

# Participação da Mulher no Mercado de Trabalho: Discriminação em Pernambuco e São Paulo\*

Ana Maria Holland Ometto\*\*

Rodolfo Hoffmann\*\*\*

Marcelo Corrêa Alves\*\*\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. As diferenças de qualificação, de inserção ocupacional e de remuneração; 3. A decomposição segundo os modelos tradicionais; 4. A decomposição considerando os componentes intra e interocupacionais; 5. A agregação das ocupações e as variáveis utilizadas; 6. A decomposição das diferenças entre os rendimentos de homens e mulheres; 7. Discriminação, desemprego e inflação; 8. Conclusões.

Palavras-chave: discriminação por gênero; discriminação ocupacional e intra-ocupacional.

Código JEL: J7.

Utilizando dados individuais das pesquisas nacionais por amostra de domicílios (PNADs), este artigo analisa a evolução, entre 1981 e 1990, da discriminação que penaliza a mão-de-obra feminina nos estados de São Paulo e de Pernambuco. Por meio do ajuste de logitos multinomiais, que objetivam estimar a distribuição ocupacional dos homens que compõem a amostra com base em um conjunto de características pessoais, e da substituição das características das mulheres da amostra nos logitos multinomiais estimados, simula-se a distribuição ocupacional que mulheres teriam se os critérios de contratação fossem iguais para os dois sexos. Equações de rendimento estimadas por sexo e categoria ocupacional, combinadas com a distribuição ocupacional simulada possibilitam identificar o impacto nas diferenças de rendimento por gênero para mulheres selecionadas ou remuneradas pelos critérios adotados para os homens. O modelo utilizado permite concluir que as diferenças de remuneração entre os gêneros em São Paulo decorrem da existência das duas formas de discriminação: a intra-ocupacional e a ocupacional. Já em Pernambuco, decorrem, basicamente, da discriminação intra-ocupacional.

This study analyses the evolution of female worker discrimination in the states of São Paulo and Pernambuco, for the period 1981-1990. The data set is provided by the National Household Sample Surveys (PNADs). Earning equations estimated by gender and occupational class, combined with the occupational distribution of the

---

\* Artigo recebido em jan. 1998 e aprovado em mar. 1999. Os autores agradecem aos dois pareceristas da Rbe pelas sugestões que permitiram aperfeiçoar o artigo.

\*\* Professora da Esalq/USP. E-mail: maometto@netyou.com.br.

\*\*\* Professor da IE/Unicamp e da Esalq/USP e bolsista do CNPq.

\*\*\*\* Analista de sistemas do Ciagri/USP.

working women simulated through multinomial logit models, allow the identification of the impact on the male-female earnings differentials of women selected or paid using the same criteria adopted for men. The model used allows the conclusion that the male-female earnings difference in São Paulo is the result of two kinds of discrimination: intra-occupational and inter-occupational. On the other hand, the earnings differentials in Pernambuco result, mainly, from intra-occupational discrimination.

## 1. Introdução

Apesar dos graves problemas conjunturais que afetaram a economia brasileira ao longo dos anos 80, provocando a virtual estagnação do PIB *per capita* no período, o processo de incorporação da mulher no mercado de trabalho não se interrompeu. Ao contrário, o crescimento substancial das taxas de atividade feminina, que passaram de 32,9% para 39,2% entre 1981 e 1990, resultou em uma elevação da proporção feminina da população economicamente ativa (PEA) de 31,3% para 35,5%.<sup>1</sup>

A despeito do aumento da proporção de mulheres na PEA, o diferencial de rendimento entre os gêneros vigente na nossa sociedade permanece elevado. A tabela 1 mostra a evolução dos rendimentos reais do trabalho de homens e mulheres ocupados na economia brasileira, no período compreendido entre 1981 e 1990. Nota-se que na primeira metade dessa década a remuneração das mulheres se mantém ao redor de 50% da dos homens. A partir de então, o rendimento real feminino cresce proporcionalmente mais do que o masculino (1986) ou cai menos (1987, 1988 e 1990), de forma que, ao final do período, a remuneração das mulheres é 57,6% da dos homens.

Em linhas gerais, a desigualdade de salários pode ser decorrente de dois fatores: o primeiro, ligado à heterogeneidade dos trabalhadores com respeito a seus atributos produtivos; o segundo, ao fato de trabalhadores com idêntica qualificação serem remunerados de forma distinta, seja porque são discriminados – ou, em outros termos, diferenciados com base em atributos não-produtivos –, seja porque o mercado de trabalho é segmentado – caso em que os postos de trabalho valorizam os atributos do trabalhador de forma diferente (Reis & Barros, 1991).

---

<sup>1</sup> Conforme dados da PNAD de 1981 e do Anuário estatístico do Brasil, 1992.

Tabela 1  
Rendimento médio mensal real de todos os trabalhos das pessoas ocupadas, segundo o sexo (Brasil, 1981-90)<sup>1</sup>

Sexo	Rendimento Médio Mensal Real <sup>2</sup> de Todos os Trabalhos das Pessoas Ocupadas								
	1981	1983	1984	1985 <sup>3</sup>	1986	1987 <sup>3</sup>	1988 <sup>3</sup>	1989	1990
Total <sup>4</sup>	739	635	630	731	1.042	792	786	928	757
Homens <sup>4</sup>	874	765	753	876	1.245	944	938	1.112	892
Mulheres <sup>4</sup>	443	372	381	441	642	504	502	591	514
Mulheres/Homens <sup>4</sup>	50,7	48,6	50,6	50,3	51,6	53,4	53,5	53,1	57,6

Fonte: IBGE (1990b, tabela 6.18, e 1991, tabela 6.20). <sup>1</sup>Exclui-se o rendimento da população da área rural da Região Norte. <sup>2</sup>Inflacionado pelo INPC com base em setembro de 1989. <sup>3</sup>Valores revisados. <sup>4</sup>Valores em NCz\$.

Diz-se que as mulheres são discriminadas no mercado de trabalho quando, apesar de igualmente qualificadas, recebem salários menores porque têm acesso apenas às ocupações mais mal remuneradas e/ou recebem pagamento inferior no desempenho da mesma função. No primeiro caso, a discriminação é ocupacional (ou interocupacional), decorrente de uma segmentação do mercado de trabalho na qual o sexo se torna uma variável de triagem. O segundo compreende a discriminação salarial (ou intra-ocupacional) propriamente dita.

O debate sobre a segmentação no mercado de trabalho na economia brasileira evoluiu significativamente nos últimos anos, com a contribuição de uma série de trabalhos de natureza empírica que apontam para a existência de diferenciais apreciáveis de salários entre trabalhadores homogêneos quanto à qualificação, lotados em postos de trabalho distintos.<sup>2</sup>

Todavia, a produção intelectual voltada à análise da discriminação contra mulheres no mercado de trabalho no Brasil é surpreendentemente pequena, apesar das fortes evidências empíricas de tal discriminação.

Neste sentido, os dados fornecidos pela relação anual de informações sociais (Rais) para a década de 80 mostram que as brasileiras alocadas em empresas com mais de cinco empregados auferem salários menores do que os homens em quase todos os setores nos quais estão inseridas, embora tenham, em média, maior tempo de serviço com o atual empregador e maior nível de escolaridade. Da mesma forma, as informações contidas nas PNADs desse período permitem

<sup>2</sup> Reis & Barros (1991) apresentam uma revisão sumária desses trabalhos.

verificar a prevalência de salários substancialmente menores para a mão-de-obra feminina, a despeito de sua maior escolaridade.

As pesquisas voltadas à análise da discriminação contra mulheres no mercado de trabalho brasileiro têm, usualmente, mencionado a vigência de barreiras ocupacionais no mercado, apontando para a sua segregação nas ocupações de menor prestígio, para o menor acesso aos cargos de chefia e de supervisão e menor tradição sindical das atividades nas quais se concentram.<sup>3</sup>

Entretanto, dado o cunho sociológico ou antropológico da maioria dos trabalhos preocupados com esse tema, as diferenças observadas na estrutura ocupacional e nos salários médios por ocupação têm sido encaradas como resultantes da discriminação, sem maiores preocupações com os aspectos quantitativos.

A rigor, são raras as pesquisas que se utilizam de ferramental econométrico para analisar de forma mais sistemática a discriminação contra a mão-de-obra feminina vigente na economia brasileira.<sup>4</sup>

No âmbito internacional, o interesse nesse tema se ampliou a partir da década de 70, gerando um numeroso conjunto de pesquisas empíricas que procuram mensurar a discriminação quantificando o diferencial de pagamento entre homens e mulheres com produtividade equivalente.

Genericamente, essas pesquisas podem ser agrupadas em categorias que refletem o embate teórico centrado no tema. A primeira, claramente hegemônica em termos do número de publicações, abrange os trabalhos que enfocam a discriminação através do paradigma do capital humano.<sup>5</sup> Como regra geral, os trabalhos deste grupo procuram, através do ajuste de equações de rendimento, decompor a diferença entre os salários médios de homens e mulheres na parcela que resulta de eventuais diferenças de seus atributos produtivos, sendo usualmente considerados como tais os níveis de escolaridade e experiência, e na que reflete a discriminação. A segunda categoria, vinculada aos modelos de segmentação do mercado de trabalho, privilegia a vigência de barreiras ocu-

---

<sup>3</sup> Conferir *Gitahy et alii* (1981), *Paiva* (1980), *Lewin* (1980) e *Bruschini* (1985), entre outros.

<sup>4</sup> Entre as publicações relativamente recentes que se utilizam de dados brasileiros, pode-se citar os trabalhos de *Camargo & Serrano* (1983) e o de *Barros, Ramos & Santos* (1992).

<sup>5</sup> Segundo *Jenkins* (1994) existem virtualmente centenas de trabalhos empíricos embasados nesse referencial teórico. Os pioneiros foram *Blinder* (1973) e *Oaxaca* (1973a, 1973b). *Polachek* (1976 e 1979), *Corcoran & Duncan* (1979), *Mincer & Ofek* (1982), e mais recentemente, *Carlson & Swartz* (1988) e *Wright & Ermisch* (1991), entre outros, utilizam esse mesmo referencial teórico.

pacionais nesse mercado, enfatizando o papel das diferenças observadas nas estruturas ocupacionais masculina e feminina nos diferenciais de salário entre os sexos.<sup>6</sup>

Este artigo, seguindo metodologia proposta por Brown et alii (1980), pretende, de certa forma, incorporar elementos dessas duas vertentes numa análise empírica. Através do ajuste de equações de rendimento por categoria ocupacional, conjugado à utilização do modelo logito multinomial para estimar a distribuição ocupacional que vigoraria na ausência de discriminação, objetiva comparar a importância relativa da discriminação salarial e da ocupacional nos estados de São Paulo e Pernambuco.<sup>7</sup> Utilizando as informações individuais das PNADs de 1981 a 1990, exceto as de 1982 e 1986,<sup>8</sup> procura, ainda, identificar a tendência dessas duas formas de discriminação e a relação entre as suas flutuações e os índices de desemprego e de inflação que vigoraram na economia brasileira nesse período.

A análise abrange as pessoas ocupadas com 10 ou mais anos de idade, estratificadas segundo o sexo, que se posicionam na ocupação principal como assalariados, empregadores ou autônomos e na família como chefes, cônjuges, filhos e outros parentes.<sup>9</sup> Os rendimentos por hora obtidos na ocupação principal e a estrutura ocupacional dos homens e mulheres selecionados constituem o objeto de análise.<sup>10</sup>

A restrição à análise da ocupação principal decorre da falta de informações sobre as demais, para as quais os dados limitam-se a relatar o rendimento

---

<sup>6</sup> Nesta tradição encontram-se, entre outros, os trabalhos de Sanborn (1964), Zelner (1972), Weisskoff (1972), Bergmann (1974), Blau (1977), Blau & Hendricks (1979), England (1982), Beller (1982 e 1985), Camargo & Serrano (1983), Blau & Beller (1988), Fields & Wolff (1991) e Ometto et alii (1997).

<sup>7</sup> A escolha de São Paulo e de Pernambuco objetiva permitir uma comparação regional envolvendo estados com grande contingente populacional e bastante díspares em termos dos índices de distribuição de renda e dos níveis de desenvolvimento econômico vigentes.

<sup>8</sup> As informações foram obtidas no setor de processamento de dados do Instituto de Economia da Universidade de Campinas (Unicamp). Optou-se pela exclusão de 1982 por se considerar que a diferença no procedimento adotado na coleta de dados (12 semanas de referência em vez de uma, como nos demais anos) poderia prejudicar as comparações intertemporais dos resultados. O ano de 1986, por sua vez, foi excluído porque o número (expandido pelos fatores de ponderação) de pessoas economicamente ativas, obtido por meio dos dados fornecidos pela Unicamp, não coincide com os publicados nos relatórios da PNAD/IBGE.

<sup>9</sup> Portanto, não estão incluídos os trabalhadores familiares não-remunerados e as pessoas classificadas como agregados e pensionistas, além dos empregados domésticos e seus familiares, quando residem no domicílio do empregador.

<sup>10</sup> O trabalho utiliza as informações referentes à ocupação principal classificada pelo IBGE em três dígitos.

mensal e horas trabalhadas, sem especificar a qual ou quais ocupações se referem.<sup>11</sup> E como a jornada de trabalho remunerada da mão-de-obra feminina é, em média, menor do que a masculina, optou-se por considerar os rendimentos por hora trabalhada para evitar a obtenção de medidas tendenciosas de discriminação.

O trabalho está organizado da seguinte maneira: a próxima seção, visando estabelecer algumas evidências empíricas que apontam para a existência de discriminação contra a mão-de-obra feminina nesses dois estados, descreve as diferenças entre os gêneros no tocante ao conjunto de características pessoais consideradas explicativas dos rendimentos e apresenta a evolução da distribuição percentual dos gêneros por categoria ocupacional e dos rendimentos dos trabalhadores nessas categorias.

Objetivando mostrar as principais diferenças entre a metodologia adotada neste artigo e os modelos tradicionais, que não permitem a identificação dos componentes intra e interocupacionais, a seção 3 apresenta uma breve descrição dos modelos tradicionais. Na seção subsequente, descreve-se o modelo estatístico utilizado no presente trabalho.

Na seção 5 define-se o procedimento utilizado para a agregação das ocupações e as variáveis utilizadas nas equações de rendimento e nos logitos multinomiais estimados.

A seção 6 contém os resultados da decomposição efetuada, permitindo comparar, ano a ano, a magnitude relativa da discriminação intra e interocupacional.

A tendência dessas duas discriminações e a relação entre as suas flutuações e os índices de desemprego e de inflação que vigoraram na economia brasileira nesse período são identificadas na seção 7.

Por fim, a seção 8 contém as principais conclusões do trabalho.

## 2. As Diferenças de Qualificação, de Inserção Ocupacional e de Remuneração

O conjunto de informações apresentadas a seguir objetiva permitir a análise das diferenças entre os homens e mulheres da amostra no tocante

---

<sup>11</sup> Esta limitação não é particularmente relevante, visto que, segundo dados publicados das PNADs dos anos 90, os rendimentos auferidos pela PEA na ocupação principal correspondem a cerca de 96% dos rendimentos auferidos em todos os trabalhos.

ao conjunto de características pessoais usualmente consideradas explicativas dos rendimentos e da alocação dos indivíduos no mercado de trabalho. Por economia de espaço, se apresentam apenas as informações referentes aos anos inicial e final do período em questão.<sup>12</sup>

As tabelas 2 e 4 mostram que tanto em São Paulo quanto em Pernambuco a PEA ocupada feminina tem, em média, escolaridade substancialmente mais elevada e maior concentração na zona urbana, o que, teoricamente, deveria contribuir para o rendimento feminino ser maior do que o masculino. Por outro lado, a mão-de-obra feminina tem, em média, menor idade (tabela 3) e menor participação na posição de empregador (tabela 5), o que deveria ter efeito oposto. Além disso, apenas em São Paulo o percentual de trabalhadoras que não têm carteira de trabalho assinada é significativamente maior do que o dos trabalhadores, conforme informações da tabela 5.

As evidências empíricas analisadas mostram, também, que o diferencial entre homens e mulheres no tocante às características consideradas tende, em geral, a beneficiar mais (ou prejudicar menos, conforme o aspecto analisado) a pernambucana do que a paulista. Nota-se também que, nos dois estados, o aprimoramento de alguns indicadores de qualidade, tais como a escolaridade e a idade, entre o início e o final do período, é mais acentuado para parcela feminina da PEA.

Em resumo, as diferenças entre os gêneros no tocante aos elementos usualmente considerados como determinantes dos rendimentos são, em geral, de pequeno porte e tendem a gerar efeitos compensatórios nas diferenças entre a remuneração de homens e mulheres. Apesar disso, a remuneração feminina por hora trabalhada na ocupação principal ( $\overline{RF}$ ) nesses dois estados é substancialmente menor do que a masculina ( $\overline{RM}$ ), conforme mostra a tabela 8.

Com o objetivo de identificar a existência de segregação ocupacional por gênero, as ocupações, classificadas pelo IBGE em três dígitos, foram agregadas em cinco categorias, conforme sua composição por sexo. Tais categorias abrangem as ocupações que têm percentuais de homens de 0 a menos de 20, de 20 a menos de 40, de 40 a menos de 60, de 60 a menos de 80 e de 80 a 100, denominadas por ocupações das classes 1, 2, 3, 4, e 5, respectivamente.<sup>13</sup>

---

<sup>12</sup> As informações referentes aos demais anos, assim como as estratificadas por classe ocupacional, podem ser consultadas no capítulo 5 e apêndice H, respectivamente, de Ometto (1997).

<sup>13</sup> Deve-se notar que esse procedimento implica que o conjunto de ocupações em cada categoria ou classe ocupacional seja redefinido ano a ano. Assim, uma ocupação pode em um ano qualquer pertencer a uma classe e, em outro ano, a outra.

Tabela 2  
Distribuição percentual de homens e mulheres da PEA ocupada<sup>1</sup> por  
níveis de escolaridade (São Paulo e Pernambuco, 1981 e 1990)

Sexo e Níveis de Escolaridade	São Paulo		Pernambuco	
	1981	1990	1981	1990
Homens	100,00	100,00	100,00	100,00
Sem Instrução	9,45	6,36	41,76	30,53
Primário incompleto	20,74	15,34	23,80	22,09
Primário completo	27,59	22,81	12,13	12,96
Ginásio incompleto	12,52	16,32	7,94	14,32
Ginásio completo	8,44	10,33	3,82	5,05
Colegial <sup>2</sup>	11,90	16,83	6,75	9,63
Superior <sup>3</sup>	9,36	12,01	3,81	5,42
Mulheres	100,00	100,00	100,00	100,00
Sem Instrução	9,35	5,65	30,10	17,68
Primário incompleto	15,99	12,02	17,86	17,02
Primário completo	22,74	17,63	12,29	13,20
Ginásio incompleto	12,88	15,17	10,06	13,45
Ginásio completo	8,50	10,60	5,35	4,92
Colegial <sup>2</sup>	17,41	21,82	15,48	20,96
Superior <sup>3</sup>	13,12	17,12	8,87	12,77

<sup>1</sup>Inclui apenas as pessoas para as quais os atributos de interesse estão claramente identificados. <sup>2</sup>O nível colegial corresponde a nove, 10 ou 11 anos de escolaridade. <sup>3</sup>O nível superior corresponde a 12 ou mais anos de escolaridade.

A evolução da distribuição percentual dos homens e mulheres de São Paulo e Pernambuco nas cinco categorias ocupacionais consideradas<sup>14</sup> está descrita nas tabelas 6 e 7, respectivamente.

Verifica-se que homens e mulheres estão segregados em ocupações distintas, pois, enquanto menos de 4% dos trabalhadores do sexo masculino nesses dois estados estão em ocupações das categorias 1 e 2 (ou seja, em ocupações nas quais o percentual de mulheres é superior a 60%), cerca de 60% da mão-de-

<sup>14</sup>O número de observações em cada categoria e a estimativa da população nas mesmas, obtida através dos fatores de expansão fornecidos pelo IBGE, encontram-se documentados no apêndice E de Ometto (1997).



obra masculina paulista e mais de 70% da pernambucana estão em ocupações que contêm menos de 20% de mulheres. Por outro lado, quase 50% das trabalhadoras paulistas e mais de 50% das pernambucanas estão em ocupações que contêm menos de 20% de homens.<sup>15</sup>

Tabela 3  
Distribuição percentual de homens e mulheres da PEA ocupada\* por faixa de idade (São Paulo e Pernambuco, 1981 e 1990)

Sexo e Níveis de Idade	São Paulo		Pernambuco	
	1981	1990	1981	1990
Homens	100,00	100,00	100,00	100,00
10 a 14 anos	2,07	1,85	4,45	3,83
15 a 17 anos	5,88	5,32	6,07	7,06
18 a 19 anos	5,03	4,37	5,13	4,87
20 a 24 anos	14,81	13,53	13,32	13,88
25 a 29 anos	15,97	13,87	11,60	12,49
30 a 39 anos	24,83	28,23	22,59	22,57
40 a 49 anos	17,35	18,37	16,35	16,24
50 anos ou mais	14,07	14,47	20,49	19,06
Mulheres	100,00	100,00	100,00	100,00
10 a 14 anos	3,60	2,13	4,22	3,09
15 a 17 anos	10,07	7,04	7,62	5,64
18 a 19 anos	7,84	6,68	5,76	5,75
20 a 24 anos	19,39	16,85	13,84	13,91
25 a 29 anos	15,71	16,22	14,05	15,98
30 a 39 anos	21,93	27,51	24,11	26,67
40 a 49 anos	13,02	14,74	17,39	16,87
50 anos ou mais	8,43	8,84	13,02	12,09

\* Inclui apenas as pessoas para as quais os atributos de interesse estão claramente identificados.

<sup>15</sup> A segregação ocupacional pode ser quantificada através de índices apropriados. Ometto et alii (1997), trabalhando com esses mesmos dados, verificaram, através de cálculo do índice de dissimilaridade (D) de Duncan & Duncan (1955), que a segregação nesses Estados brasileiros é realmente elevada, pois os valores de D obtidos "indicam que 58% a 65% da força-de-trabalho feminina (ou masculina) deveria ser realocada para eliminar sua super-representação em determinadas ocupações e sua sub-representação em outras" (Ometto et alii, 1997:407).

Tabela 4

Distribuição percentual de homens e mulheres da PEA ocupada\* que têm domicílio na área urbana (São Paulo e Pernambuco, 1981 e 1990)

Ano	São Paulo		Pernambuco	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
1981	90,21	94,52	72,33	84,76
1990	88,54	92,27	76,03	84,29

\* Inclui apenas as pessoas para as quais os atributos de interesse estão claramente identificados.

Tabela 5

Distribuição percentual de homens e mulheres da PEA ocupada\* segundo a posição na ocupação (São Paulo e Pernambuco, 1981 e 1990)

Sexo e Posição na Ocupação	São Paulo		Pernambuco	
	1981	1990	1981	1990
Homens	100,00	100,00	100,00	100,00
Assalariados com carteira assinada	57,06	57,48	32,30	32,06
Assalariados sem carteira assinada	18,51	16,30	32,14	32,31
Autônomos	18,11	19,01	31,46	30,39
Empregadores	6,31	7,21	4,09	5,24
Mulheres	100,00	100,00	100,00	100,00
Assalariadas com carteira assinada	50,04	51,43	32,39	32,69
Assalariadas sem carteira assinada	32,27	28,62	34,27	35,77
Autônomas	16,28	16,86	32,24	29,86
Empregadoras	1,41	3,09	1,10	1,69

\* Inclui apenas as pessoas cujos atributos de interesse estão claramente identificados.

Se as ocupações femininas fossem diferentes das masculinas mas não mais mal remuneradas, a segregação ocupacional não constituiria um problema a ser resolvido para reduzir as profundas desigualdades que caracterizam nossa sociedade. Entretanto, quando ocupações masculinas possibilitam a obtenção de rendimentos substancialmente maiores, a igualdade da distribuição ocupacional por gênero se torna uma das bandeiras empunhadas pelos movimentos sociais que almejam uma sociedade mais igualitária.

Tabela 6  
Distribuição percentual da PEA ocupada\* por classe de percentual de  
homens na ocupação (São Paulo, 1981-90)

Ano/Sexo	Classe				
	1	2	3	4	5
Homens					
1981	1,44	1,35	11,01	20,79	65,41
1983	1,75	1,47	10,73	26,07	59,98
1984	1,76	1,96	13,22	21,48	61,57
1985	2,07	1,60	11,92	15,30	69,10
1987	1,73	1,70	11,13	28,40	57,04
1988	1,95	0,71	15,90	25,00	56,43
1989	1,99	2,18	15,40	26,70	53,73
1990	2,08	1,62	15,21	24,82	56,27
Mulheres					
1981	48,15	7,99	20,22	15,95	7,69
1983	49,07	7,13	20,68	17,75	5,37
1984	49,40	8,91	22,71	13,22	5,76
1985	48,70	7,70	20,38	12,82	10,40
1987	45,55	6,93	21,21	21,44	4,87
1988	46,83	3,70	28,79	16,37	4,31
1989	43,23	9,39	27,66	15,75	3,97
1990	44,82	7,15	25,87	16,80	5,35

\* Inclui apenas as pessoas para as quais os atributos de interesse estão claramente identificados.

Assim, verificada a existência de segregação ocupacional por gênero em São Paulo e em Pernambuco, é importante investigar sua vinculação com as diferenças entre os rendimentos dos sexos que prevalecem nessas regiões, ou, em outros termos, verificar se as ocupações femininas são apenas diferentes das masculinas ou se, em vez disso, são mais mal remuneradas.

Denominando  $\overline{RF}_5$  o rendimento médio por hora trabalhada na ocupação principal auferido pelas mulheres que se inserem em ocupações da classe 5 (que contém mais de 80% de homens),  $\overline{RF}_0$  o rendimento das mulheres que se encontram nas demais ocupações e  $\overline{RF}$  e  $\overline{RM}$ , respectivamente, o de todos os trabalhadores do sexo feminino e do sexo masculino, obtém-se, ano a ano e para os dois estados, as relações  $\frac{\overline{RF}_5}{\overline{RF}_0}$ ,  $\frac{\overline{RF}_5}{\overline{RM}}$ ,  $\frac{\overline{RF}}{\overline{RM}}$  apresentadas na tabela 8.

Tabela 7  
Distribuição percentual da PEA ocupada\* por classe de percentual de  
homens na ocupação (Pernambuco, 1981-90)

Ano/Sexo	Classe				
	1	2	3	4	5
<b>Homens</b>					
1981	1,00	0,71	4,87	14,19	79,23
1983	1,42	0,65	5,36	18,30	74,27
1984	1,20	0,64	5,58	13,78	78,80
1985	1,58	0,87	6,96	14,94	75,65
1987	1,50	1,22	3,69	19,26	74,32
1988	1,84	1,43	6,79	15,31	74,64
1989	1,12	1,77	5,63	18,06	73,42
1990	1,63	2,22	5,93	19,99	70,23
<b>Mulheres</b>					
1981	49,02	4,27	10,27	15,45	20,99
1983	51,08	2,67	11,80	16,61	17,83
1984	49,04	3,65	11,93	13,86	21,52
1985	49,66	4,39	12,99	13,99	18,97
1987	54,60	5,20	7,41	18,03	14,76
1988	52,08	7,28	12,19	13,57	14,88
1989	50,25	7,64	10,89	15,67	15,55
1990	54,39	9,44	10,68	16,33	9,16

\*Inclui apenas as pessoas para as quais os atributos de interesse estão claramente identificados.

Tabela 8  
Evolução dos rendimentos relativos, em % (São Paulo e Pernambuco,  
1981-90)

Ano	São Paulo			Pernambuco		
	$\frac{RF_5}{RF_0}$	$\frac{RF_5}{RM}$	$\frac{RF}{RM}$	$\frac{RF_5}{RF_0}$	$\frac{RF_5}{RM}$	$\frac{RF}{RM}$
1981	194,00	109,00	60,07	71,11	53,01	70,02
1983	193,00	107,00	58,22	82,51	61,30	71,99
1984	235,00	131,00	60,35	83,05	72,60	84,21
1985	139,00	83,74	62,60	58,42	46,22	72,88
1987	203,71	125,07	64,49	63,97	47,36	70,11
1988	171,43	103,89	62,47	100,75	76,50	76,00
1989	191,41	119,30	64,59	77,96	51,38	63,65
1990	184,74	126,38	71,49	66,21	56,34	82,50

Em ambos os estados a remuneração feminina por hora trabalhada na ocupação principal é substancialmente menor do que a masculina. Verifica-se, também, que embora em São Paulo essa relação seja mais estável, os diferenciais de rendimento por sexo são proporcionalmente menores em Pernambuco.

As diferenças entre os estados são muito mais nítidas quando se analisam os rendimentos das mulheres segundo a composição por sexo das ocupações. Neste sentido, a trabalhadora paulista que se insere em ocupação da classe 5 auferir remuneração significativamente maior do que as demais, com o diferencial de rendimento entre as mulheres dessas duas categorias oscilando, nesse período, entre 39,00% e 135,00%. Em quase todos os anos, inclusive, a mulher inserida em ocupação da classe 5 apresenta, em média, rendimento superior ou equivalente ao dos homens amostrados. Já em Pernambuco, as mulheres alocadas em ocupação dessa classe são, em geral, mais mal remuneradas do que as demais. Em consequência, o fato de a pernambucana estar em ocupação claramente masculina não lhe garante qualquer melhoria na sua relação com os rendimentos dos pernambucanos.

Com o objetivo de investigar as razões que levam ao comportamento diferenciado desses rendimentos relativos em São Paulo e Pernambuco, procura-se identificar as principais ocupações da classe 5 em termos da absorção da mão-de-obra feminina nesses estados. As tabelas 9 e 10 especificam para São Paulo e Pernambuco, respectivamente, quais são essas ocupações e o percentual de mulheres que absorvem em relação ao total de mulheres incorporado na classe. Para facilitar a análise as informações se restringem ao ano de 1990.

Tabela 9  
Principais ocupações da classe 5 quanto à absorção  
da mão-de-obra feminina (São Paulo, 1990)

Ocupação	número	% das trabalhadoras da classe 5
Proprietárias	42.332	18,22
Pracistas e viajantes	18.499	7,96
Administradoras da indústria de transformação	17.479	7,52
Expedidoras	9.486	4,08
Marceneiras	9.125	3,93
Representantes comerciais	9.012	3,88
Total nessas ocupações	105.933	45,59
Total de mulheres na classe	232.352	100,00

Tabela 10  
Principais ocupações da classe 5 quanto à absorção  
da mão-de-obra feminina (Pernambuco, 1990)

Ocupação	número	% das trabalhadoras da classe 5
Trabalhadoras da agropecuária	31.677	46,97
Produtora agropecuária autônoma	18.114	25,86
Total nessas ocupações	49.791	73,83
Total de mulheres na classe	67.446	100,00

A estrutura ocupacional das trabalhadoras paulistas na classe 5 mostra-se mais heterogênea do que a apresentada pelas pernambucanas. Neste sentido, as cinco principais ocupações absorvem 46% das trabalhadoras paulistas desta classe, enquanto em Pernambuco esse mesmo percentual de trabalhadoras está em uma única ocupação – a de trabalhadora da agropecuária. Observa-se ainda que, enquanto em Pernambuco quase 3/4 das trabalhadoras (73,83%) dessa classe ocupacional estão concentradas no trabalho agropecuário, como empregadas ou autônomas, em São Paulo grande parte das trabalhadoras que em 1990 ingressaram em ocupação tipicamente masculina o fez, não porque venceu as barreiras do mercado de trabalho e foi selecionada para aquela posição, mas porque detinha a propriedade da empresa.<sup>16</sup>

Essas diferenças de inserção ocupacional e correlatas diferenças de remuneração por estado sugerem que esforços no sentido de se aumentar a participação feminina nas ocupações tradicionalmente masculinas podem resultar em crescimento do salário feminino médio em São Paulo, mas não necessariamente em Pernambuco, o que mostra que mesmo quando se enfocam apenas dois estados brasileiros não se pode adotar uma política uniforme para superar as desigualdades de rendimentos entre os gêneros.

<sup>16</sup> Os dados contidos nas tabelas que compõem o apêndice C de Ometto (1997) permitem verificar que esta situação não reflete uma especificidade do ano considerado, mas tem caráter geral. Em todos os anos considerados as trabalhadoras pernambucanas de classe 5 estão concentradas nas ocupações da agropecuária, como empregadas ou como autônomas, enquanto as paulistas apresentam-se distribuídas por um elenco mais diversificado de ocupações, como empresárias (da indústria de transformação, do comércio, outras proprietárias, etc.) ou administradoras (o que pode significar que detêm também participação acionária na empresa), além de apresentar participação secundária em ocupações que são redutos masculinos tradicionais, tais como as de contador, almoxarife, ajustador/montador e expedidor, entre outras.

Todavia, é importante ter em mente que é impossível concluir, *a priori*, que o maior rendimento médio das paulistas posicionadas em ocupações masculinas esteja associado à discriminação ocupacional. Da mesma forma, não se pode afirmar que o diferencial de remuneração por sexo em Pernambuco decorra da discriminação intra-ocupacional. Para se isolar o componente discriminatório das diferenças de rendimentos é necessário adotar procedimento metodológico que leve em consideração as diferenças de qualificação.

### 3. A Decomposição Segundo os Modelos Tradicionais

Os primeiros trabalhos empíricos sobre discriminação procuravam detectar se homens (ou brancos) eram mais bem remunerados do que mulheres (ou negros) igualmente produtivas, considerando uma equação de rendimentos na qual os salários ( $w_j$ ) eram uma função linear de  $k$  variáveis associadas à produtividade da mão-de-obra ( $X_l$ , com  $l = 1, \dots, k$ ) e de uma variável binária para o sexo ( $Z$ , com  $Z = 1$  para homens e  $Z = 0$  para mulheres), conforme a seguinte expressão:

$$w_j = \alpha + \gamma Z_j + \sum_{l=1}^k \beta_l X_{lj} + u_j \quad (j = 1, \dots, N) \quad (1)$$

ou ainda, na representação matricial,

$$\mathbf{w} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \gamma\mathbf{z} + \mathbf{u} \quad (2)$$

onde  $\mathbf{u}$  é um vetor de erros aleatórios que obedecem às pressuposições estatísticas usuais.

Percebe-se, pelas expressões (1) e (2), que se  $\gamma$  for maior do que zero se configura a situação na qual as mulheres são discriminadas.<sup>17</sup>

A observação de que os impactos nos salários provocados por alterações na escolaridade e na idade eram menores para as mulheres do que para os homens, ou, em outros termos, de que outros coeficientes além do intercepto

---

<sup>17</sup> Com o objetivo específico de analisar a discriminação, esta abordagem é adotada, entre outros, por Oaxaca (1973a) e Bloom & Killingsworth (1982). Alguns trabalhos nacionais recentes sobre distribuição de renda têm ajustado equações de rendimento semelhantes. Conferir Hoffmann (1993, 1994a, 1994b) e Corrêa (1996), entre outros.

deveriam também captar informações sobre a discriminação,<sup>18</sup> levou diferentes autores a propor o ajuste das equações por sexo, conforme as expressões (3) e (4), nas quais o sobrescrito  $m$  se refere aos homens e o  $f$  às mulheres.

$$\mathbf{w}^m = \mathbf{X}^m \boldsymbol{\beta}^m + \mathbf{u}^m \quad (3)$$

e

$$\mathbf{w}^f = \mathbf{X}^f \boldsymbol{\beta}^f + \mathbf{u}^f \quad (4)$$

cujas estimativas são:

$$\hat{\mathbf{w}}^m = \mathbf{X}^m \mathbf{b}^m \quad (5)$$

$$\hat{\mathbf{w}}^f = \mathbf{X}^f \mathbf{b}^f \quad (6)$$

O acento circunflexo indica os valores estimados dos salários dos homens e mulheres. Cabe lembrar que para toda equação de regressão com um intercepto o valor médio da variável estimada é igual ao da média da variável observada, ( $\bar{w}^m$  ou  $\bar{w}^f$ ). Além disso, esse valor pode ser obtido da equação de regressão quando é utilizado o valor médio de todas as variáveis explanatórias.

Conforme notado por Blinder (1973) e Oaxaca (1973a), a diferença entre a remuneração dos homens e das mulheres, quando a equação de regressão tem um termo constante, pode ser decomposta através da seguinte expressão:

$$\bar{w}^m - \bar{w}^f = (\bar{\mathbf{x}}^m - \bar{\mathbf{x}}^f) \mathbf{b}^m + \bar{\mathbf{x}}^f (\mathbf{b}^m - \mathbf{b}^f) \quad (7)$$

(Q)
(D)

na qual o primeiro termo do segundo membro (Q) é um escalar, produto de dois vetores, o primeiro com dimensões  $1 \times (k + 1)$  e o segundo  $(k + 1) \times 1$ , e representa a parcela da desigualdade que é explicada pelas diferenças das médias de qualificação da mão-de-obra. O segundo termo do segundo membro (D) é também um escalar, resultante do produto de dois vetores, e quantifica o diferencial de remuneração que decorre da discriminação, ou seja, do fato de

---

<sup>18</sup> Deve-se notar que os trabalhos que tentam quantificar a discriminação através de variável binária para o sexo, ou mesmo para o sexo e composição por sexo da ocupação na qual o indivíduo se insere (como o de Blau & Beller, 1988 e o de Ometto et alii, 1997), não conseguem detectar as diferenças de rendimento entre homens e mulheres que decorrem de um crescimento diferenciado por sexo da remuneração a alterações nas variáveis consideradas (por exemplo, a escolaridade ou idade). Portanto, os resultados obtidos nesses trabalhos podem subestimar a discriminação contra a mão-de-obra feminina vigente no mercado de trabalho.



que as variáveis referentes à qualificação tomadas em seus pontos médios se associam ao rendimento através de coeficientes<sup>19</sup> que diferem segundo o sexo.

Inúmeros trabalhos foram realizados nos anos subseqüentes visando detectar a ocorrência de discriminação no mercado de trabalho, principalmente em economias capitalistas desenvolvidas. Apesar das contribuições que trouxeram no sentido de aprimorar a análise da qualificação da mão-de-obra através da construção de indicadores cada vez mais elaborados e que abrangiam um elenco mais completo de variáveis associadas aos rendimentos, no tocante à consideração da categoria ocupacional as análises foram, de modo geral, omissas ou inadequadas.

Neste sentido, ou os modelos desconsideravam as informações sobre a ocupação, omitindo o óbvio relacionamento entre esta e o rendimento, ou a incorporavam de forma inadequada,<sup>20</sup> ignorando os aspectos discriminatórios das diferenças na estrutura ocupacional de homens e mulheres.

#### 4. A Decomposição Considerando os Componentes Intra e Interocupacionais

A metodologia proposta por Brown et alii (1980) permite considerar as diferenças das estruturas ocupacionais masculina e feminina sem introduzir na análise o viés decorrente de ignorar-se a natureza potencialmente discriminatória dessas diferenças, através do artifício de ajustar equações de rendimento por sexo e por categoria ocupacional.<sup>21</sup>

Considerando que o subscrito  $i$  se refere à categoria ocupacional,  $p_i^m$  e  $p_i^f$  às proporções de homens e mulheres, respectivamente, em cada ocupação e  $\bar{w}_i^m$  e  $\bar{w}_i^f$  aos rendimentos médios de homens e de mulheres por ocupação, a diferença entre as remunerações médias das forças de trabalho masculina e feminina pode ser obtida através da seguinte expressão:

---

<sup>19</sup> Notar que o intercepto também está incluído no vetor  $b$ .

<sup>20</sup> Brown et alii (1980:5), percebendo a incongruência de se tentar medir a discriminação utilizando uma variável endógena ao processo, criticam os estudos que incluem, nas regressões, variáveis binárias para distinguir categorias ocupacionais, alegando, corretamente, que esse procedimento implica "tratar todas as diferenças na distribuição ocupacional de homens e mulheres como justificadas e ignorar a natureza potencialmente discriminatória dessas diferenças".

<sup>21</sup> Esta metodologia foi também utilizada por Miller (1987) e, com algumas diferenças, por Barros, Ramos & Santos (1992).

$$\bar{w}^m - \bar{w}^f = \sum_i \left( p_i^m \bar{w}_i^m - p_i^f \bar{w}_i^f \right) \quad (8)$$

$$= \sum_i \left( p_i^m \bar{x}_i^m \mathbf{b}_i^m - p_i^f \bar{x}_i^f \mathbf{b}_i^f \right) \quad (9)$$

$$= \sum_i p_i^f \left( \bar{x}_i^m \mathbf{b}_i^m - \bar{x}_i^f \mathbf{b}_i^f \right) + \sum_i \bar{x}_i^m \mathbf{b}_i^m \left( p_i^m - p_i^f \right) \quad (10)$$

(R)

(A)

O primeiro termo à direita (R) da expressão (10) apreende o quanto das diferenças da média geral dos rendimentos resulta de diferenças na remuneração média por ocupação, e o segundo (A), o quanto decorre de diferenças na composição ocupacional (ou alocação).

R, por sua vez, pode ser decomposto na parcela devida à diferença nos coeficientes das equações de rendimento ajustadas para homens e mulheres (RD) e na referente às diferenças de atributos (RE):

$$\bar{w}^m - \bar{w}^f = \sum_i p_i^f \bar{x}_i^f (\mathbf{b}_i^m - \mathbf{b}_i^f) + \sum_i p_i^f (\bar{x}_i^m - \bar{x}_i^f) \mathbf{b}_i^m + A \quad (11)$$

(RD)

(RE)

Portanto, a discriminação intra-ocupacional (RD) é computada verificando o quanto cresceria o rendimento médio das mulheres se, dada sua distribuição ocupacional, suas características passassem a ser remuneradas segundo parâmetros das equações de rendimento ajustadas para os homens. Esse componente (RD) passa, doravante, a ser denominado “diferenças intra-ocupacionais não-explicadas” ou “efeito-renda não-explicado”. A parcela das diferenças de remuneração explicadas pelas diferenças de atributos (RE) é, por sua vez, denominada “diferenças intra-ocupacionais explicadas” ou “efeito-renda explicado”.

Por fim, o diferencial de remuneração decorrente das diferenças de composição ocupacional (A) também pode ser decomposto em dois termos: o primeiro (AE), que reflete as diferenças na estrutura ocupacional devidas à qualificação, e o segundo (AD), que indica a presença de diferenças na composição ocupacional que não se justificam pelos atributos produtivos da

mão-de-obra, ou, em outros termos, indica as diferenças discriminatórias na estrutura ocupacional:

$$\begin{aligned} \bar{w}^m - \bar{w}^f = & \sum_i p_i^f \bar{x}_i^f (\mathbf{b}_i^m - \mathbf{b}_i^f) + \sum_i p_i^f (\bar{x}_i^m - \bar{x}_i^f) \mathbf{b}_i^m + \\ & (RD) \qquad (RE) \\ & + \sum_i \bar{w}_i^m (p_i^m - p_i^{f*}) + \sum_i \bar{w}_i^m (p_i^{f*} - p_i^f) \qquad (12) \\ & (AE) \qquad (AD) \end{aligned}$$

onde  $p_i^{f*}$  é a proporção de mulheres que estariam na ocupação  $i$  se os critérios de contratação fossem iguais aos utilizados para os homens. O primeiro componente ( $AE$ ) é denominado “diferenças associadas à distribuição ocupacional explicadas” ou “efeito-alocação explicado” e o segundo ( $AD$ ) “diferenças associadas à distribuição ocupacional não-explicadas” ou “efeito-alocação não-explicado”.

Assim, percebe-se que  $RE$  e  $AE$  captam, respectivamente, diferenciais justificáveis, pelos critérios de qualificação, de remuneração por ocupação e de composição ocupacional, enquanto  $RD$  e  $AD$  captam as diferenças de remuneração que resultam da discriminação intra-ocupacional e interocupacional, respectivamente.

Conforme explícito na equação (12), para isolar as diferenças da estrutura ocupacional decorrentes de eventuais diferenças de qualificação das que resultam da discriminação propriamente dita, é necessário obter a estrutura ocupacional que vigoraria no mercado de trabalho se os critérios de contratação fossem os mesmos para os dois sexos (ou seja, obter os  $p_i^{f*}$ ).

Considerando-se que a ocupação de um indivíduo depende do interesse do empregador em contratá-lo e do seu próprio interesse em trabalhar em tal ocupação, pode-se especificar um modelo no qual a probabilidade de o indivíduo  $j$  conseguir a ocupação  $i$ , indicada por  $p_{ij}$ , é função de um conjunto de variáveis ( $\mathbf{v}_j$ ) que afetam as decisões de demanda e oferta.

Desta forma,

$$p_{ij} = f(\mathbf{v}_j) \qquad (13)$$

onde  $\mathbf{v}_j$  é um vetor de características para o indivíduo  $j$ .

O modelo logito multinomial, desenvolvido por Nerlove e Press (1973), permite calcular essas probabilidades através da estimativa da seguinte equação:<sup>22</sup>

$$p_{ij} = \frac{\exp(\mathbf{v}_j \gamma_i)}{\sum_{k=1}^n \exp(\mathbf{v}_j \gamma_k)} \quad \text{para } i = 1, \dots, n \text{ e } j = 1, \dots, N \quad (14)$$

na qual  $j$  indica a observação,  $N$  é o número de pessoas,  $\mathbf{v}_j$ , conforme especificado, é um vetor-linha de características para o indivíduo,  $\gamma_i$  é o vetor-coluna de coeficientes que corresponde à ocupação  $i$ , e  $n$  o número de ocupações.

A função de máxima verossimilhança que corresponde à equação (14) é:

$$L = \prod_{j=1}^N \prod_{i=1}^n (p_{ij})^{z_{ij}} \quad (15)$$

onde  $z_{ij} = 1$  se a  $j$ -ésima pessoa está na ocupação  $i$ , e  $z_{ij} = 0$  em caso contrário.

Para resolver o problema de indeterminação do modelo, procede-se, conforme sugerem Schmidt e Strauss (1975), à normalização que assume  $\gamma_1 = 0$ . As probabilidades são, então, obtidas através das seguintes equações:

$$\begin{aligned} p_{ij} &= \frac{\exp(\mathbf{v}_j \gamma_i)}{1 + \sum_{k=2}^n \exp(\mathbf{v}_j \gamma_k)} & \text{para } i = 2, \dots, n \text{ e} \\ p_{1j} &= \frac{1}{1 + \sum_{k=2}^n \exp(\mathbf{v}_j \gamma_k)} \end{aligned} \quad (16)$$

O procedimento utilizado para a obtenção dos  $p_i^{f*}$  envolve as seguintes etapas:

- a) os parâmetros do sistema de equações (16) são obtidos, considerando-se a categorização proposta para as ocupações, com os dados referentes à parcela masculina da amostra;

---

<sup>22</sup> Este modelo é utilizado por Brown et alii (1980). Miller & Volker (1985) e Miller (1987) optam pelo modelo probito multinomial.

- b) os dados referentes à parcela feminina são substituídos nas equações obtidas, gerando, para cada mulher, um vetor de probabilidades de pertencer a cada uma das categorias que compõem a classificação adotada;
- c) as probabilidades geradas para cada categoria são, então, somadas entre as observações, resultando nos  $p_i^{f*}$ , ou seja, na distribuição ocupacional que as mulheres apresentariam se os critérios de contratação das mulheres fossem iguais aos utilizados para os homens.

## 5. A Agregação das Ocupações e as Variáveis Utilizadas

Há, ainda, duas questões metodológicas: a primeira liga-se ao procedimento a ser adotado na agregação das ocupações, e a segunda diz respeito à seleção das variáveis a serem utilizadas no modelo.

### 5.1 A agregação das ocupações

As dificuldades envolvidas na agregação das ocupações decorrem do fato de que a classificação escolhida deve resultar em categorias que contenham observações em número suficiente para evitar problemas de grau de liberdade (portanto, nesse sentido, o número de categorias não pode ser grande), mas, por outro lado, deve ser suficientemente detalhada, ou construída de molde a não obscurecer a discriminação ocupacional.

De maneira geral, os trabalhos desenvolvidos sobre o tema falham em captar a discriminação ocupacional por não se darem conta de que as ocupações deveriam ser agrupadas com base na remuneração média das pessoas nelas inseridas ou na sua composição por sexo. Assim, se as ocupações com maior rendimento médio forem predominantemente masculinas ou as ocupações predominantemente femininas tiverem menor rendimento médio, a discriminação ocupacional poderá ser detectada através do modelo.<sup>23</sup>

---

<sup>23</sup> Brown et alii (1980) estratificam a amostra em oito categorias ocupacionais, uma das quais é, por sua vez, subdividida em mais oito grupos. Miller (1987) utiliza apenas seis categorias (ligadas a administração, profissionais, outras não-manuais, manuais qualificadas, semiqualficadas e não-qualificadas). Barros et alii (1992) efetuam dois tipos de agregação ocupacional: na primeira as ocupações são subdivididas em sete grupos (técnicas, ligadas à gerência e administração, ligadas ao comércio, ligadas aos transportes, ligadas à produção fabril, ligadas à prestação de serviços, outras); na segunda consideram a estratificação da população segundo sua posição na ocupação e formalização das relações de trabalho (empregadores, servidores públicos, empregados com carteira, empregados sem carteira, trabalhadores conta-própria).

Neste artigo as ocupações estão agrupadas em cinco categorias, conforme a composição por sexo referida na seção 2. É importante notar que, na decomposição proposta na equação (12), mesmo que ocorra expressiva segregação ocupacional por gênero, se os critérios adotados na remuneração dos atributos ou na contratação dos homens e mulheres em cada categoria ocupacional forem semelhantes, o modelo, corretamente, identificará a inexistência de discriminação (intra-ocupacional e ocupacional, respectivamente). Deve-se ressaltar, ainda, que os resultados obtidos são altamente sensíveis à classificação ocupacional adotada e, na verdade, válidos apenas para ela.

## 5.2 As variáveis selecionadas

A metodologia adotada exige a definição de dois conjuntos de variáveis: as que “explicam” as diferenças de rendimento entre os indivíduos da amostra e as que “explicam” as diferenças de inserção nas classes ocupacionais consideradas.

### Variáveis utilizadas nas equações de rendimento

Para medir a discriminação é necessário computar as diferenças de remuneração dos trabalhadores dos dois sexos, mantendo constantes certas características mensuráveis, consideradas determinantes da produtividade da mão-de-obra. Além disso, a obtenção de estimativas não-viesadas exige que as variáveis de controle sejam exógenas ao processo de discriminação em análise.

Tendo em vista o elenco de informações contidas na base de dados e considerando-se que a desigualdade de rendimentos do trabalho decorre da desigualdade de atributos produtivos da mão-de-obra e da possibilidade de o mercado de trabalho remunerar de forma diferente trabalhadores com a mesma qualificação (caso esse mercado seja segmentado), ou ainda, remunerar distintamente trabalhadores igualmente produtivos com base em atributos não-produtivos (se houver discriminação), os efeitos dos condicionantes dos rendimentos do trabalho são captados através de um conjunto de variáveis binárias que permitem distinguir: a influência da escolaridade (variáveis  $E_h$ ,

---

*Em nenhum desses trabalhos é detectado um montante expressivo de discriminação ocupacional, provavelmente pela grande diversidade apresentada entre as ocupações que compõem cada categoria no tocante à sua composição por sexo e nível de remuneração.*

com  $h = 1, \dots, 6$ ) e da idade (variáveis  $I_k$ , com  $k = 1, \dots, 7$ ),<sup>24</sup> consideradas como indicadores de produtividade; a influência da situação do domicílio (variável  $S$ ) e da posse de carteira de trabalho assinada (variável  $C$ ), objetivando captar o efeito da segmentação do mercado de trabalho; e o efeito da posição da ocupação (variável  $P$ ),<sup>25</sup> considerada como *proxy* da posse de capital.<sup>26</sup>

A variável dependente, indicada por  $\ln(R)$ , é o logaritmo natural do rendimento por hora trabalhada na ocupação principal, deflacionado pelo INPC, tomando-se como base agosto de 1980.

A forma funcional desse modelo, conhecido como equação de rendimento, é a seguinte:

$$\ln R_j = \alpha + \beta S_j + \gamma C_j + \phi P_j + \sum_{h=1}^6 \delta_h E_{hj} + \sum_{k=1}^7 \theta_k I_{kj} + u_j \quad (17)$$

onde  $u$  representa o erro aleatório que obedece às pressuposições estatísticas usuais e  $j$  indica os indivíduos que compõem a amostra.

A adoção da função log-linear, utilizada em grande parte dos ajustes de equações de rendimento realizados em pesquisas de âmbito nacional ou internacional, liga-se ao reconhecimento de que o efeito das variáveis explanatórias é proporcional e não absoluto. A equação foi ajustada para cada um dos 160 conjuntos de dados (dois sexos, cinco classes de ocupação, dois estados e oito anos).<sup>27</sup>

## Variáveis utilizadas nos logitos multinomiais estimados

As características consideradas como determinantes da inserção ocupacional (as variáveis que constituem o vetor  $\mathbf{v}_j$ ) foram as seguintes: a escolaridade, a idade, as outras rendas da pessoa e da família, a posição na família,

<sup>24</sup> A ausência de informações sobre a atividade pregressa dos indivíduos na base de dados utilizada dificulta a obtenção de um indicador preciso de sua experiência no mercado de trabalho. Esta é uma falha particularmente relevante quando se procura analisar a discriminação das mulheres nesse mercado, pois a utilização da idade como proxy da experiência não leva em conta a possibilidade de maior intermitência da atividade feminina.

<sup>25</sup> A posição na ocupação é uma binária simples, que assume o valor 1 se o indivíduo é empregador ou autônomo e 0 se é empregado. Inicialmente pretendia-se separar os empregadores dos autônomos, mas a subdivisão dos elementos da amostra por sexo e em cinco categorias ocupacionais inviabilizou o procedimento, por gerar número reduzido ou ausência de empregadores em algumas categorias.

<sup>26</sup> A variável cor, usualmente incluída em equações de rendimento, não pôde ser utilizada pela inexistência dessa informação nos dados das PNADs referentes aos anos iniciais do período considerado.

<sup>27</sup> Os resultados desses ajustes podem ser consultados no apêndice G de Ometto (1997).

o local de residência, o número de crianças menores de seis anos no domicílio e a posição na ocupação.

A inclusão da escolaridade e da idade baseia-se na suposição de que essas variáveis explicam não apenas grande parte das diferenças de remuneração, como também a própria seleção dos indivíduos para determinados postos de trabalho. Se, por exemplo, os homens que estão alocados em ocupações tipicamente masculinas têm maior idade (que, também neste caso é encarada como *proxy* da experiência), espera-se que, em um processo de seleção não-discriminatório, mulheres nas mesmas faixas de idade (além de semelhantes aos homens nas demais características) sejam também contratadas para tais postos de trabalho. Da mesma forma, se homens com escolaridade elementar podem ser contratados para determinadas posições, espera-se que, na ausência de discriminação, não se exija das mulheres um nível superior de escolaridade para o ingresso nas mesmas posições.

A inclusão das outras rendas da pessoa ou da família liga-se à suposição de que esses elementos possam afetar a escolha ocupacional. Por exemplo, pessoas que dispõem de outros rendimentos podem optar por ocupações que ofereçam menores retornos ou retornos mais instáveis, por não dependerem exclusivamente dessa remuneração para a sua subsistência.

A posição do indivíduo na família pode também influenciar a escolha ocupacional. Supõe-se que os chefes de família procurem se inserir em ocupações que apresentem menor risco e rendimento suficiente para garantir o sustento familiar. Os filhos ou outros parentes podem, por sua vez, optar por ocupações que não ofereçam as mesmas garantias.

A posição na ocupação é encarada como *proxy* da posse de capital. Se, descontada a influência das demais variáveis, o ingresso de homens em ocupações masculinas não exige que eles estejam na posição de autônomo ou de empregador, mas o das mulheres sim, tem-se um claro indicativo da existência de discriminação ocupacional no mercado de trabalho.

A inclusão da localização urbano-rural da residência decorre de sua influência no elenco das ocupações com as quais os indivíduos se deparam.

Por fim, o número de crianças menores de seis anos no domicílio é considerado na suposição de que possa também afetar a escolha da carreira. Espera-se que quanto maior esse número, mais importantes se tornem algumas características diretamente ligadas à ocupação na qual se insere o indivíduo, tais como



a estabilidade dos rendimentos que proporciona, a segurança no emprego, etc. Diferenças de estrutura ocupacional por sexo que decorram do número de crianças são, então, consideradas discriminatórias. Ou seja, práticas de contratação que discriminam a mulher com crianças pequenas são corretamente identificadas pelo modelo, mas não as diferenças de estrutura ocupacional que resultam de uma escolha de carreira diferenciada por sexo em resposta ao número de crianças pequenas, que são erroneamente identificadas como “diferenças associadas à distribuição ocupacional não-explicadas”. Na verdade, esta pode ser considerada uma das principais limitações do modelo, pois, se em decorrência do próprio processo de socialização, as atividades domésticas e o cuidado dos filhos são considerados responsabilidade feminina, as mulheres podem não apenas adotar um padrão de trabalho remunerado marcado pela intermitência, que registra o frágil equilíbrio entre suas atividades produtivas e funções reprodutivas, como também escolher carreiras “adequadas ao seu sexo” e posições no mercado de trabalho que lhes possibilitem, através da flexibilidade de horário ou redução da jornada de trabalho, conciliar a atividade doméstica com a remunerada. Em decorrência, o impacto da posição na família, do número de filhos e da idade na opção profissional podem ser diferentes para homens e mulheres. Essas diferenças não são corretamente identificadas pelo modelo adotado, e o impacto da socialização fica no efeito-alocação não-explicado.

O sistema de equações (16) foi estimado para cada um dos 80 conjuntos de dados (um sexo – o masculino, cinco classes de ocupação, dois estados e oito anos).<sup>28</sup>

## 6. A Decomposição das Diferenças entre os Rendimentos de Homens e Mulheres

Para decompor os diferenciais de rendimento entre os sexos nas parcelas referentes às diferenças de qualificação e nas que indicam a existência das duas formas de discriminação o procedimento adotado consiste, conforme descrito na seção 4, nas seguintes etapas:

- a) as ocupações são agrupadas em cinco classes conforme sua composição por sexo (estas classes estão definidas na seção 2);

---

<sup>28</sup> Os resultados obtidos podem ser consultados no apêndice F de Ometto (1997).

- b) obtém-se, a seguir, a estrutura ocupacional que vigoraria se os critérios de seleção fossem os mesmos para os dois sexos; através do ajuste do modelo logito multinomial aos dados referentes à parcela masculina da amostra, estimam-se as equações que indicam a probabilidade de o indivíduo pertencer a cada uma das classes; os dados referentes à parcela feminina da amostra são, então, substituídos nessas equações objetivando obter, para cada mulher, o vetor de probabilidades de pertencer a diferentes classes ocupacionais; as probabilidades geradas para cada classe são, por fim, somadas, resultando na distribuição ocupacional que as mulheres apresentariam se os critérios de contratação fossem iguais aos adotados na seleção da mão-de-obra masculina;
- c) utilizando as informações consideradas relevantes são, também, estimadas equações de rendimento segundo o sexo, classe e estado no qual o indivíduo se insere, perfazendo, nos oito anos considerados, um total de 160 regressões;
- d) tem-se, então, todos os elementos para, utilizando a equação (12), decompor as diferenças entre a remuneração média dos homens e mulheres que constituem a amostra nas parcelas de interesse – as que buscam quantificar o efeito das suas diferenças de qualificação e as que resultam das duas formas de discriminação; por coerência com a equação de rendimentos, a decomposição é feita considerando o logaritmo do rendimento de cada pessoa ( $w_j = \ln R_j$ ); dessa maneira, trata-se de uma decomposição das diferenças *relativas* entre médias geométricas de rendimentos de homens e de mulheres.

Esta seção apresenta os resultados finais desse procedimento.

Os resultados da decomposição das diferenças entre a média dos rendimentos da PEA ocupada masculina e feminina no estado de São Paulo encontram-se na tabela 11.<sup>29</sup>

Esses dados permitem notar que, ao longo do período analisado, as diferenças de qualificação explicam uma parcela desprezível das diferenças intra-ocupacionais de remuneração entre homens e mulheres desse estado. Admitindo-se que as características femininas sejam remuneradas da mesma

---

<sup>29</sup> A soma desses componentes não resulta no total. Para se obter a diferença percentual entre as rendas médias (geométricas) de homens e mulheres apresentadas nessa tabela é necessário acrescentar 1 a esses componentes e multiplicá-los, em vez de somá-los.

forma que as masculinas, verifica-se que em cinco dos oito anos considerados os rendimentos femininos cairiam mesmo se as diferenças intra-ocupacionais de qualificação entre homens e mulheres fossem eliminadas.

Tabela 11

Decomposição da diferença relativa entre as médias geométricas dos rendimentos dos homens ( $G^m$ ) e mulheres ( $G^f$ ) na ocupação principal (São Paulo, 1981-90)

Ano	$\frac{G^m - G^f}{G^f}$	Diferenças intra-ocupacionais		Diferenças associadas à distribuição ocupacional		Diferenças totais	
		Expli- cadas*	Não- explicadas*	Expli- cadas*	Não- explicadas*	Expli- cadas*	Não- explicadas*
1981	0,6338	0,0403	0,2822	0,0107	0,2118	0,0514	0,5538
1983	0,6467	-0,0050	0,3028	0,0118	0,2555	0,0068	0,6356
1984	0,7300	-0,0459	0,3028	0,0153	0,3705	-0,0313	0,7855
1985	0,6261	0,0343	0,2943	0,0005	0,2138	0,0348	0,5710
1987	0,4970	0,0055	0,1897	0,0094	0,2396	0,0150	0,4747
1988	0,5436	-0,0532	0,4054	0,0044	0,1550	-0,0491	0,6232
1989	0,5433	-0,0024	0,3188	0,0085	0,1631	0,0061	0,5339
1990	0,4222	-0,0485	0,1793	0,0069	0,2589	-0,0419	0,4846

\*Valores obtidos subtraindo-se 1 dos antilogaritmos dos resultados obtidos para os termos correspondentes da fórmula 12.

O impacto das diferenças de distribuição ocupacional justificáveis pela desigualdade entre os gêneros no tocante aos seus atributos é também irrisório. Nesse sentido, nota-se que nos três primeiros anos os rendimentos femininos cresceriam menos de 2% se essa desigualdade fosse eliminada, admitindo-se que a remuneração média por categoria ocupacional e os critérios de contratação fossem iguais para os dois sexos. Nos demais anos esse efeito é ainda menor, pois o término dessas diferenças resultaria na elevação dos rendimentos femininos em menos de 1% do seu valor.

Por outro lado, se as diferenças entre os critérios adotados na remuneração dos atributos dos homens e das mulheres desaparecessem, a remuneração feminina crescería substancialmente. O impacto desse elemento provocaria, na primeira metade de período, uma elevação de cerca de 30% na remuneração auferida pelas paulistas. A partir de então esse percentual apresentaria oscilações substanciais, atingindo seu valor máximo em 1988 (40,54%) e mínimo em 1990 (17,93%).

Esses dados apontam também para a existência de considerável discriminação ocupacional no estado. Admitindo-se que a remuneração média por categoria ocupacional seja igual para homens e mulheres, verifica-se que se as trabalhadoras passassem a ser contratadas pelos mesmos critérios utilizados na seleção dos trabalhadores, seus rendimentos cresceriam significativamente. No ano inicial da década, o impacto de se eliminarem as diferenças de alocação que não podem ser justificadas pela qualificação provocaria o incremento de 21,18% na remuneração das trabalhadoras paulistas. O efeito é crescente até 1984 (quando chega a 37,05%) e, a partir de então, volta a cair, atingindo o seu valor mínimo em 1988 (15,50%). Ressalte-se, também, que as magnitudes dos componentes discriminatórios dos efeitos-renda e alocação são, em boa parte dos anos, similares. Inclusive, deve-se ressaltar que em três desses anos (1984, 1987 e 1990) a discriminação ocupacional “explica” a maior parte das diferenças de renda entre os sexos em São Paulo.<sup>30</sup>

Todavia, deve-se ter em mente que, dada a incapacidade do modelo em captar as diferenças de alocação da força de trabalho decorrentes da escolha ocupacional diferenciada por gênero, a discriminação ocupacional calculada pode estar sendo superestimada. Por outro lado, a agregação das ocupações em classes deve, provavelmente, contribuir para a subestimação dessa discriminação.

Os resultados da decomposição das diferenças entre os rendimentos dos trabalhadores e trabalhadoras do estado de Pernambuco, apresentados na tabela 12, divergem em uma série de aspectos dos obtidos para os trabalhadores paulistas.

Em primeiro lugar, pode-se notar que as diferenças de qualificação têm, em geral, o efeito de reduzir a desigualdade de rendimentos por gênero. Neste sentido, verifica-se que se as diferenças de qualificação intra-ocupacionais fossem eliminadas, admitindo-se que os atributos considerados sejam remunerados da mesma maneira para homens e mulheres, os rendimentos femininos cairiam em sete dos oito anos analisados. Da mesma forma, considerando-se que homens e mulheres obtenham a mesma remuneração média por categoria ocupacional e sejam selecionados segundo os mesmos critérios, o impacto de se eliminarem

---

<sup>30</sup> *Esses resultados contradizem os relatados por Barros et alii (1992), que não detectam presença de discriminação ocupacional no mercado de trabalho brasileiro. Muito provavelmente as dificuldades enfrentadas por esses autores, assim como as relatadas por Brown et alii (1980) e por Miller (1987) decorrem do processo utilizado para agregar as ocupações, conforme discutido no tópico 5.1.*

as diferenças de qualificação entre os sexos contribuiria, em todos os anos considerados, para ampliar a desigualdade de renda entre homens e mulheres de Pernambuco.

Tabela 12

Decomposição da diferença relativa entre as médias geométricas dos rendimentos dos homens ( $G^m$ ) e mulheres ( $G^f$ ) na ocupação principal (Pernambuco, 1981-90)

Ano	$\frac{G^m - G^f}{G^f}$	Diferenças intra-ocupacionais		Diferenças associadas à distribuição ocupacional		Diferenças totais	
		Expli- cadas*	Não- explicadas*	Expli- cadas*	Não- explicadas*	Expli- cadas*	Não- explicadas*
1981	0,4773	-0,0809	0,5860	-0,0453	0,0615	-0,1224	0,6835
1983	0,5691	-0,0255	0,5672	-0,0321	0,0613	-0,0567	0,6633
1984	0,5080	-0,1424	0,7220	-0,0450	0,0693	-0,1810	0,8414
1985	0,6780	-0,0584	0,9374	-0,0528	-0,0287	-0,1082	0,8817
1987	0,3802	-0,0091	0,5654	-0,0355	-0,0776	-0,0442	0,4440
1988	0,4514	0,0352	0,6570	-0,0567	-0,1031	-0,0234	0,4862
1989	0,4823	-0,0925	0,5328	-0,0327	0,1016	-0,1222	0,6886
1990	0,2718	-0,1106	0,4045	-0,0433	0,0643	-0,1490	0,4948

\*Valores obtidos subtraindo-se 1 dos antilogaritmos dos resultados obtidos para os termos correspondentes da fórmula 12.

A comparação desses resultados com os descritos para a PEA paulista conduz à conclusão de que o efeito das diferenças de qualificação entre os sexos no diferencial entre os rendimentos auferidos por homens e mulheres desses estados favorece mais a pernambucana do que a paulista, o que é, de certa forma, coerente com a desigualdade entre os sexos, no tocante aos atributos considerados, em vigor nesses estados. Contudo, deve-se notar que, como expresso na equação (12), o impacto de se eliminarem essas diferenças depende da forma como cada atributo é remunerado e considerado na alocação da mão-de-obra, assim como das diferenças que existem entre as remunerações médias das ocupações por categoria.

Além disso, deve-se ressaltar que as maiores diferenças regionais, em termos da magnitude dos componentes, não se referem à desigualdade de qualificação e sim às duas formas de discriminação.

Nesse sentido, os dados apresentados permitem verificar que o efeito-renda é substancialmente maior em Pernambuco. Na verdade, se as características das mulheres pernambucanas passassem a ser remuneradas da mesma forma que as dos homens (ou em outros termos, se se eliminasse aquilo que, com as devidas ressalvas, é considerado como discriminação intra-ocupacional), a desigualdade se inverteria a favor da parcela feminina da PEA, e a remuneração feminina se tornaria maior do que a masculina em quase todos os anos do período considerado.

Por outro lado, caso fossem eliminadas as diferenças de alocação que não podem ser justificadas pelas diferenças de qualificação, o impacto nos rendimentos das pernambucanas seria pequeno. Mais do que isso, em três dos oito anos considerados esses rendimentos seriam, inclusive, reduzidos. Em outros termos, o que se considera como discriminação ocupacional tem pequena importância na explicação da desigualdade entre os homens e mulheres de Pernambuco. O menor rendimento das pernambucanas decorre, basicamente, do fato de suas características não serem remuneradas da mesma forma que as masculinas, ou seja, da discriminação intra-ocupacional.

## 7. Discriminação, Desemprego e Inflação

Considerando-se que nos períodos de crise o excedente da força de trabalho estabelece condições mais propícias à vigência de práticas discriminatórias e que o crescimento do ritmo inflacionário pode, por sua vez, levar ao aumento da desigualdade entre os rendimentos de homens e mulheres pela maior concentração feminina em postos de trabalho mal remunerados, como assalariadas e em categorias ocupacionais atreladas a sindicatos menos atuantes, procede-se ao ajuste, por estado, de modelos de regressão linear nos quais a variável dependente é a parcela da desigualdade que decorre da discriminação (indicada, alternativamente, por  $RD$  e  $AD$ ) e as independentes o tempo em anos ( $T$ ) e as taxas de desemprego ( $u$ ) ou de inflação ( $\pi$ ). Pretende-se, com esse procedimento, verificar a existência de alguma forma de tendência na discriminação que atinge as trabalhadoras de São Paulo e Pernambuco ao longo da década analisada, assim como a associação que existe entre a discriminação e os elementos conjunturais considerados.

As taxas de desemprego ou desocupação utilizadas foram obtidas nos relatórios anuais do IBGE, e as taxas mensais de inflação em Hoffmann (1992).

Nos dois estados o ajuste de regressões nas quais a variável dependente é *AD* são não-significativos, indicando que, talvez devido ao número reduzido de observações, não existe relação estatisticamente significativa entre aquilo que, com as devidas ressalvas, se considera como discriminação ocupacional e as variáveis explicativas escolhidas (o tempo e o desemprego no primeiro modelo e o tempo e a inflação no segundo).

Por outro lado, o modelo de regressão linear que relaciona com o tempo e a inflação a parcela da desigualdade de rendimentos por gênero considerada como discriminação intra-ocupacional, aplicado aos dados de São Paulo, é estatisticamente significativo ao nível de 5% (o valor de *F* é 5,99). A equação ajustada (teste *t* entre parênteses) é a seguinte:

$$RD = 0,256 - 0,0158T + 0,00562\pi$$

$$(8,851) \quad (2,763) \quad (3,376)$$

$$R^2 = 0,7055$$

Os coeficientes dessa regressão são todos estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%. O sinal negativo do coeficiente de *T* indica tendência de redução, ao longo dos anos considerados, da discriminação intra-ocupacional no estado de São Paulo. O sinal positivo do coeficiente de  $\pi$ , por sua vez, indica que essa forma de discriminação é função crescente da inflação.

O ajuste desse mesmo modelo aos dados referentes a Pernambuco resultou não-significativo, assim como o do modelo que relaciona a discriminação intra-ocupacional com o desemprego nos dois estados.

Em resumo, pelos resultados da estimação de equações de regressão que buscam verificar a existência de tendência na discriminação que atinge as trabalhadoras dos estados de São Paulo e de Pernambuco, assim como estabelecer relações entre a discriminação e alguns elementos conjunturais, existe respaldo estatístico para afirmar que a discriminação intra-ocupacional no estado de São Paulo apresenta tendência decrescente e é função crescente da inflação, de forma que o controle do processo inflacionário pode contribuir para reduzir a discriminação que afeta as trabalhadoras desse estado. No entanto, deve-se considerar que, como a discriminação ocupacional nesse estado também é considerável e não apresenta tendência decrescente, nem resposta ao controle da inflação, a sua superação não pode ser deixada a cargo das “forças do mercado”. Em vez disso, é necessário adotar um conjunto de políticas específicas

que visem ao aumento da participação feminina em carreiras e posições nas quais a participação masculina é preponderante. Por outro lado, a magnitude da discriminação intra-ocupacional em Pernambuco, assim como a ausência de qualquer manifestação que indique sua redução ao longo do tempo ou mesmo resposta à redução da inflação, sugere a necessidade de uma política mais ativa nesse estado, objetivando coibir diferenças entre os critérios adotados para remunerar os atributos produtivos dos trabalhadores e trabalhadoras.

## 8. Conclusões

A metodologia utilizada permite verificar que as diferenças de qualificação não apenas explicam uma parcela desprezível da desigualdade de remuneração entre homens e mulheres no estado de São Paulo, como ainda contribuem para reduzir essa desigualdade em Pernambuco. Ou seja, políticas que procurem superar a desigualdade de rendimentos através do estímulo à maior escolaridade da trabalhadora ou à redução do seu abandono precoce do mercado de trabalho podem não atingir os resultados esperados. Como as diferenças de remuneração não podem ser explicadas pela qualificação, ao menos pela que é identificada através das informações dessa base de dados, o enfoque das políticas na área deve, se não exclusivamente pelo menos prioritariamente, se concentrar na superação dos critérios de seleção de mão-de-obra e de remuneração que distinguem os trabalhadores com base em seu sexo.

A ênfase das propostas deve, ainda, ser diferente nos dois estados. A tendência decrescente da discriminação intra-ocupacional ao longo dos anos analisados e sua associação positiva com as taxas de inflação em São Paulo sugerem que, nesse aspecto, a desigualdade entre os rendimentos de homens e mulheres pode vir a ser reduzida sem a adoção de políticas complementares. Todavia, como nesse mesmo estado a desigualdade de rendimentos por gênero que decorre de diferenças de estrutura ocupacional que não se justificam pela qualificação é considerável e aparenta ter caráter mais estrutural do que conjuntural, visto que não é afetada pela redução do desemprego nem pela da inflação, a sua superação implica adoção de um conjunto de políticas específicas que objetivem propiciar o crescimento da participação feminina em carreiras predominantemente masculinas.

Por outro lado, a magnitude da discriminação intra-ocupacional em Pernambuco, assim como a ausência de qualquer indicativo que sugira a redução desse tipo de discriminação ao longo do tempo ou em resposta ao controle do



processo inflacionário, aponta para a premência de uma política mais ativa no sentido de penalizar a existência de critérios diferentes para remunerar os atributos produtivos dos trabalhadores e trabalhadoras. A igualdade de remuneração para o mesmo trabalho, garantida pela Constituição, deve, ainda, ser objeto de cuidadosa atenção nesse estado.

## Referências Bibliográficas

Barros, R. P.; Ramos, L. & Santos, E. *Gender differences in Brazilian labor markets*. Ipea, 1992. mimeog.

Beller, A. H. Occupational segregation by sex: determinants and changes. *The Journal of Human Resources*, 17(3):371-92, 1982.

\_\_\_\_\_. Changes in the sex composition of U.S. occupations, 1960-1981. *The Journal of Human Resources*, 20(2):235-50, 1985.

Bergman, B. R. Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race or sex. *Eastern Economic Journal*, 1:103-10, 1974.

Blau, F. D. *Equal pay in the office*. Lexington, D.C. Heath, 1977.

\_\_\_\_\_. & Hendricks, W. E. Occupational segregation by sex: trends and prospects. *The Journal of Human Resources*, 14(2):197-210, 1979.

\_\_\_\_\_. & Beller, A. H. Trends in earnings differentials by gender, 1971-1981. *Industrial and Labor Relations Review*, 41(4):513-29, 1988.

Blinder, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural variables. *Journal of Human Resources*, 8:436-55, 1973.

Bloom, D. E. & Killingsworth, M. R. Pay discrimination research and litigation: the use of regression. *Industrial Relations*, 21:318-39, 1982.

Brown, R. S.; Moon, M. & Zoloth, B. S. Incorporating occupational attachment in studies of male-female earnings differentials. *Journal of Human Resources*, 15(1):1-28, Winter 1980.

Bruschini, C. *Mulher e trabalho: uma avaliação da década da mulher*. São Paulo, Nobel Conselho Estadual da Condição Feminina, 1985.

Camargo, J. M. & Serrano, F. Os dois mercados: homens e mulheres na indústria paulista. *Revista Brasileira da Economia*. Rio de Janeiro, FGV, 37(4):435-48, out./dez. 1983.

- Carlson, L. A.; Swartz, C. The earnings of women and ethnic minorities, 1959-1979. *Industrial and Labor Relations Review*, 41(4):530-52, 1988.
- Corcoran, M. & Duncan, G. J. Work history, labor force attachment and earnings differences between races and sexes. *Journal of Human Resources*, 14:497-520, 1979.
- Correa, A. M. C. J. Distribuição de rendimentos e pobreza na agricultura brasileira: 1981-1990. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1996. (Tese de Doutorado.)
- Duncan, D. & Duncan, B. A methodological analysis of segregation index. *American Sociological Review*, 20:210-17, 1955.
- England, P. The failure of human capital theory to explain occupational sex segregation. *The Journal of Human Resources*, 17(3):358-70, 1982.
- Fields, J. & Wolff, E. N. The decline of sex segregation and the wage gap, 1970-1980. *The Journal of Human Resources*, 26(4):608-22, 1991.
- Gitahy, L. et alii. Trabalho assalariado, sindicalização e reivindicação das operárias (1970-1980). São Paulo, 1981. mimeog.
- Hoffmann, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-90. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 14. *Anais*. Campos de Jordão, 1992. v. 1, p. 311-36.
- \_\_\_\_\_. Distribuição da renda e pobreza na agricultura paulista. *São Paulo em Perspectiva*. São Paulo, 7(3):107-15, jul./set. 1993.
- \_\_\_\_\_. Desigualdade e pobreza na agricultura de Goiás: 1970-1990. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Brasília, 1994a.
- \_\_\_\_\_. Distribuição de renda e pobreza na agricultura gaúcha. *Indicadores econômicos*. Porto Alegre, 21(4):201-16, jan. 1994b.
- IBGE. PNAD 81. *Pesquisa nacional por amostra de domicílios (mão-de-obra)*. Rio de Janeiro, IBGE, 1981. v. 5, t. 2 e 6.
- \_\_\_\_\_. PNAD 90. *Pesquisa nacional por amostra de domicílios (mão-de-obra)*. Rio de Janeiro, IBGE, 1990a. v. 14, t. 4 e 5.
- \_\_\_\_\_. *Síntese de indicadores da pesquisa básica da PNAD de 1981 a 1989*. Rio de Janeiro, IBGE, 1990b.

\_\_\_\_\_. *Síntese de indicadores da pesquisa básica da PNAD de 1990*. Rio de Janeiro, IBGE, 1991.

Jenkins, S. P. Earnings discrimination measurement: a distributional approach. *Journal of Econometrics*, 61:81-102, 1994.

Lewin, H. Educação e força de trabalho feminina no Brasil. *Cadernos de Pesquisa* (32), 1980.

Miller, P. The wage effect of the occupational segregation of women in Britain. *The Economic Journal*, 97:885-96, Dec. 1987.

\_\_\_\_\_. & Volker, P. A. On the determination of occupational attainment and mobility. *Journal of Human Resources*, 20(2):197-213, 1985.

Mincer, J. & Ofek, H. Interrupted work careers: depreciation and restoration of human capital. *The Journal of Human Resources*, 17(1):3-24, 1982.

Nervole, M. & Press, S. J. *Univariate and multivariate log-linear and logistic models*. Santa Monica, Rand Corporations, 1973. (Manuscript R-1306-EDA/NIH.)

Oaxaca, R. L. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14:693-709, 1973a.

\_\_\_\_\_. Sex discrimination in wages. In: Ashenfelter, O. & Rees, A. (eds.). *Discrimination in labor markets*. Princeton, Princeton University Press, 1973b. p. 124-51.

Ometto, A. M. H. Participação da mulher no mercado de trabalho: segregação e discriminação em Pernambuco e São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP, 1997. (Tese de Doutorado.)

\_\_\_\_\_.; Hoffmann, R. & Alves, M. C. A segregação por gênero no mercado de trabalho nos estados de São Paulo e Pernambuco. *Economia Aplicada*, 1(3):393-423, 1997.

Paiva, P. T. A mulher no mercado de trabalho urbano. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 2. *Anais*. Águas de São Pedro, 1980.

Polachek, S. W. Occupational segregation: an alternative hypothesis. *Journal of Contemporary Business*, 5:1-12, 1976.

\_\_\_\_\_. Occupational segregation among women: theory, evidence, and prognosis, In: Loyd, Andrews, Gilroy (eds.). *Women in the labor market*. New York, Columbia University Press, 1979. p. 137-57.

Reis, J. G. A. & Barros, R. P. Desigualdade salarial: resultados de pesquisas recentes. In: Camargo, J. M.; Giambiagi, F. (orgs.). *Distribuição de renda no Brasil*. São Paulo, Paz e Terra, 1991. p. 69-81.

Sanborn, H. Pay differences between men and women. *Industrial and Labor Relations Review*, 17:534-50, 1964.

Schmidt, P. J. & Strauss, R. The prediction of occupation using multiple logit models. *International Economic Review*, 16:471-85, June 1975.

Weiss, Y. & Gronau, R. Expected interruptions in labor force participation and sex-related differences in earnings growth. *Review of Economic Studies*, 48:607-19, 1981.

Weisskoff, F. Women's place in the labor market. *American Economic Review*, 62(5):161-66, 1972.

Wright, R. E. & Ermisch, J. F. Gender discrimination in the British labour market: a reassessment. *The Economic Journal*, 101:508-22, 1991.

Zelner, H. Discrimination against women, occupational segregation and the relative wage. *American Economic Review*, 62(5):157-60, 1972.