada da equação, encobrem outras formas de discriminação. Assim como a discriminação cultural pode afetar os diferenciais de escolaridade, parte da discriminação alocativa afeta a distribuição de homens e mulheres entre setores e categorias ocupacionais.

Para estimar as regressões de salário e construir a decomposição foram consideradas as seguintes variáveis:

Variável dependente: logaritmo do salário/hora, em que se considera como salário todo rendimento do trabalho.

Variáveis explicativas:

a) Atributo pessoal: Educação — medida pelos anos de estudo.

b) *Dummies* de atributos ocupacionais:

- Posição na ocupação: Com carteira = 1 se empregado com carteira assinada;
= 0 se outra posição.
Sem carteira = 1 se empregado sem carteira assinada;
= 0 se outra posição.
Conta própria = 1 se trabalhador por conta própria;
= 0 se outra posição.
- Região: Nordeste = 1 se o indivíduo está nessa região;
= 0 se em outra região.
Sudeste = 1 se o indivíduo está nessa região;
= 0 se em outra região.
- Setor de atividade: Agricultura = 1 se o indivíduo está em atividade agrícola;
= 0 se em outra atividade.
Indústria = 1 se o indivíduo está em atividade industrial;
= 0 se em outra atividade.
Serviços = 1 se o indivíduo está em atividade de serviços;
= 0 se em outra atividade.

c) *Dummies* de tempo de 1978 a 1987 para a coorte de 1952 e de 1988 a 1997 para a coorte de 1962.

Foram omitidas da análise as *dummies* referentes a “demais setores de atividades”, “demais posições na ocupação”, “demais regiões”, o ano de 1977 para a coorte de 1952 e o ano de 1987 para a coorte de 1962.

Observe-se ainda que foram considerados apenas os indivíduos ocupados com rendimento positivo, como uma forma de diminuir o viés de seletividade dado pela dificuldade em determinar o salário de reserva dos não-ocupados.³

Nas Tabelas 1 e 2 estão os resultados da decomposição de Oaxaca, baseada nos resultados das regressões estimadas por sexo e por coorte, apresentadas no Apêndice A.⁴ Como estimamos o logaritmo do rendimento, a diferença dos logaritmos dá aproximadamente a diferença percentual entre o rendimento do homem e o da mulher. Os valores da decomposição indicam a contribuição percentual de cada termo para essa variação. Porém, como alguns valores são bem

3 Uma alternativa metodologicamente mais sofisticada consiste em um processo em dois estágios em que se estima a probabilidade de o indivíduo estar ocupado, um termo de correção baseado nessa probabilidade e adiciona-se este termo à equação de rendimentos. Kassouf (1998) discute os benefícios dessa estratégia.

4 O teste de Chaw para verificar a hipótese de que o conjunto dos coeficientes das duas regressões não difere significativamente foi amplamente rejeitado, como documentado no Apêndice B.

Tabela 1

Decomposição de Oaxaca: coorte de 1952

	VARIACÃO PERCENTUAL		
	EXPLICADA	NÃO-EXPLICADA	TOTAL
Constante		0,862	0,862
Educação	-0,167	-0,050	-0,209
Com carteira assinada	-0,025	-0,052	-0,076
Sem carteira assinada	0,013	-0,029	-0,016
Conta Própria	-0,005	-0,031	-0,036
Nordeste	0,001	0,066	0,067
Sudeste	-0,001	-0,005	-0,005
Agricultura	-0,065	-0,015	-0,079
Indústria	0,009	0,022	0,031
Serviços	0,027	0,063	0,092
Anos	-0,004	-0,020	-0,024
Total	-0,210	0,757	0,388

maiores do que zero, a aproximação logarítmica subestima a contribuição das variáveis. Para evitar essa distorção exponenciamos os termos e os apresentamos em taxas de variação. Assim, valores positivos indicam a contribuição de cada atributo para o aumento do diferencial de salários de homens e mulheres e valores negativos a contribuição para a redução do diferencial. Na primeira coluna, estão os componentes explicados pelos atributos individuais e ocupacionais. Como discutido anteriormente, este termo capta o impacto da diferença de atributos entre homens e mulheres na diferença de salários. Na segunda coluna estão os termos associados à discriminação de cada variável. Como incluímos diversas variáveis *dummies* na análise, o termo constante da decomposição não é mais a diferença de rendimentos entre homens e mulheres em geral, para qualquer nível das demais variáveis, mas a diferença de rendimentos entre homens e mulheres com as características das *dummies* omitidas nas regressões (empregadores, no setor comércio, que não estão nem na região Nordeste nem na Sudeste, em 1977 para a coorte de 1952 e em 1987 para a coorte de 1962), e o coeficiente de cada uma das *dummies* mostra o diferencial com respeito à *dummy* da categoria omitida. O termo do componente explicado dessas *dummies* pode ser diferente de zero quando a proporção de mulheres e homens no atributo ocupacional é diferente. Assim, por exemplo, controlando para as demais variáveis, estar na região Sudeste aumenta tanto o salário do homem como o da mulher,

em relação ao salário pago nas demais regiões, mas como a percentagem de mulheres ocupadas nessa região é maior do que a percentagem de homens, o salário médio das mulheres se beneficia mais que o dos homens, dando um componente explicado diferente de zero, no caso negativo. Na terceira coluna, está computada a contribuição total da variável para a diferença salarial.

Na coorte de 1952, o diferencial total de salário entre homens e mulheres foi de 38%. Se esse diferencial respondesse apenas às diferenças do atributo individual educação, os homens ganhariam 17% a menos que as mulheres, isto é, se a escolaridade das mulheres fosse remunerada como é a dos homens, o salário destes, por terem escolaridade mais baixa, seria 0,83 do salário das mulheres.⁵ Os atributos ocupacionais contribuiriam com mais 4,6%, mostrando que as mulheres estão em maior proporção do que os homens nas situações que contribuem positivamente para seu salário e em menor nas que diminuem seu salário. A passagem do tempo, que deve estar captando alguma mudança no ambiente econômico ou social do país, também favorece as mulheres. Por outro lado, os homens se beneficiam grandemente do fato de serem homens, principalmente se não estiverem na região Sudeste, nem no setor agrícola e não forem empregados ou trabalharem por conta própria. Em conjunto, esses atributos ocupacionais dobrariam o salário do homem em relação ao das mulheres. No entanto, a discriminação a favor das mulheres nesses atributos ocupacionais e no atributo individual reduz um pouco essa diferença, de modo que, em termos líquidos, o componente discriminação levaria a um salário dos homens 75% mais elevado do que o das mulheres.

É interessante notar ainda que, com exceção dos trabalhadores com carteira assinada, o sinal do componente associado aos atributos ocupacionais é igual ao da discriminação, mostrando que homens e mulheres tendem a se dirigir para os setores/posições em que são melhor remunerados.

Na coorte de 1962, o salário dos homens é 21% maior do que o das mulheres. Como na coorte de 1952, esse resultado não se deve ao fato de os homens serem mais qualificados, pois se fosse apenas pela educação, seus salários estariam 14,5% abaixo do das mulheres, o que é uma melhora de 2,5 pontos percentuais em relação à coorte anterior. Esse resultado se deve menos a um aumento na qualificação relativa dos homens do que a uma redução no coeficiente da educação nas regressões dos homens entre as duas coortes, como se pode ver no Apêndice A. O componente associado à discriminação dá um salário para os homens 82% superior ao das mulheres, novamente, devido à discriminação que ocorre fora da região Sudeste, nos setores não-agrícolas e entre os trabalhadores que não são nem empregados nem trabalhadores por conta própria. Ainda que continue bastante elevado, com respeito à coorte de 1952, observamos uma

5 Como a escolaridade média e o retorno a cada ano adicional de estudo são superiores para as mulheres, se avaliássemos o diferencial de escolaridade pelo retorno à educação das mulheres a diferença de salários associada a este atributo seria ainda mais favorável às mulheres.

redução considerável neste componente, de cerca de 20 pontos percentuais, em todos os atributos ocupacionais que favorecem os homens. A discriminação a favor das mulheres praticamente não se altera entre as duas coortes. Assim, a grande redução do diferencial salarial entre as coortes de 1952 e 1962 pode ser atribuída principalmente a uma redução na discriminação contra as mulheres associada a alguns atributos ocupacionais.

Tabela 2

Decomposição de Oaxaca: coorte 1962

	VARIAÇÃO PERCENTUAL		
	EXPLICADA	NÃO-EXPLICADA	TOTAL
Constante		0,729	0,729
Educação	-0,145	-0,049	-0,188
Com carteira assinada	-0,015	-0,027	-0,042
Sem carteira assinada	0,025	-0,030	-0,006
Conta própria	-0,013	-0,042	-0,054
Nordeste	-0,003	0,044	0,042
Sudeste	-0,001	-0,029	-0,030
Agricultura	-0,064	-0,007	-0,070
Indústria	0,007	0,010	0,017
Serviços	0,025	0,037	0,063
Anos	-0,004	-0,055	-0,059
Total	-0,183	0,479	0,209

5 - Conclusões

É surpreendente constatar que, se o diferencial de escolaridade da população tornou-se favorável às mulheres a partir das coortes nascidas em meados dos anos 50, entre os indivíduos ocupados, as mulheres sempre tiveram franca superioridade educacional em relação aos homens, desde quando os dados permitem observar. Portanto, o atributo produtivo dado pela escolaridade, de fato, “desexplica” o hiato salarial, e a tendência de redução desse hiato vem na contramão da tendência mais recente de convergência dos níveis de escolaridade de homens e mulheres ativos.

Para investigar essa redução do diferencial salarial acompanhamos duas coortes, com idades entre 25 e 35 anos: a coorte nascida em 1952, entre 1977 e 1987, e a nascida em 1962, entre 1987 e 1997, separando homens e mulheres.

Nesta análise, a dimensão idade confunde-se com a dimensão tempo, mas como nessa fase do ciclo de vida os diferenciais salariais são pequenos, optamos por interpretar a variável tempo, que estaria captando algum fenômeno mais geral do país.

A partir dos resultados dos determinantes salariais, considerando não apenas a escolaridade, mas também atributos ocupacionais, como setor de atividade, região e condição na ocupação, calculamos a decomposição de Oaxaca, que permite avaliar, no ponto médio das variáveis, o quanto da variação observada é justificada por diferenças de atributos e o quanto é apenas discriminação. Nas duas coortes, o diferencial salarial se deve a esse último componente: a discriminação contra as mulheres ocorre fora da região Sudeste, nos setores não-agrícolas e entre os que não são empregados e nem trabalham por conta própria. A decomposição de Oaxaca também permite inferir que a grande redução do diferencial, de 17 pontos percentuais, entre essas duas coortes se deveu basicamente à redução da discriminação contra a mulher.

Apêndice A

Regressões por sexo e coorte

HOMENS — COORTE DE 1952				MULHERES — COORTE DE 1952			
Ln SALÁRIO				Ln SALÁRIO			
	COEFICIENTE	t	MÉDIA		COEFICIENTE	t	MÉDIA
Constante	0,42917	310,99		Constante	-0,19275	-89,5647	
Educação	0,121167	1875,114	5,466309	Educação	0,128545	1260,962	6,973625
Com carteira	-0,22393	-257,25	0,459172	Com carteira	-0,06922	-57,2609	0,343895
Sem carteira	-0,42717	-413,27	0,176698	Sem carteira	-0,28674	-200,946	0,2071
Conta própria	-0,17181	-181,451	0,248079	Conta própria	-0,02539	-18,2917	0,216614
Nordeste	-0,18258	-259,052	0,23934	Nordeste	-0,44005	-399,449	0,24705
Sudeste	0,083917	139,9406	0,495909	Sudeste	0,092995	100,673	0,506001
Agri- cultura	-0,42056	-575,05	0,224615	Agri- cultura	-0,19413	-104,261	0,065156
Indústria	0,127937	186,6208	0,203478	Indústria	-0,03657	-27,8086	0,131334
Serviços	-0,12347	-135,74	0,087068	Serviços	-0,327	-281,975	0,302289
Ano 1978	0,034058	28,08185	0,08044	Ano 1978	0,079183	41,96704	0,080288
Ano 1979	-0,00267	-2,29941	0,096532	Ano 1979	0,005288	2,872033	0,089202
Ano 1981	0,011516	9,924792	0,098481	Ano 1981	0,042821	23,00515	0,091882
Ano 1982	0,03289	28,99242	0,109257	Ano 1982	0,071361	39,36271	0,105428
Ano 1983	-0,13442	-116,294	0,101155	Ano 1983	-0,06327	-34,5959	0,100749
Ano 1984	-0,14523	-126,02	0,101879	Ano 1984	-0,10492	-56,9455	0,097864
Ano 1985	-0,00819	-7,22042	0,110083	Ano 1985	-0,06937	-38,5685	0,111374
Ano 1986	0,388903	340,4599	0,107159	Ano 1986	0,336249	187,7151	0,114483
Ano 1987	0,054583	48,29016	0,112747	Ano 1987	0,136151	78,06416	0,130953
Ln salário			0,815055	Ln salário			0,447397
$R^2 = 0,5515$				$R^2 = 0,5817$			

(continua)

(continuação)

HOMENS — COORTE DE 1962				MULHERES — COORTE DE 1962			
Ln SALÁRIO				Ln SALÁRIO			
	COEFICIENTE	t	MÉDIA		COEFICIENTE	t	MÉDIA
Constante	0,282103	233,0351		Constante	-0,26518	-161,097	
Educação	0,108414	1636,483	6,60066	Educação	0,114719	1238,376	8,050005
Com carteira	-0,22539	-284,366	0,435986	Com carteira	-0,15097	-156,608	0,369752
Sem carteira	-0,4632	-491,293	0,177493	Sem carteira	-0,33064	-280,258	0,229966
Conta própria	-0,23482	-271,06	0,245781	Conta própria	-0,0121	-10,5531	0,19184
Nordeste	-0,31316	-460,412	0,241997	Nordeste	-0,49845	-540,218	0,23382
Sudeste	0,027505	47,48967	0,470559	Sudeste	0,087612	113,9571	0,494575
Agri-cultura	-0,45713	-622,985	0,186421	Agri-cultura	-0,29346	-161,434	0,042194
Indústria	0,114668	166,8366	0,19088	Indústria	0,039071	35,87347	0,127147
Serviços	-0,12853	-159,713	0,113054	Serviços	-0,24607	-262,701	0,305535
Ano 1988	-0,14217	-140,146	0,110482	Ano 1988	-0,13643	-98,421	0,103741
Ano 1989	-0,01389	-13,6866	0,110245	Ano 1989	-0,08615	-63,4086	0,112304
Ano 1990	-0,03774	-37,3329	0,112233	Ano 1990	0,011422	8,421836	0,113472
Ano 1992	-0,10523	-104,432	0,113821	Ano 1992	0,015017	11,00736	0,111336
Ano 1993	-0,06688	-65,1747	0,106137	Ano 1993	-0,02216	-15,928	0,102938
Ano 1995	0,178022	176,6706	0,114136	Ano 1995	0,259361	192,285	0,116787
Ano 1996	0,175662	170,6223	0,104823	Ano 1996	0,292713	215,0219	0,112458
Ano 1997	0,182143	179,1197	0,110395	Ano 1997	0,335339	248,2071	0,116334
Ln salário			0,637099	Ln salário			0,447397
$R^2 = 0,484$				$R^2 = 0,50$			

Apêndice B

Teste de Chaw para a estabilidade dos coeficientes

Para a coorte de 1952 $F = 78158,45$

Para a coorte de 1962 $F = 54846,10$

Bibliografia

- BAPTISTA, D. *Diferenciais de rendimento e discriminação por sexo no mercado de trabalho brasileiro, na década de noventa*. Departamento de Economia da UFMG, 1998 (Monografia de conclusão de curso de graduação).
- BARROS, R. P., MENDONÇA, R. Os determinantes da desigualdade no Brasil. *A Economia Brasileira em Perspectiva 1996*. Rio de Janeiro: IPEA, v. 2, 1996.
- BARROS, R. P., RAMOS, L., SANTOS, E. Gender differences in Brazilian labor markets. In: SCHULTZ, P. *Investment in women's capital*. Chicago: University of Chicago Press, Cap. 3, 1995.
- BIANCHI, S., SPAIN, D. *American women in transition*. New York: Russel Sage Fundation, 1986.
- BLAU, F., FERBER, M., WINKLER, A. *The economics of women, men and work*. Prentice Hall, Cap. 8, 1998.
- BORJAS, G. J. *Labor economics*. McGraw Hill, Caps. 2-3, 1996.
- CAMARGO, J. M., SERRANO, F. Os dois mercados: homens e mulheres na indústria brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 34, n. 4, out./dez. 1983.
- GOLDIN, C. *Understanding the gender gap: an economic history of American women*. New York: Oxford University Press, 1990.
- HILL, M. A., O'NEILL, J. E. Intercohort change in women's labor market status. *Research of Labor Economics*, v. 13, 1992.
- JACOBSEN, J. P. *The economics of gender*. Blackwell, Cap. 4, 1994.
- KASSOUF, A. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, abr./jun. 1998.
- MINCER, J., POLACHEK, S. Ramily Investments in human capital: earnings of women. *Journal of Political Economy*, v. 82, Mar. 1974, supplement.