

# A segregação por gênero no mercado de trabalho nos Estados de São Paulo e Pernambuco

Ana Maria Holland Ometto<sup>§</sup>

Rodolfo Hoffmann<sup>⌘</sup>

Marcelo Corrêa Alves<sup>‡</sup>

## RESUMO

O presente trabalho, utilizando dados individuais coletados por meio das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD), analisa a evolução, ao longo do período compreendido entre 1981 e 1990, da segregação ocupacional por gênero e da discriminação que prejudica a mão-de-obra feminina nos Estados de São Paulo e de Pernambuco. O índice de segregação de Duncan revela a existência de considerável segregação ocupacional nos dois Estados. Além disso, verifica-se que embora essa medida decresça, entre o início e o final do período, em São Paulo, se eleva substancialmente em Pernambuco. Mediante o ajuste de equações de rendimento, que incluem as informações sobre o gênero e composição por gênero da ocupação na qual o indivíduo se insere no elenco das variáveis consideradas explicativas dos rendimentos individuais, estima-se o efeito da discriminação e da segregação ocupacional nos rendimentos das pessoas ocupadas.

**Palavras-chave:** segregação ocupacional, discriminação por gênero, trabalho feminino.

## ABSTRACT

This study analyses the evolution of the occupational sex segregation and of the discrimination which harms the female worker in the states of São Paulo and Pernambuco, in the period 1981-1990. The source data is provided by National Household Sample Surveys (PNAD). The index of segregation developed by Duncan & Duncan (1955) indicates the existence of a considerable occupational segregation by gender in both states. Moreover, it shows that the degree of segregation decreases in São Paulo, but it increases considerably in Pernambuco. Earning equations are estimated including dummies for gender and for gender composition of occupations as explanatory variables. The results show that men earn more than woman and workers in male occupations earn more than workers in female or integrated occupations.

**Key words:** occupational segregation, discrimination by gender, female work.

---

§ Professora da ESALQ/USP.

⌘ Professor do IE/UNICAMP, bolsista do CNPq e professor da ESALQ/USP.

‡ Analista de Sistemas do CIAGRI/USP.

## 1 Introdução

Uma característica marcante do mercado de trabalho nas sociedades capitalistas contemporâneas é a segregação de homens e mulheres em diferentes ocupações. As diferenças de estrutura ocupacional por sexo e seus reflexos nos rendimentos têm sido documentadas em uma série de trabalhos empíricos. De modo geral, as pesquisas voltadas à análise das questões de gênero no mercado de trabalho brasileiro têm mencionado a vigência de barreiras ocupacionais no mercado, apontando para o menor acesso de mulheres aos cargos de chefia e de supervisão e para a menor tradição sindical das atividades nas quais se concentram.<sup>1</sup>

Entretanto, dado o cunho antropológico ou sociológico da maioria dos trabalhos preocupados com esse tema, as diferenças por gênero observadas na estrutura ocupacional e nos rendimentos têm, em grande parte das análises desenvolvidas no tema, sido encaradas como resultantes da discriminação, sem maiores preocupações com os aspectos quantitativos.

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

Percebe-se, portanto, que o conceito de discriminação ocupacional é mais estrito do que o de segregação ocupacional. Ele implica não apenas que homens e mulheres estejam segregados em diferentes ocupações, mas também a existência de duas condições adicionais: que as ocupações nas quais as mulheres se concentram sejam **pior remuneradas**; e que essa distribuição diferenciada dos gêneros entre as ocupações não resultem de **diferenças de qualificação** ou de **escolha**, mas de restrições impostas às mulheres no **acesso** a determinadas ocupações.

A rigor, são raras as pesquisas que se utilizam de ferramental econométrico para analisar de forma mais sistemática a segregação ocupacional por gênero e a discriminação contra a mão-de-obra feminina na economia brasileira.<sup>2</sup> E além do mais, como tais pesquisas são, em

---

1 Cf. Gitahy *et alii* (1981), Paiva (1980), Lewin (1980) e Bruschini (1985), entre outros.

2 Barros *et alii* (1997) analisaram as diferenças de inserção ocupacional por gênero na região metropolitana de São Paulo, com base nas informações da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) de 1993 e calcularam o índice de segregação de Duncan. Dentre as análises econométricas que buscam quantificar a discriminação contra a mão-de-obra feminina por meio de dados brasileiros pode-se mencionar o trabalho de Camargo & Serrano (1983) e o de Barros *et alii* (1992).

geral, pontuais, não possibilitam conhecer a tendência de evolução desses elementos no mercado de trabalho e nem definir se parte de suas flutuações tem caráter efêmero, podendo por isso ser desconsiderada nas discussões sobre a natureza estrutural do problema.

O presente trabalho pretende analisar a evolução da segregação ocupacional por gênero nos Estados de São Paulo e de Pernambuco, quantificada por meio do índice de segregação de Duncan & Duncan (1955), com base nas informações individuais levantadas pelas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1981 a 1990, exceto 1982 e 1986.<sup>3</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 do rendimento dos seus trabalhadores, assim como dos índices de distribuição de renda vigentes.<sup>4</sup>

Mediante o ajuste de equações de rendimento, onde o sexo e a composição por sexo da ocupação na qual o indivíduo se insere participam do elenco das variáveis consideradas explicativas das diferenças individuais de rendimentos, pretende-se, ainda, estimar o efeito da discriminação e o da segregação ocupacional nos rendimentos das pessoas ocupadas.

O trabalho está organizado da seguinte forma: a próxima seção descreve os critérios utilizados para a construção da amostra e apresenta a evolução do número de observações ao longo do período considerado. A terceira seção relaciona, nos anos inicial e final do período, as principais ocupações na absorção da mão-de-obra masculina e feminina nos dois Estados. Na seção subsequente são definidos os critérios utilizados para classificar as ocupações como masculinas, integradas ou femininas e é apresentada a evolução da distribuição dos homens e mulheres nas ocupações assim classificadas. A quinta seção define a medida de segregação adotada e analisa a evolução dessa medida nos anos considerados. Investiga-se, ainda, o impacto na evolução do índice exercido pelas alterações na composição por sexo das

---

3 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 (doze semanas de referência ao invés 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 das PNAD/IBGE.

4 Hoffmann (1997), utilizando dados das PNAD de 1995, verificou que os rendimentos médio e mediano da população economicamente ativa (PEA) com rendimento em São Paulo são 2,25 vezes e 2,46 vezes, respectivamente, os auferidos pela PEA com rendimento em Pernambuco. O índice de Gini e de Theil em Pernambuco (0,567 e 0,729, respectivamente) são substancialmente maiores do que os que vigoram em São Paulo (0,541 e 0,631).

ocupações e pelas modificações na distribuição da PEA pelas ocupações. Na sexta seção investiga-se a relação entre as diferenças de inserção ocupacional e os rendimentos. Na sétima analisa-se o efeito da discriminação e das diferenças de inserção ocupacional nos rendimentos das pessoas ocupadas. Por fim, a última seção contém as principais conclusões do trabalho.

## 2 A construção da amostra

Quando se estuda a segregação ocupacional por gênero no mercado de trabalho e se procura estimar o efeito dessa segregação assim como o da discriminação contra a mão-de-obra feminina nos rendimentos individuais, a primeira decisão metodológica com que se depara o pesquisador é a escolha da unidade e da variável de análise. Neste trabalho a unidade de análise são as pessoas ocupadas com dez anos ou mais de idade, estratificadas segundo o sexo, cujas posições na ocupação compreendem as categorias dos assalariados, empregadores e autônomos e que se posicionam na família como chefes, cônjuges, filhos e outros parentes.<sup>5</sup> Os rendimentos por hora obtidos na ocupação principal e a estrutura ocupacional dos homens e mulheres selecionados constituem o objeto de análise.<sup>6</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 mensal e horas trabalhadas, sem especificar a qual, ou quais ocupações se referem. E como a jornada de trabalho remunerado da mão-de-obra feminina é, em média, substancialmente menor do que a masculina, optou-se pela análise dos rendimentos por hora trabalhada para evitar a obtenção de medidas tendenciosas de discriminação.

Além disso, somente foram consideradas as pessoas para as quais o rendimento por hora na ocupação principal e demais atributos de interesse estão claramente identificados. Tendo em vista o elenco de informações contidas nessa base de dados, e considerando-se que a desigualdade de rendimentos do trabalho decorre da desigualdade de atributos produtivos da mão-de-obra, da possibilidade do 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

---

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

6 A análise utiliza as informações referentes à ocupação principal classificadas pelo IBGE ao nível de três dígitos.

produtivos (se houver discriminação), os atributos de interesse selecionados foram: a escolaridade e a idade, como indicadores de produtividade; o setor de atividade, a posição na ocupação e a posse de carteira de trabalho assinada, objetivando captar a influência da segmentação do mercado de trabalho; enquanto para a discriminação, a variável utilizada, dado o interesse do trabalho, é apenas o sexo, assim como outros trabalhos enfocam a cor.<sup>7</sup>

A Tabela 1 apresenta a evolução do número de observações da amostra utilizada, para os Estados de São Paulo e Pernambuco.

**Tabela 1**  
**Número de Pessoas Economicamente Ativas Ocupadas**  
**São Paulo e Pernambuco - 1981 a 1990<sup>(1)</sup>**

ANO	PEA OCUPADA					
	SÃO PAULO			PERNAMBUCO		
	Homens	Mulheres	% de mulheres na PEA <sup>(2)</sup>	Homens	Mulheres	% de mulheres na PEA <sup>(2)</sup>
1981	5 895 898 (13 542)	2 772 250 (6 536)	31,98	1 134 224 (5 794)	468 868 (2 801)	29,25
1983	6 160 862 (14 364)	3 146 550 (7 462)	33,81	1 069 907 (5 819)	504 059 (3 031)	32,02
1984	6 419 503 (14 977)	3 442 256 (8 158)	34,91	1 205 025 (6 060)	544 198 (3 098)	31,11
1985	6 867 686 (15 572)	3 607 103 (8 415)	34,44	1 233 866 (6 232)	608 631 (3 425)	33,03
1987	7 274 653 (8 401)	3 935 677 (4 518)	35,11	1 315 557 (3 443)	672 822 (1 961)	33,84
1988	7 362 633 (8 163)	4 036 946 (4 448)	35,41	1 299 443 (3 319)	661 485 (1 871)	33,73
1989	7 514 279 (7 951)	4 296 868 (4 531)	36,38	1 360 693 (3 570)	692 429 (1 977)	33,73
1990	7 531 089 (8 161)	4 344 998 (4 686)	36,59	1 349 455 (3 575)	736 469 (2 145)	35,30

Fonte: Dados individuais das PNAD - 1981 a 1990.

Notas: 1) Número de observações para as quais os atributos de interesse estão claramente identificados. Os números entre parênteses referem-se ao tamanho da amostra. Os demais valores à população estimada por meio dos fatores de expansão.

2) Porcentagem de mulheres ocupadas em relação à PEA ocupada.

<sup>7</sup> Reis & Barros (1991) apresentam revisão sucinta dos trabalhos recentes que, baseados em evidências empíricas nacionais, buscam captar a influência desses elementos na desigualdade de rendimentos dos trabalhadores.

Verifica-se que, embora o número de homens e mulheres ocupados seja ascendente, o crescimento do número de mulheres é mais acentuado, de forma que a parcela feminina da PEA ocupada se eleva significativamente entre o início e o final do período.

### 3 Principais ocupações na absorção da mão-de-obra

As Tabelas 2 e 3 identificam, para os Estados de São Paulo e Pernambuco, respectivamente, as ocupações que em 1981 absorvem 60% da mão-de-obra feminina que participa da amostra nesses Estados, a distribuição percentual das trabalhadoras por essas ocupações nos anos de 1981 e 1990, e a proporção de mulheres em cada uma delas nesses mesmos anos. Essas ocupações estão em ordem decrescente de importância na absorção da mão-de-obra feminina em 1981.<sup>8</sup>

Indicando por  $F$ ,  $M$  e  $T$ , respectivamente, o número total de mulheres, de homens e de pessoas ocupadas, e por  $F_i$ ,  $M_i$  e  $T_i$ , respectivamente, o número de mulheres, de homens e de pessoas na ocupação  $i$ , o percentual de trabalhadoras que se insere nas ocupações relacionadas é indicado por  $\frac{F_i}{F}$  e a proporção de mulheres que compõe cada ocupação por

$$\frac{F_i}{T_i}$$

Adotando-se o mesmo procedimento, obtém-se as Tabelas 4 e 5, que apresentam a distribuição dos trabalhadores paulistas e pernambucanos, respectivamente, nas principais

ocupações  $\left(\frac{M_i}{M}\right)$ , além da proporção de homens em cada uma delas  $\left(\frac{M_i}{T_i}\right)$ .

8 Uma lista mais completa das ocupações não é apresentada por questões de espaço. Os interessados podem consultá-la no anexo C de Ometto (1997).

**Tabela 2**  
**Distribuição Porcentual da PEA Feminina<sup>(1)</sup> em Algumas Ocupações**  
**e Composição por Sexo das Mesmas - São Paulo, 1981 e 1990**

OCUPAÇÕES	1981		1990	
	$\frac{F_i}{F}$	$\frac{F_i}{T}$	$\frac{F_i}{F}$	$\frac{F_i}{T}$
empregada doméstica	19,47	94,88	14,68	92,23
auxiliar de escritório	9,29	45,42	7,67	52,12
costureira	8,41	92,87	7,33	93,17
outros trab. na agropecuária	4,72	21,55	3,00	23,42
secretária	4,46	95,93	2,84	96,43
vendedora	4,44	36,36	5,28	43,47
lavadeira, passadeira	2,76	95,61	2,05	91,76
prof. 1ª a 4ª série	2,28	96,07	2,57	99,25
enfermeira não diplomada	1,99	79,82	2,53	87,72
embaladora de mercadorias	1,90	58,33	1,87	52,26
cozinheira	1,87	70,36	2,73	75,16
<b>TOTAL NESSAS OCUPAÇÕES</b>	<b>61,58</b>		<b>52,55</b>	

(1) Inclui apenas as pessoas para as quais os atributos de interesse estão claramente identificados.

**Tabela 3**  
**Distribuição Porcentual da PEA Feminina<sup>(1)</sup> em Algumas Ocupações**  
**e Composição por Sexo das Mesmas Pernambuco, 1981 e 1990**

OCUPAÇÕES	1981		1990	
	$\frac{F_i}{F}$	$\frac{F_i}{T}$	$\frac{F_i}{F}$	$\frac{F_i}{T}$
outros trab. na agropecuária	13,56	18,10	4,30	10,97
empregada doméstica	12,74	90,81	15,89	93,16
costureira	10,93	99,39	10,58	96,44
lavadeiras, passadeiras	6,21	99,64	5,75	98,06
prof. 1ª a 4ª série	5,48	98,69	7,38	98,06
produtor agropecuário autônomo	4,71	12,32	2,46	11,79
auxiliar de escritório	4,37	43,97	3,08	47,41
vendedora	3,78	37,37	3,57	34,00
<b>TOTAL NESSAS OCUPAÇÕES</b>	<b>61,78</b>		<b>53,01</b>	

(1) Inclui apenas as pessoas para as quais os atributos de interesse estão claramente identificados.

**Tabela 4**  
**Distribuição Porcentual da PEA Ocupada Masculina<sup>(1)</sup> em Algumas Ocupações**  
**e Composição por Sexo das Mesmas - São Paulo, 1981 e 1990**

OCUPAÇÕES	1981		1990	
	$\frac{M_i}{M}$	$\frac{M_i}{T_i}$	$\frac{M_i}{M}$	$\frac{M_i}{T_i}$
	outros trab. na agropecuária	8,08	78,45	5,65
motoristas	6,22	99,77	7,49	99,31
pedreiros	5,31	99,86	5,58	99,80
auxiliar de escritório	5,25	54,58	4,07	47,89
vendedores	3,65	63,64	3,96	56,53
servente de pedreiro	2,75	100,00	2,42	98,99
produtor agropecuário autônomo	2,54	95,66	1,67	93,81
comerciante conta-própria	2,47	78,70	2,63	64,20
comerciante	2,26	86,49	2,58	77,46
encarregado administrativo	2,23	81,38	2,32	72,29
mecânico	1,84	100,00	1,82	100,00
mecânico de veículo	1,76	100,00	2,44	100,00
torneiro mecânico	1,36	98,96	1,20	98,88
marceneiros	1,35	95,89	1,05	89,69
administrador ind. de transformação	1,19	89,26	1,23	84,17
pintor/caiador	1,19	100,00	0,88	98,48
empresário ind. transformação	1,19	88,22	1,55	77,80
carpinteiro	1,14	98,75	0,77	98,27
ambulantes	1,09	57,789	0,98	43,98
outros proprietários	1,01	92,71	1,32	80,23
repositor de equipamentos	1,00	100,00	0,90	100,00
soldadores	0,98	95,79	0,84	95,35
pracista/ viajante	0,95	91,69	1,07	81,29
ajustador/montador	0,90	83,95	0,88	89,46
almojarifes	0,83	95,05	0,91	92,21
inspetor/qualidade	0,82	80,80	0,87	71,86
administrador comércio de mercadorias	0,75	83,18	0,83	65,76
<b>TOTAL NESSAS OCUPAÇÕES</b>	<b>60,09</b>		<b>57,91</b>	

(1) Inclui apenas as pessoas para as quais os atributos de interesse estão claramente identificados.



**Tabela 5**  
**Distribuição Porcentual da PEA Ocupada Masculina<sup>(1)</sup> em Algumas Ocupações e Composição por Sexo das Mesmas - Pernambuco, 1981 e 1990**

OCUPAÇÕES	1981		1990	
	$\frac{M_i}{M}$	$\frac{M_i}{T_i}$	$\frac{M_i}{M}$	$\frac{M_i}{T_i}$
	outros trab. na agropecuária	25,36	81,90	19,05
produtor agropecuário autônomo	13,86	87,68	10,05	88,21
pedreiro	4,81	100,00	3,76	98,83
motorista	4,65	99,80	4,93	100,00
servente de pedreiro	4,24	99,78	4,25	99,59
comerciante conta-própria	3,79	70,95	5,56	63,82
vendedor	2,62	62,63	3,78	66,00
auxiliar de escritório	2,30	56,03	1,86	52,60
<b>TOTAL NESSAS OCUPAÇÕES</b>	<b>61,62</b>		<b>53,24</b>	

(1) Inclui apenas as pessoas para as quais os atributos de interesse estão claramente identificados.

A maior complexidade da estrutura produtiva paulista espelha-se, consistentemente, num elenco mais diversificado de ocupações.<sup>9</sup> Entretanto, tais ocupações não são preenchidas por homens ou mulheres indiferentemente. As trabalhadoras paulistas, assim como as pernambucanas, concentram-se em ocupações de baixo prestígio, que em grande parte dos casos representam uma mera extensão de suas atividades domésticas à esfera do mercado. Cerca de 60% das trabalhadoras de São Paulo e de Pernambuco distribuem-se em 1981 por onze e oito ocupações, respectivamente, dentre as quais destacam-se os tradicionais guetos femininos constituídos pelas empregadas domésticas, costureiras, lavadeiras e passadeiras, cozinheiras e professoras de 1<sup>a</sup> a 4<sup>a</sup> série. Dez anos mais tarde aquelas mesmas ocupações absorvem 53% das trabalhadoras nos dois Estados, o que aponta para o processo de diversificação da estrutura ocupacional no período.<sup>10</sup>

Os paulistas, por sua vez, apresentam uma estrutura ocupacional mais diversificada. Em 1981 são necessárias vinte e sete ocupações, também selecionadas pela sua importância em termos de absorção da mão-de-obra, para abarcar aproximadamente 60% dos trabalhadores do sexo masculino. Destas, apenas quatro integram um contingente apreciável de mulheres, quais sejam, as de auxiliar de escritório, vendedores, ambulantes e trabalhadores da

<sup>9</sup> Logicamente, essa maior complexidade reflete, em parte, o menor peso do emprego agrícola em São Paulo. Se a comparação da estrutura do emprego nos dois Estados se referisse ao emprego urbano, as diferenças seriam, provavelmente, menores.

<sup>10</sup> Em 1990, 60% das trabalhadoras paulistas e pernambucanas se inserem em quinze e dez ocupações, respectivamente, indicando que o número necessário à absorção desse percentual de mulheres cresce, entre o início e o final do período, 36% em São Paulo e 25% em Pernambuco.

agropecuária. Em 1990, nas vinte e sete ocupações mencionadas estão alocados 57% dos trabalhadores paulistas, indicando uma maior estabilidade da estrutura ocupacional masculina *vis-à-vis* a feminina nesse Estado.

Já os pernambucanos estão distribuídos em um elenco mais restrito de ocupações, que apontam para o grande contingente de pessoas com baixo poder aquisitivo e para o próprio subdesenvolvimento da região. Oito ocupações abrangem, em 1981, 61,62% dos trabalhadores desse Estado. É interessante notar que as ocupações essencialmente masculinas mais importantes, quais sejam, as de pedreiro, servente de pedreiro e motorista, são também de baixo prestígio e remuneração. Desta forma, diferentemente do que ocorre com os trabalhadores de São Paulo, grande parte da mão-de-obra masculina do Estado de Pernambuco não dispõe de oportunidades profissionais muito mais atraentes do que a feminina.

As diferenças de estrutura ocupacional por gênero sugeridas por esses dados podem ser analisadas de maneira mais abrangente, considerando-se a distribuição ocupacional dos indivíduos em categorias ocupacionais que refletem o grau de feminilidade (ou masculinidade) das ocupações, conforme descrito a seguir.

#### 4 Inserção ocupacional diferenciada por gênero

Se homens e mulheres fossem dotados do mesmo conjunto de preferências e possibilidades de escolha profissional, a distribuição dos sexos entre as ocupações deveria ser semelhante, com pequenas diferenças aleatórias. Em outros termos, a proporção esperada de postos de trabalho em cada categoria ocupacional preenchidos por homens (ou mulheres) deveria ser similar à sua proporção na força de trabalho.

Neste trabalho, como em outras pesquisas do gênero, considera-se que uma ocupação é integrada quando o percentual de homens que a compõe é semelhante à participação masculina na PEA. Assim, a ocupação  $i$  é identificada como integrada quando  $\frac{M}{T} - 0,05 \leq \frac{M_i}{T_i} \leq \frac{M}{T} + 0,05$ . Se  $\frac{M_i}{T_i} > \frac{M}{T} + 0,05$ , a ocupação é classificada como masculina. Finalmente, quando  $\frac{M_i}{T_i} < \frac{M}{T} - 0,05$ , a ocupação é considerada feminina.<sup>11</sup> A escolha desses limites é, obviamente, arbitrária.<sup>12</sup>

11 Deve-se notar que esse procedimento implica que o conjunto de ocupações identificadas como integradas, masculinas ou femininas seja redefinido ano a ano.

12 Esses limites foram estipulados por Jusenius (1977) e posteriormente utilizados por Beller (1982 e 1985).

**Tabela 6**  
**Distribuição das Ocupações Segundo a Composição por Sexo**  
**São Paulo e Pernambuco, 1981 a 1990**

ANO	OCUPAÇÕES EM SÃO PAULO			OCUPAÇÕES EM PERNAMBUCO		
	INTEGRADAS N <sup>o</sup> (%)	MASCULINAS N <sup>o</sup> (%)	FEMININAS N <sup>o</sup> (%)	INTEGRADAS N <sup>o</sup> (%)	MASCULINAS N <sup>o</sup> (%)	FEMININAS N <sup>o</sup> (%)
1981	21 (7,2)	192 (65,5)	80 (27,3)	12 (4,5)	167 (63,0)	86 (32,5)
1983	20 (6,8)	195 (66,3)	79 (26,9)	15 (5,6)	169 (62,8)	85 (31,6)
1984	17 (5,7)	201 (67,9)	78 (26,4)	22 (8,1)	170 (63,0)	78 (28,9)
1985	20 (6,8)	199 (68,2)	73 (25,0)	12 (4,6)	168 (63,9)	83 (31,6)
1987	24 (8,6)	171 (61,5)	83 (29,9)	15 (6,2)	152 (62,6)	76 (31,3)
1988	16 (5,7)	177 (62,8)	89 (31,6)	11 (4,7)	144 (61,5)	79 (33,8)
1989	12 (4,2)	183 (64,0)	91 (31,8)	13 (5,4)	156 (64,5)	73 (30,2)
1990	22 (7,6)	185 (64,0)	82 (28,4)	11 (4,5)	148 (61,2)	83 (34,3)

**Tabela 7**  
**Distribuição Porcentual de Homens e Mulheres nas Ocupações Integradas,**  
**Masculinas e Femininas - São Paulo e Pernambuco, 1981 a 1990**

ESTADO/ANO	HOMENS EM OCUPAÇÕES			MULHERES EM OCUPAÇÕES		
	MASCULINAS	INTEGRADAS	FEMININAS	MASCULINAS	INTEGRADAS	FEMININAS
<b>SÃO PAULO</b>						
1981	79,86	6,30	13,84	16,45	7,13	76,42
1983	78,85	6,91	14,24	15,88	6,88	77,24
1984	79,54	3,51	16,95	15,45	3,53	81,02
1985	77,79	6,55	15,66	15,95	7,20	76,85
1987	76,70	8,74	14,56	16,61	9,70	73,69
1988	74,78	6,65	18,57	14,31	6,36	79,33
1989	78,17	2,35	19,48	17,43	2,38	80,19
1990	74,67	7,41	17,92	15,91	7,42	76,67
<b>PERNAMBUCO</b>						
1981	80,48	9,57	9,95	21,83	9,77	68,40
1983	78,49	13,55	7,96	20,39	13,35	66,26
1984	79,96	12,17	7,87	22,26	12,50	65,23
1985	80,81	9,79	9,40	22,24	10,72	67,04
1987	79,27	12,47	8,26	18,08	12,40	69,52
1988	79,69	10,02	10,29	18,11	10,04	71,85
1989	80,35	10,65	9,00	19,94	10,69	69,38
1990	79,08	11,14	9,78	14,35	11,14	74,51

As Tabelas 6 e 7 evidenciam que a segregação ocupacional é profunda e persistente nos dois Estados. A grande maioria das ocupações (mais de 60% delas) é dominada por homens e poucas (entre 4,2% e 8,6% delas) podem ser consideradas integradas, conforme mostra a Tabela 6. A Tabela 7 permite verificar que nesse período, em média, 77,5% dos trabalhadores paulistas encontram-se em ocupações masculinas, enquanto 77,7% das trabalhadoras desse mesmo Estado estão alocadas em ocupações femininas. Em Pernambuco, por sua vez, 79,8% dos homens estão em ocupações masculinas e 69,0% das mulheres nas femininas.

## 5 A evolução da segregação ocupacional

A segregação ocupacional indicada por esses dados pode ser analisada recorrendo-se a uma grande variedade de medidas conhecidas como índices de segregação. Embora nenhum desses índices possa ser considerado perfeito, ou mesmo melhor do que os demais, dado que sua avaliação envolve aspectos subjetivos, optou-se neste trabalho pela medida de segregação utilizada na grande maioria dos trabalhos internacionais desenvolvidos no tema, que é o índice *D*, de Dissimilaridade ou Deslocamento de Duncan & Duncan (1955).

De modo geral, a obtenção desse índice, assim como das demais medidas de segregação disponíveis na literatura, exige o conhecimento da proporção de mulheres (ou homens) na força de trabalho e de um conjunto de informações que estão contidas na construção geométrica que Duncan & Duncan (1955) denominam “Curva de Segregação”

### 5.1 A Curva de Segregação

A Curva de Segregação pode ser obtida por meio de procedimento que envolve as seguintes etapas:

1ª) inicialmente são calculadas as proporções  $q_i$  de mulheres em cada ocupação, onde

$$q_i = \frac{F_i}{T_i}, \text{ e as ocupações são ordenadas em ordem decrescente de magnitude dos } q_i\text{'s,}$$

$$\text{de maneira que } \frac{F_1}{T_1} \geq \frac{F_2}{T_2} \geq \dots \geq \frac{F_n}{T_n}$$

2ª) utilizando essa ordenação são computadas as proporções acumuladas de homens e mulheres nas ocupações, acumulando os valores de  $\frac{M_i}{M}$  e  $\frac{F_i}{F}$ . A proporção acumulada de mulheres até a  $i$ -ésima categoria é:

$$\pi_i = \sum_{j=1}^i \frac{F_j}{F} = \frac{1}{F} \sum_{j=1}^i F_j$$

e a correspondente proporção acumulada de homens é:

$$\Phi_i = \sum_{j=1}^i \frac{M_j}{M} = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^i M_j$$

3ª) os pares de valores assim obtidos definem pontos num sistema de eixos cartesianos ortogonais (no qual a proporção acumulada de mulheres é demarcada no eixo horizontal e a dos homens no vertical), pelos quais passa a curva de segregação, conforme ilustrado na Figura 1.

É fácil perceber que quando a distribuição ocupacional dos dois sexos é idêntica, teremos  $\frac{F_i}{F} = \frac{M_i}{M}$  para todo  $i$  e, conseqüentemente,  $\Phi_i = \pi_i$ . Neste caso, a “curva” de segregação se confunde com a diagonal AB da Figura 1. Por outro lado, se a segregação por sexo é total, a “curva” de segregação assume a forma da poligonal ACB. Assim, AB reflete a situação de igualdade absoluta e ACB a de desigualdade absoluta da distribuição ocupacional de homens e mulheres.

Dada a evidente analogia entre esta curva e a de Lorenz, as medidas de desigualdade associadas à curva de Lorenz podem ser utilizadas como medidas de segregação, desde que devidamente adaptadas. (Hoffmann, 1997)

## 5.2 O Índice de Dissimilaridade de Duncan

O índice  $D$ , de dissimilaridade ou deslocamento, é definido por Duncan & Duncan (1955) por meio da expressão:

$$D = 0,5 \sum_{i=1}^n \left| \frac{F_i}{F} - \frac{M_i}{M} \right|, \quad (1)$$

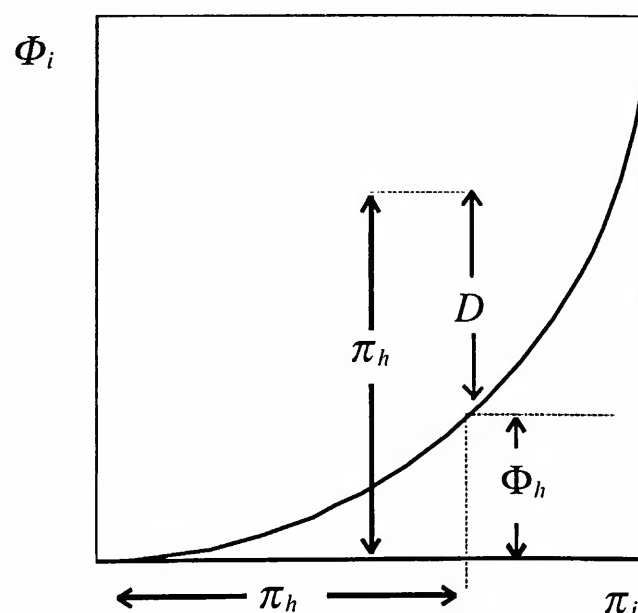
na qual todos os elementos já foram definidos.

O valor obtido pode ser interpretado como a proporção de mulheres que devem ser redistribuídas ou deslocadas (daí a denominação dessa medida) entre as ocupações para que a distribuição ocupacional dos dois sexos se torne idêntica.

O índice  $D$  pode assumir valores compreendidos entre zero e um. Ele é igual a zero quando ocorre perfeita integração dos sexos nas ocupações, o que implica que homens e mulheres tenham a mesma estrutura ocupacional e também em que  $q_i$  seja igual à  $q$  para qualquer valor de  $i$ . Por outro lado,  $D$  é igual a 1 (um) quando a segregação é total, com as mulheres empregadas em ocupações inteiramente femininas e os homens nas completamente masculinas.

Pode-se demonstrar que o índice  $D$  corresponde à medida da discrepância máxima, que é definida como o valor máximo da diferença entre a ordenada ( $\Phi_i$ ) e a abscissa ( $\pi_i$ ) da curva de segregação. Uma vez que na linha de perfeita igualdade a ordenada é sempre igual à abscissa, a discrepância máxima é igual ao valor máximo da diferença entre a ordenada dessa linha e a da curva de segregação. A Figura 1 assinala a discrepância máxima.

**Figura 1**  
**A Curva de Segregação e o Índice de Dissimilaridade  $D$**



Os valores de  $D$  obtidos ano a ano para os dois Estados encontram-se relacionados na Tabela 8.

**Tabela 8**  
**Índice de Segregação de Duncan - São Paulo e Pernambuco, 1981 a 1990**

ANO	ÍNDICE D	
	SÃO PAULO	PERNAMBUCO
1981	0,6349	0,5901
1983	0,6326	0,5866
1984	0,6423	0,5801
1985	0,6190	0,5868
1987	0,6027	0,6180
1988	0,6097	0,6171
1989	0,6086	0,6123
1990	0,5902	0,6506

Comprova-se que a segregação ocupacional por sexo nesses Estados brasileiros é elevada, pois os valores do índice indicam que 58% a 65% da força de trabalho feminina (ou masculina) deveriam ser realocados para eliminar sua super-representação em determinadas ocupações e sua sub-representação em outras.

Nota-se também que enquanto em São Paulo essa medida cai continuamente (exceto em 1984) ao longo do período analisado, em Pernambuco apresenta valores crescentes, refletindo o aprofundamento do processo de segregação no Estado. Como resultado desses movimentos opostos, entre o início e o final do período,  $D$  se reduz em São Paulo de 0,635 para 0,590, enquanto se eleva em Pernambuco, de 0,590 para 0,651.<sup>13</sup>

Essas tendências opostas podem ser compreendidas por meio da análise da Tabela 7 que permite verificar a ocorrência simultânea, em Pernambuco, de expressiva redução do

13 Deve-se mencionar que esses valores não diferem expressivamente dos relatados em análises empíricas internacionais. Especificamente para a economia norte-americana, as pesquisas apontam para um grau de segregação ocupacional notavelmente estável desde a virada do século XX até o início dos anos sessenta, a despeito das grandes mudanças que ocorrem na participação feminina no mercado de trabalho nesse período. (Gross, 1968) O declínio da segregação que se inicia naquela economia nos anos sessenta se acelera nos anos setenta (Beller, 1982 e Fields & Wolff, 1991), mas ainda assim em 1980 o valor do índice de Duncan na economia norte-americana é 0,585. (Fields & Wolff, 1991) Barros *et alii* (1997), analisando as diferenças da inserção ocupacional por gênero na região metropolitana de São Paulo, com base nas informações da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) de 1993, obtiveram valor próximo de 0,40 para o índice  $D$ . Todavia, essa medida não é comparável às relatadas neste trabalho por ter sido calculada utilizando as ocupações agrupadas em 19 categorias ao invés de detalhadas segundo a classificação em três dígitos do IBGE.

porcentual de trabalhadoras em ocupações masculinas e de crescimento nas femininas. Entre o início e o final do período, o porcentual de trabalhadoras desse Estado em ocupações classificadas como masculinas cai de 21,83% para 14,35%. Por outro lado, o das inseridas em ocupações femininas cresce de 68,40% para 74,51%. Essa evolução é claramente associada à redução da capacidade de absorção de mão-de-obra pelas ocupações da agropecuária (trabalhadoras da agropecuária e produtoras agropecuárias autônomas) e ao crescimento da importância relativa do trabalho doméstico e do ensino de 1ª a 4ª série no Estado, conforme relatado na Tabela 3.<sup>14</sup>

Já em São Paulo destaca-se, numa estrutura ocupacional bem mais estável, a diminuição da importância do emprego doméstico, que absorve 19,47% das mulheres ocupadas na amostra em 1981 e apenas 14,68% em 1990, o que, logicamente, contribui para a redução da segregação observada no período.<sup>15</sup> A redução do porcentual de homens em ocupações masculinas e o crescimento dos alocados nas ocupações femininas no período, como mostra a Tabela 7, também devem colaborar para esses resultados.

Ressalta-se ainda que as medidas de segregação obtidas devem estar subestimadas pela impossibilidade de se detectar a segregação vertical, assim como a que decorre da alocação diferenciada por empresa dos homens e mulheres de uma mesma categoria ocupacional. Essas limitações são, via de regra, compartilhadas pelos demais trabalhos realizados na área, de forma que os resultados obtidos podem ser comparados sem maiores problemas. Contudo, deve-se também ter em mente que a exclusão das empregadas domésticas que moram no emprego do conjunto de dados utilizados pode contribuir para reduzir esses índices.<sup>16</sup>

Objetivando verificar se as alterações observadas no índice de segregação ao longo dos anos considerados refletem uma tendência estatisticamente definida descontado o efeito das oscilações no ritmo de atividade econômica, procede-se ao ajuste, por Estado, de regressão

---

14 As alterações, no período considerado, da importância relativa na composição do emprego apenas dessas quatro categorias ocupacionais são responsáveis pelo crescimento do valor de  $D$  em 0,0419 no Estado de Pernambuco.

15 As alterações da importância relativa dessa ocupação são, isoladamente, responsáveis pela redução do valor de  $D$  em 0,0250 nesse Estado.

16 A análise da estrutura ocupacional por meio de um conjunto de dados selecionados da mesma base, mas que exclui os autônomos e empregadores (limitando-se, portanto, aos empregados) e inclui as empregadas domésticas que moram no emprego, além de pessoas que se integram na família como agregados, não chega a resultados muito diferentes. Nessa outra composição, o emprego doméstico passa a absorver, entre o início e o final do período, 20,18% e 16,80% das paulistanas e 18,22% e 22,69% das pernambucanas, respectivamente. O cálculo das medidas de segregação mediante esse novo conjunto de dados permite verificar que, no período em questão, os valores de  $D$  caem menos substancialmente em São Paulo (de 0,6045 para 0,5866), enquanto se elevam ainda mais espetacularmente em Pernambuco (de 0,5911 para 0,6949).



linear onde a variável dependente é o índice  $D$  e as explicativas o tempo ( $t$ ) em anos, em relação a 1980, e as taxas de desocupação ( $u$ ) da PEA no período em questão. Essas taxas foram obtidas nos relatórios anuais das PNAD, publicados pelo IBGE, e encontram-se na Tabela 9.

**Tabela 9**  
**Taxa de Desocupação da PEA Economicamente Ativa - São Paulo e Pernambuco, 1981 a 1990**

ANO	TAXA DE DESOCUPAÇÃO	
	SÃO PAULO	PERNAMBUCO
1981	5,48	4,57
1983	6,33	5,17
1984	5,58	5,03
1985	4,59	3,37
1987	4,49	4,51
1988	4,14	5,22
1989	2,97	3,62
1990	4,72	3,53

Espera-se que a diminuição do desemprego faça com que as mulheres passem a ser aceitas em posições nas quais seriam preteridas se a mão-de-obra masculina estivesse disponível. Caso o mercado de trabalho apresente este comportamento, o coeficiente associado à taxa de desocupação deverá ser positivo.

A equação ajustada (teste  $t$  entre parênteses) com os dados referentes à PEA paulista é a seguinte:

$$D = 65,69 - 0,530 t - 0,198 u$$

(26,497) (-4,177) (-0,509)

com coeficiente de determinação  $R^2 = 0,8679$ . Para a PEA pernambucana foi obtida a equação:

$$D = 56,47 + 0,631 t + 0,784 u$$

(13,811) (3,295) (0,125)

com coeficiente de determinação  $R^2 = 0,7234$ .

Nas duas regressões o coeficiente associado ao tempo é estatisticamente significativo ao nível de 1%. O sinal desse coeficiente é negativo na equação ajustada com os dados referentes à PEA paulista e positivo na que se refere à PEA pernambucana. Ou seja, no período 1981-1990 existe uma tendência estatisticamente definida de redução na segregação ocupacional por gênero no Estado de São Paulo e de aumento dessa segregação no de Pernambuco.

Os coeficientes associados à taxa de desocupação são, nas duas regressões, não-significativos. Inclusive na equação estimada para a PEA paulista o sinal desse coeficiente, contrariando as expectativas, é negativo (o que não ocorre na regressão ajustada para Pernambuco). O fato de não ter sido possível obter uma relação estatisticamente definida entre o desemprego e a segregação ocupacional que vigora nesses dois Estados sugere que as transformações na medida da segregação têm caráter mais estrutural do que conjuntural.

### 5.3 A decomposição da segregação: efeitos MIX e COMP

Como assinalado por Fuchs (1975), o valor de  $D$  depende do tamanho relativo das várias ocupações e da composição por sexo das mesmas. Assim, alterações no valor de  $D$  ao longo do tempo podem decorrer de modificações na estrutura ocupacional da economia como um todo e/ou refletir mudanças na composição sexual de categorias específicas. Tais modificações podem ter a mesma direção, reforçando o impacto no índice, ou direções opostas, mascarando o seu efeito. Por exemplo, um declínio do nível de emprego em ocupações predominantemente masculinas pode provocar a redução do índice mesmo que a composição por sexo das diferentes ocupações permaneça inalterada. Por outro lado, o crescimento da importância relativa de ocupações predominantemente femininas pode mascarar o efeito de uma crescente integração da mão-de-obra dos dois sexos nas diferentes ocupações. O procedimento sugerido por Fuchs (1975) permite decompor as alterações observadas em  $D$  nas suas duas fontes: as decorrentes de modificações na estrutura ocupacional do emprego (efeito MIX) e as associadas à modificações na composição por sexo das ocupações (efeito COMP).

Se  $F_{it}$ ,  $M_{it}$  e  $T_{it}$  correspondem, respectivamente, ao número de mulheres, homens e pessoas na ocupação  $i$  no ano  $t$ , a expressão (1) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$D_t = 0,5 \sum_{i=1}^n \left| \frac{q_{it} T_{it}}{\sum_{i=1}^n q_{it} T_{it}} - \frac{p_{it} T_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{it} T_{it}} \right|, \quad (2)$$

$$\text{onde: } q_{it} = \frac{F_{it}}{T_{it}} \quad \text{e} \quad p_{it} = \frac{M_{it}}{T_{it}}$$

A variação do índice de dissimilaridade entre  $t = 1$  e  $t = 2$  é  $D_2 - D_1 = MIX + COMP$ ,

onde

$$MIX = 0,5 \left[ \sum_{i=1}^n \left| \frac{q_{i1} T_{i2}}{\sum_{i=1}^n q_{i1} T_{i2}} - \frac{p_{i1} T_{i2}}{\sum_{i=1}^n p_{i1} T_{i2}} \right| - \sum_{i=1}^n \left| \frac{q_{i1} T_{i1}}{\sum_{i=1}^n q_{i1} T_{i1}} - \frac{p_{i1} T_{i1}}{\sum_{i=1}^n p_{i1} T_{i1}} \right| \right] \quad (3)$$

e

$$COMP = 0,5 \left[ \sum_{i=1}^n \left| \frac{q_{i2} T_{i2}}{\sum_{i=1}^n q_{i2} T_{i2}} - \frac{p_{i2} T_{i2}}{\sum_{i=1}^n p_{i2} T_{i2}} \right| - \sum_{i=1}^n \left| \frac{q_{i1} T_{i2}}{\sum_{i=1}^n q_{i1} T_{i2}} - \frac{p_{i1} T_{i2}}{\sum_{i=1}^n p_{i1} T_{i2}} \right| \right] \quad (4)$$

Conforme indicado pela equação (3), MIX capta a modificação que ocorre no valor de  $D$  entre dois anos considerados, simulando que a composição sexual das ocupações permaneça constante entre esses dois anos. Ou seja, MIX quantifica a alteração do índice  $D$  que é provocada exclusivamente pela modificação observada do número de pessoas empregadas em cada categoria ocupacional. COMP, por sua vez, capta a mudança no valor de  $D$ , simulando que o elemento imutável seja a estrutura ocupacional, ou seja, quantifica a alteração de  $D$  provocada pela modificação na composição sexual das ocupações.

Pode-se perceber que as expressões (3) e (4) apresentam o problema familiar da escolha do índice. Como os resultados são diferentes se a modificação inicial for simulada na estrutura ocupacional ou na composição sexual das ocupações, optou-se, neste trabalho, por efetuar também a decomposição alternativa, conforme as expressões (5) e (6), e apresentar os resultados nos pontos médios. Desta forma:

$$COMP^* = 0,5 \left[ \sum_{i=1}^n \left| \frac{q_{i2} T_{i1}}{\sum_{i=1}^n q_{i2} T_{i1}} - \frac{p_{i2} T_{i1}}{\sum_{i=1}^n p_{i2} T_{i1}} \right| - \sum_{i=1}^n \left| \frac{q_{i1} T_{i1}}{\sum_{i=1}^n q_{i1} T_{i1}} - \frac{p_{i1} T_{i1}}{\sum_{i=1}^n p_{i1} T_{i1}} \right| \right] \quad (5)$$

$$MIX^* = 0,5 \left[ \sum_{i=1}^n \left| \frac{q_{i2} T_{i2}}{\sum_{i=1}^n q_{i2} T_{i2}} - \frac{p_{i2} T_{i2}}{\sum_{i=1}^n p_{i2} T_{i2}} \right| - \sum_{i=1}^n \left| \frac{q_{i2} T_{i1}}{\sum_{i=1}^n q_{i2} T_{i1}} - \frac{p_{i2} T_{i1}}{\sum_{i=1}^n p_{i2} T_{i1}} \right| \right] \quad (6)$$

verificando-se que

$$D_2 - D_1 = \frac{MIX + MIX^*}{2} + \frac{COMP + COMP^*}{2}$$

A importância relativa das modificações da estrutura ocupacional do mercado de trabalho (efeito MIX) e da composição por sexo das ocupações (efeito COMP) nas alterações de  $D$  observadas entre o início e o final do período estão descritas na Tabela 10.

**Tabela 10**  
**Decomposição das Alterações no Índice de Segregação entre 1981 e 1990**  
**São Paulo e Pernambuco**

ESTADO	EFEITO		ALTERAÇÃO TOTAL
	MIX	COMP	
São Paulo	-0,00570 (12,7%)	-0,03907 (87,3%)	-0,04477 (100%)
Pernambuco	0,02501 (41,4%)	0,03547 (58,6%)	0,06048 (100%)

Pode-se notar que, tanto em São Paulo como em Pernambuco, os efeitos MIX e COMP se reforçam mutuamente, com a diferença de que em São Paulo ambos agem no sentido de reduzir a medida e em Pernambuco no de aumentá-la. Nota-se também que, embora nos dois Estados as mudanças na composição por sexo das ocupações sejam mais importantes na explicação da evolução do índice do que as da estrutura ocupacional,<sup>17</sup> em São Paulo as mudanças de composição são responsáveis por quase 90% da redução do valor de *D*, enquanto que em Pernambuco a alteração da estrutura ocupacional responde por mais de 40% das modificações dessa medida. Ressalte-se ainda que a relevância do efeito MIX em Pernambuco deve estar associada à expressiva redução da importância relativa do emprego agrícola observado nesse período.

## 6 Diferenças de inserção ocupacional *versus* diferenças de rendimentos

As diferenças por sexo de estrutura ocupacional e seus reflexos nos rendimentos têm sido analisadas em uma série de trabalhos.<sup>18</sup> Assim, comprovada a existência de considerável segregação ocupacional em São Paulo e em Pernambuco, é importante investigar sua

17 Blau & Hendricks (1979), analisando a evolução dos índices de segregação na economia norte-americana de 1950 a 1970, chegam a conclusões semelhantes a respeito da importância relativa dos dois componentes na explicação da modificação das medidas.

18 Vários trabalhos de natureza empírica têm procurado descrever a distribuição de homens e mulheres em diferentes categorias ocupacionais e o rendimento médio das mesmas. Dentre os desenvolvidos em período relativamente recente com base em evidências empíricas nacionais pode-se consultar, entre outros, os de Mello (1982), Brizolla (1982), Costa (1984), Bruschini (1985), Medici (1987) e Barros *et alii* (1997). Especificamente para a economia norte-americana, Beller (1982) e Blau & Beller (1988) verificam a persistência de diferenças significativas entre os rendimentos das mulheres alocadas nas ocupações masculinas e o das inseridas nas demais ocupações. A literatura disponível mostra que o declínio da segregação observado naquela economia entre 1970 e 1980 tem, aparentemente, pequeno impacto no diferencial de salários entre os sexos, conforme relatam Beller (1984) e Rytina & Bianchi (1984), entre outros.

vinculação com o diferencial entre os rendimentos dos sexos que prevalece nessas regiões, ou, em outros termos, verificar se as ocupações femininas são apenas diferentes das masculinas ou se, ao invés disso, são piores do que elas.

Com esse objetivo procura-se verificar se os rendimentos das mulheres lotadas em ocupações masculinas são, em média, maiores do que os das alocadas nas que apresentam menor proporção de homens. Se comprovado que a inserção da mulher em ocupações masculinas contribui para eliminar sua notória inferioridade de remuneração em relação ao sexo oposto, obviamente as políticas voltadas às questões do gênero devem concentrar esforços no sentido de promover a maior integração dos sexos no mercado de trabalho.

A Tabela 11, contendo a evolução de alguns salários relativos, permite ilustrar esses aspectos.

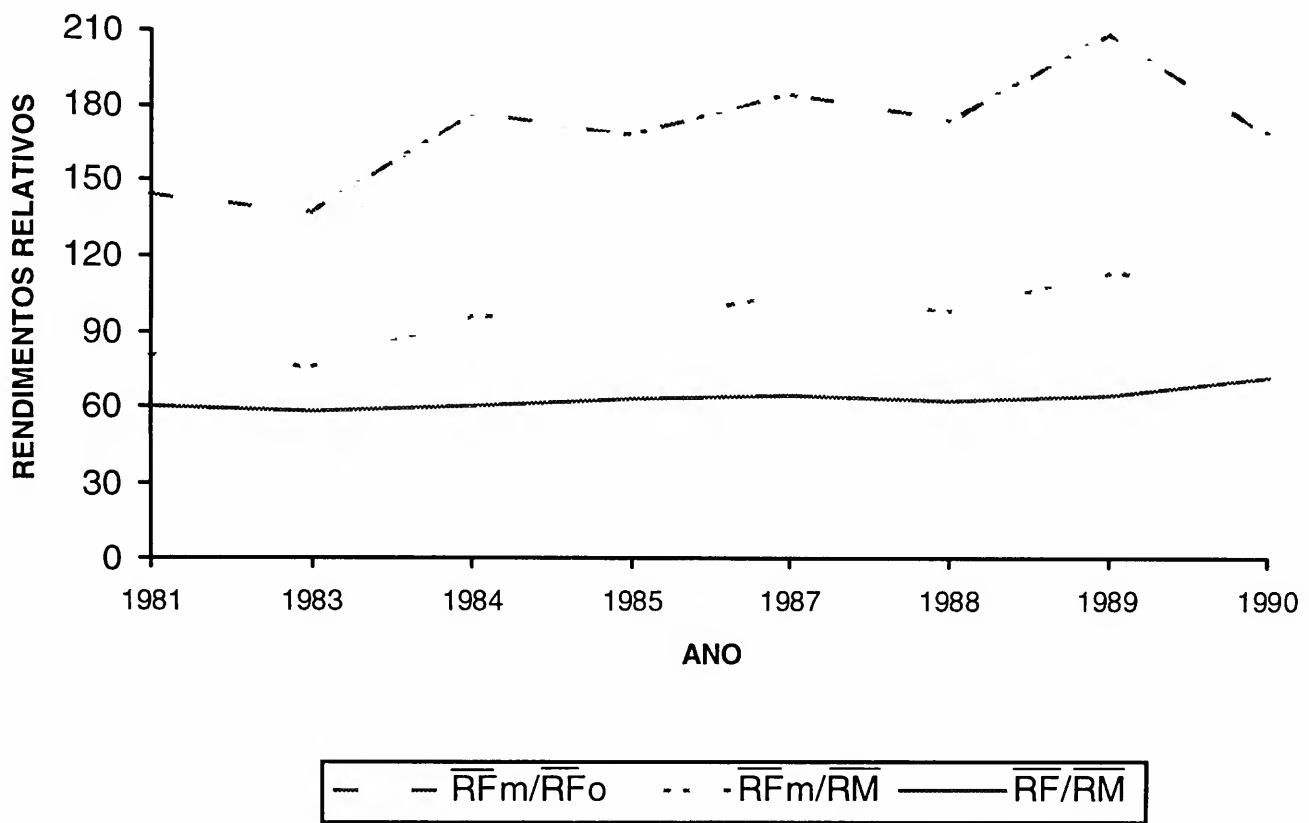
Denominando por  $\overline{RF}_m$  o rendimento médio por hora trabalhada na ocupação principal auferido pelas mulheres que se inserem em ocupações masculinas, por  $\overline{RF}_o$  o rendimento das mulheres que se encontram nas demais ocupações (integradas e femininas) e por  $\overline{RF}$  e  $\overline{RM}$ , 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  $\frac{\overline{RF}_m}{\overline{RF}_o}$ ,  $\frac{\overline{RF}_m}{\overline{RM}}$ ,  $\frac{\overline{RF}}{\overline{RM}}$ , cuja evolução encontra-se documentada na Tabela 11. A apresentação das Figuras 2 e 3, construídas com base nesses mesmos dados, objetiva facilitar a análise.

**Tabela 11**

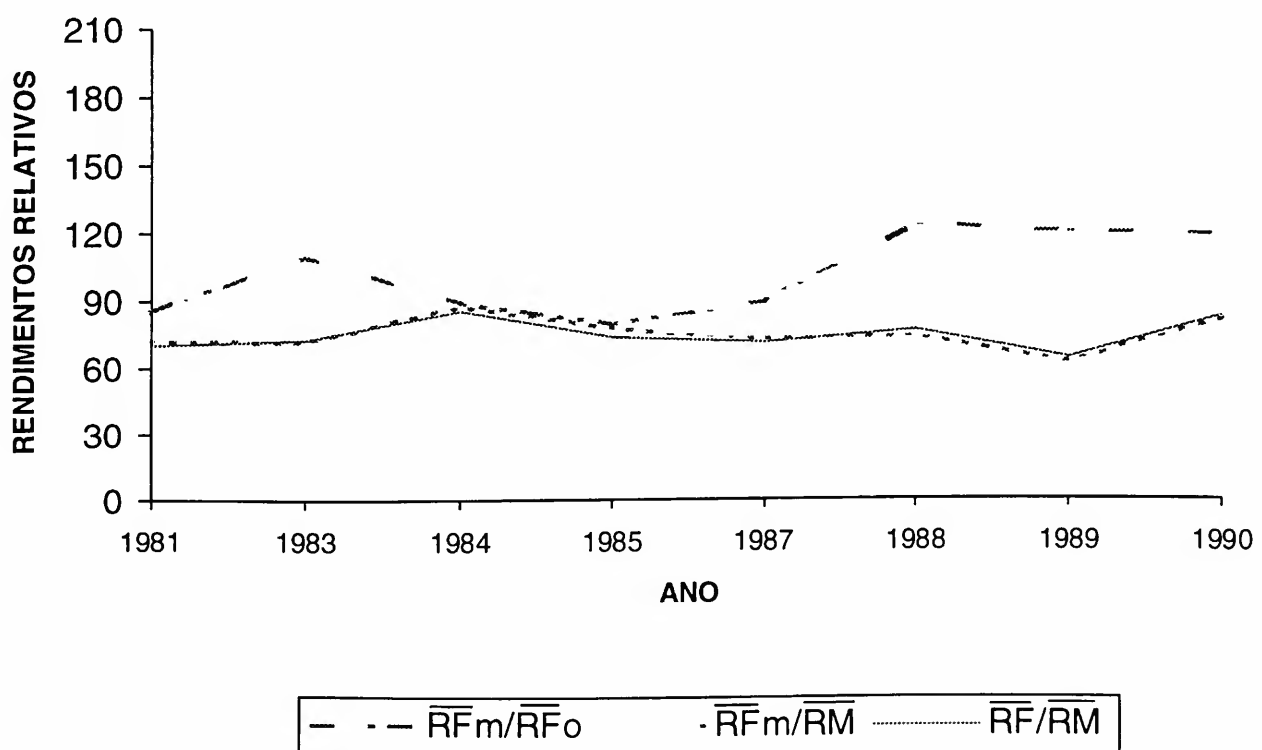
**Evolução dos Rendimentos Relativos - São Paulo e Pernambuco, 1981 a 1990 (em %)**

ANO	SÃO PAULO			PERNAMBUCO		
	$\frac{\overline{RF}_m}{\overline{RF}_o}$	$\frac{\overline{RF}_m}{\overline{RM}}$	$\frac{\overline{RF}}{\overline{RM}}$	$\frac{\overline{RF}_m}{\overline{RF}_o}$	$\frac{\overline{RF}_m}{\overline{RM}}$	$\frac{\overline{RF}}{\overline{RM}}$
	1981	144,71	80,97	60,07	85,58	72,30
1983	137,14	75,39	58,22	108,83	70,72	71,99
1984	176,04	95,07	60,35	88,22	86,48	84,21
1985	166,87	94,38	62,60	78,23	76,59	72,88
1987	182,74	103,62	64,49	88,57	71,58	70,11
1988	171,91	97,37	62,47	123,12	72,96	76,00
1989	206,41	112,47	64,59	119,68	61,24	63,65
1990	165,49	107,15	71,49	118,60	80,37	82,50

**Figura 2 - Evolução dos Rendimentos Relativos - São Paulo, 1981 a 1990**



**Figura 3 - Evolução dos Rendimentos Relativos - Pernambuco, 1981 a 1990**



Em ambos os Estados a remuneração feminina por hora trabalhada na ocupação principal (já descontado, portanto, o fato de que as responsabilidades domésticas, atribuídas pela sua condição de gênero, lhes possibilita uma menor carga horária de trabalho remunerado) é substancialmente menor do que a masculina. Verifica-se, também, que embora em São Paulo essa relação seja mais estável e com tendência ascendente melhor definida, 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 tem ocupação masculina auferir remuneração significativamente maior do que as demais, com o diferencial de rendimento entre as mulheres dessas duas categorias oscilando, nesse período, entre 37,14% e 106,41%. Na maior parte dos anos, inclusive, a mulher que tem ocupação masculina apresenta, em média, rendimento equivalente ao dos homens amostrados. Já em Pernambuco, as mulheres que têm ocupação masculina não são necessariamente melhor remuneradas do que as demais. Na verdade, em quatro dos oito anos considerados, a sua remuneração é menor. Em conseqüência, o fato de a pernambucana estar em ocupação masculina não lhe garante uma melhoria na sua relação com os rendimentos dos pernambucanos.

## **7 O efeito do gênero e da composição por gênero da ocupação nas diferenças individuais de rendimento**

Poder-se-ia supor que a remuneração mais elevada dos trabalhadores do sexo masculino ante a auferida pelos do sexo feminino, assim como a dos que se inserem em ocupações masculinas em relação à dos alocados em ocupações femininas ou integradas, decorressem da existência de diferenças de qualificação entre esses trabalhadores.

Com o intuito de avaliar o efeito do sexo e da inserção em ocupações que diferem em termos de sua composição por sexo nas diferenças individuais do rendimento do trabalho, descontando o dos demais condicionantes desse rendimento, efetua-se uma análise de regressão ponderada para cada estado e para cada um dos oito anos considerados. Nessa análise a variável dependente é o logaritmo natural do rendimento por hora trabalhada na ocupação principal, indicado por  $\ln(R)$ . Os efeitos dos condicionantes desse rendimento são captados por meio de um conjunto de variáveis binárias<sup>19</sup> que permitem distinguir os efeitos da escolaridade (variáveis  $E_h$ , com  $h = 1, \dots, 7$ ), idade (variáveis  $I_i$ , com  $i = 1, \dots, 8$ ), setor de

---

19 Que assumem o valor 1 se o indivíduo pertence ao grupo considerado e zero no caso contrário.



atividade (variáveis  $F_j$ , com  $j = 1, \dots, 11$ ), posição na ocupação (variáveis  $P_m$ , com  $m = 1, \dots, 3$ ) e posse de carteira assinada (variável  $C$ ), além do sexo (variável  $S$ ) e do grau de masculinidade da ocupação na qual o indivíduo se encontra (variável  $M$ ). A forma funcional desse modelo, conhecido como equação de rendimentos, é a seguinte:

$$\ln(R_t) = \alpha_t + \beta_t S_t + \psi_t M_t + \gamma_t C_t + \sum_{h=1}^7 \theta_{ht} E_{ht} + \sum_{i=1}^8 \delta_{it} I_{it} + \sum_{j=1}^{11} \phi_{jt} F_{jt} + \sum_{m=1}^3 \varphi_{mt} P_{mt} + u_t$$

onde  $t$  representa cada um dos oito anos considerados e  $u$  o erro aleatório que obedece às pressuposições estatísticas usuais.

O grupo de referência compreende os indivíduos do sexo feminino, sem instrução, com idade compreendida entre 10 e 17 anos, trabalhando como assalariados na agropecuária, sem carteira de trabalho assinada e em ocupações classificadas como femininas ou integradas pela sua proporção de homens.

A adoção da função log-linear, usual na grande maioria dos ajustes de equações de rendimento realizadas em pesquisas de âmbito nacional ou internacional, liga-se ao reconhecimento de que o efeito das variáveis explicativas é proporcional e não absoluto.

Os parâmetros estimados indicam o diferencial de rendimento dos vários grupos de cada variável em relação ao de referência. Neste sentido, o exponencial de  $\beta$  indica quantas vezes é maior, em média, o rendimento por hora trabalhada na ocupação principal de um homem em relação ao de uma mulher com as mesmas características. Da mesma forma, o exponencial de  $\psi$  indica quantas vezes é maior, em média, o rendimento de um indivíduo em ocupação masculina *vis-à-vis* o dos que apresentam as mesmas características mas estão inseridos em ocupações femininas ou integradas.<sup>20</sup>

Para facilitar a interpretação dos coeficientes da regressão, foram calculados os seus antilogaritmos e multiplicados por 100. Os números-índices assim obtidos mostram os ganhos percentuais de cada categoria em relação ao grupo de referência. Os números-índices obtidos das estimativas de  $\beta$  e  $\psi$  estão na Tabela 12. Os correspondentes às demais variáveis estão apresentados no apêndice.

20 Deve-se lembrar que este modelo não capta as interações entre o sexo e as demais variáveis. Neste sentido, um menor crescimento dos rendimentos das mulheres em resposta ao aumento da escolaridade ou idade, ou ainda a mudanças de posição na ocupação ou de setor de atividade não é captado pelo modelo.

**Tabela 12**  
**Números Índices Obtidos dos Coeficientes<sup>(1)</sup> de Variáveis Seleccionadas das Equações de Rendimento Ajustadas para a PEA Ocupada - São Paulo e Pernambuco, 1981 a 1990**

ANO	SÃO PAULO		PERNAMBUCO	
	SEXO MASC. (S)	OCUP. MASC. (M)	SEXO MASC. (S)	OCUP. MASC. (M)
1981	129	127	152	122
1983	132	124	165	114
1984	132	125	167	111
1985	131	128	175	122
1987	127	126	143	138
1988	138	118	150	115
1989	131	127	143	126
1990	132	119	142	119

(1) Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 1%.

Verifica-se que, descontada a influência das demais variáveis consideradas explicativas dos rendimentos, os trabalhadores paulistas recebem, em média, nos anos do período em análise, 32% a mais do que as trabalhadoras desse Estado. A inserção em ocupação masculina garante, por sua vez, um adicional de cerca de 24% no rendimento desses trabalhadores, ante o dos alocados em ocupações femininas ou integradas.

A análise dos coeficientes obtidos nas equações de rendimento dos pernambucanos possibilita notar que, descontada a influência das demais variáveis, os homens auferem rendimentos substancialmente maiores do que as mulheres (o adicional referente ao sexo oscila, em média, ao redor de 55% no período considerado). Além disso, o acesso a uma ocupação masculina garante, em média, uma remuneração 21% maior. Em outros termos, embora os diferenciais de remuneração por gênero sejam proporcionalmente menores em Pernambuco do que em São Paulo, quando se considera a influência das demais variáveis nota-se que a discriminação identificada por meio do coeficiente da *dummy* para o sexo é substancialmente maior em Pernambuco. Verifica-se também que a discriminação ocupacional, identificada por meio do coeficiente da *dummy* para a inserção em ocupação masculina, embora maior em São Paulo, é também considerável em Pernambuco.<sup>21</sup>

21 É certo que diferenças entre a alocação ocupacional de homens e mulheres que fossem explicadas por diferenças de qualificação não seriam discriminatórias. Entretanto, Ometto (1997) mostra que a quase totalidade das diferenças de rendimento médio dos dois gêneros associadas à alocação ocupacional são de cunho discriminatório.

Procurou-se identificar ainda a existência de tendência, ao longo do período considerado, nos dados que quantificam essas duas formas de discriminação, assim como a de correlação entre esses dados e as taxas de desemprego no mesmo período por meio do ajuste de regressão na qual a variável dependente é representada, alternadamente, pela estimativa de  $\beta$  e  $\psi$  e as variáveis explanatórias são o tempo ( $t$ ) em anos e as taxas de desemprego ( $u$ ). Entretanto, os modelos ajustados, assim como os coeficientes estimados, não se revelaram estatisticamente significativos, o que pode indicar o caráter mais estrutural do que conjuntural da discriminação que prejudica as trabalhadoras paulistas e pernambucanas no período.

## 8 Conclusões

As evidências empíricas apresentadas permitem verificar que homens e mulheres nos dois estados encontram-se, em grande parte, segregados em ocupações diferentes. Embora ao longo do período considerado essa segregação manifeste tendência descendente em São Paulo, não apresenta sinais de arrefecimento em Pernambuco. Ao invés disso, nesse último Estado a segregação se aprofunda nos anos em questão.

Se o acesso às ocupações é universal, mas homens e mulheres igualmente qualificados encontram-se segregados em diferentes ocupações por escolha ou opção pessoal, as diferenças de remuneração entre os gêneros não exigiriam nenhum tipo de intervenção. Todavia, se o acesso não é universal e ocupações tipicamente masculinas possibilitam a obtenção de rendimentos significativamente maiores, as mulheres que se encontram excluídas de tais ocupações são prejudicadas.

Os dados utilizados apontam para a existência de diferenças substanciais de remuneração que decorrem do sexo do trabalhador e da sua inserção em ocupações definidas como masculinas. São diferenças de cunho discriminatório que prejudicam a mão-de-obra feminina nos Estados de São Paulo e Pernambuco.

A análise de regressão não permite verificar que as oscilações no montante da discriminação indicada por esses dados estão associadas às alterações do nível do emprego e apresentam tendência claramente definida no período em questão. Esses resultados podem sugerir que a discriminação tem cunho mais estrutural do que conjuntural, o que implica a necessidade de políticas específicas objetivando propiciar o crescimento da participação feminina em carreiras predominantemente masculinas, assim como a de políticas que objetivem coibir a existência de critérios diferentes para remunerar os atributos produtivos dos trabalhadores e trabalhadoras nesses dois Estados.

## Referências Bibliográficas

- Barros, R. P.; Machado, A. F. & Mendonça, R. S. P. *A desigualdade da pobreza: estratégias ocupacionais e diferenciais por gênero*. Texto para discussão n. 453. IPEA, 1997.
- Barros, R. P.; Ramos, L. & Santos, E. *Gender differences in brasilian labor markets*. IPEA, 1992, mimeo.
- Beller, A. H. Occupational segregation by sex: determinants and changes. *The Journal of Human Resources*, v. 17, n. 3, p. 371-92, 1982.
- \_\_\_\_\_. Changes in the sex composition of U.S. occupations, 1960-1981. *The Journal of Human Resources*, v. 20, n. 2, p. 235-50, 1985.
- Blau, F. D. & Beller, A. H. Trends in earnings differentials by gender, 1971-1981. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 41, n. 4, p. 513-29, 1988.
- Blau, F. D. & Hendricks, W. E. Occupational segregation by sex: trends and prospects. *The Journal of Human Resources*, v. 14, n. 2, p. 197-210, 1979.
- Brizolla, S. N. *Formas de inserção da mulher no mercado de trabalho o caso do Brasil*. UNICAMP, 1982. (Tese de doutoramento).
- 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*, v. 37, n. 4, p. 435-48, 1983.
- Costa, L. B. *Participação da mulher no mercado de trabalho*. São Paulo: IPE/USP-CNPq, 1984.
- Duncan, D. & Duncan, B. A methodological analysis of segregation index. *American Sociological Review*, v. 20, p. 210-17, 1955.
- Fields, J. & Wolff, E. N. The decline of sex segregation and the wage gap, 1970-1980. *The Journal of Human Resources*, v. 26, n. 4, p. 608-22, 1991.
- Fuchs, V. R. A note on sex segregation in professional occupations. *Explorations in Economic Research*, v. 2, n. 1, p. 105-11, 1975.

- Gross, E. Plus ça changes...? The sexual structure of occupations over time. *Social Problems*, v. 16, p. 198-208, 1968.
- Guitahy, L. *et alii*. *Trabalho assalariado, sindicalização e reivindicação das operárias (1970-1980)*. São Paulo, 1981, mimeo.
- Hoffmann, R. *Distribuição da renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: EDUSP, 1997 (no prelo).
- \_\_\_\_\_. Desigualdade entre estados na distribuição da renda no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 1, n. 2, p. 281-296, 1997.
- Jusenius, C. L. The influence of work experience, skill requirement and occupational segregation on women's earnings. *Journal of Economics and Business*, v. 29, p. 107-15, 1977.
- Lewin, H. Educação e força de trabalho feminina no Brasil. *Cadernos de Pesquisa*, n. 32, 1980.
- Medici, A. C. Mulher brasileira: muito prazer. *Revista Brasileira de Estatística*, 48, p. 189-90, 1987.
- Mello, M. *Uma análise da participação feminina no mercado de trabalho no Brasil*. PUC, 1982 (Dissertação de Mestrado).
- 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).
- Paiva, P. T. *A mulher no mercado de trabalho urbano*. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, II. Águas de São Pedro, 1980.
- Reis, J. G. A. & Barros, R. P. Desigualdade salarial: resultados de pesquisas empíricas recentes. In: Camargo, J. M.; Giambiagi, F. (orgs.), *Distribuição de renda no Brasil*. São Paulo: Paz e Terra, 1991, p. 69-81.
- Rytina, N. F. & Bianchi, S. M. Occupational reclassification and changes in distribution by gender. *Monthly Labor Review*, v. 107, n. 3, p. 11-17. 1984.

**Tabela A1**  
**Resultados da Estimação das Equações de Rendimento - Números-índices**  
**Obtidos dos Coeficientes das Regressões Ajustadas<sup>(1)</sup>, Valores de  $R^2$ ,  $F$**   
**e Número de Observações - São Paulo, 1981 a 1990**

VARIÁVEIS	ANO	1981	1983	1984	1985	1987	1988	1989	1990
<b>ESCOLARIDADE</b>									
sem instrução		100	100	100	100	100	100	100	100
primário incompleto		124	128	128	123	125	125	119	119
primário completo		152	156	155	154	145	154	141	146
ginásio incompleto		167	178	177	170	167	176	160	166
ginásio completo		207	213	213	209	207	213	200	195
colegial		266	278	278	277	257	282	252	249
superior		466	478	503	498	467	523	460	464
<b>IDADE</b>									
10 a 17 anos		100	100	100	100	100	100	100	100
18 a 19 anos		122	121	120	127	128	129	125	123
20 a 24 anos		155	147	147	150	152	151	149	154
25 a 29 anos		204	198	193	197	188	191	179	187
30 a 39 anos		244	249	240	244	236	244	226	227
40 a 49 anos		270	272	270	270	265	277	261	266
50 anos ou mais		252	258	263	253	249	244	246	238
<b>SETOR DE ATIVIDADE</b>									
agrícola		100	100	100	100	100	100	100	100
indústria de transformação		172	169	149	156	169	179	191	183
indústria da construção		124	116	97	106	132	132	146	149
outras atividades industriais		198	194	163	167	223	214	229	225
comércio		135	132	151	125	140	149	165	168
prestação de serviços		109	111	95	102**	124	119	135	139
serviços aux. às ativ. econômicas		171	167	144	148	175	173	206	198
transporte e comunicação		147	156	138	143	153	167	194	200
atividades sociais		177	178	161	169	184	171	202	220
administração pública		187	185	159	164	170	161	187	222
outras atividades		216	224	198	200	211	229	292	252
<b>POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO</b>									
assalariado		100	100	100	100	100	100	100	100
autônomo		135	137	145	144	137	145	145	143
empregador		202	219	245	228	212	221	252	195
<b>CARTEIRA ASSINADA</b>									
sem carteira de trabalho assinada		100	100	100	100	100	100	100	100
com carteira de trabalho assinada		135	134	141	134	125	140	127	114
$R^2(\%)$		59,59	61,18	58,99	59,61	56,08	56,87	52,43	53,51
n <sup>o</sup> de observações		20.075	21.816	23.114	23.972	12.907	12.602	12.475	12.824
$F$		1.094,88	1.271,70	1.229,66	1.309,02	608,96	613,99	508,03	545,53

(1) Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 1%, exceto os indicados por \* (que o são a 5%) e \*\* (que o são a 10%).

**Tabela A2**  
**Resultados da Estimação das Equações de Rendimento Números-índices Obtidos**  
**dos Coeficientes das Regressões Ajustadas<sup>(1)</sup>, Valores de  $R^2$ ,  $F$  e Número de**  
**Observações - Pernambuco, 1981 a 1990**

VARIÁVEIS	ANO	1981	1983	1984	1985	1987	1988	1989	1990
<b>ESCOLARIDADE</b>									
sem instrução		100	100	100	100	100	100	100	100
primário incompleto		114	112	116	114	106	123	117	118
primário completo		133	133	139	131	121	145	133	128
ginásio incompleto		148	140	149	145	131	164	143	139
ginásio completo		169	181	195	183	151	182	176	171
colegial		210	235	239	234	217	245	230	217
superior		467	490	575	534	521	558	521	542
<b>IDADE</b>									
10 a 17 anos		100	100	100	100	100	100	100	100
18 a 19 anos		120	128	120	119	117	113 <sup>+</sup>	135	116
20 a 24 anos		143	147	140	139	145	143	141	130
25 a 29 anos		176	178	164	165	166	175	176	147
30 a 39 anos		195	207	190	199	189	204	203	178
40 a 49 anos		213	222	210	219	210	230	230	194
50 anos ou mais		172	189	175	192	176	199	204	171
<b>SETOR DE ATIVIDADE</b>									
agrícola		100	100	100	100	100	100	100	100
indústria de transformação		122	116	121	148	161	146	155	163
indústria da construção		131	117	130	137	158	131	144	151
outras atividades industriais		224	224	203	238	350	316	259	273
comércio		157	140	146	162	193	148	156	165
prestação de serviços		103	96**	97**	99**	135	98**	110*	119
serviços aux. às ativ. econômicas		188	198	166	220	227	209	191	170
transporte e comunicação		160	145	161	171	207	193	193	203
atividades sociais		160	145	134	176	203	162	157	181
administração pública		213	171	153	195	213	197	182	202
outras atividades		219	227	204	279	331	346	324	298
<b>POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO</b>									
assalariado		100	100	100	100	100	100	100	100
autônomo		113	115	115	110	135	134	144	142
empregador		291	290	329	273	311	303	392	308
<b>CARTEIRA ASSINADA</b>									
sem carteira de trabalho assinada		100	100	100	100	100	100	100	100
com carteira de trabalho assinada		144	135	156	153	142	159	137	122
$R^2(\%)$		44,84	51,94	49,65	54,74	52,40	54,89	51,53	50,02
n° de observações		8.588	8.819	9.154	9.651	5.391	5.187	5.545	5.709
$F$		257,33	351,83	333,26	431,04	218,67	232,49	217,22	210,56

(1) Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 1%, exceto os indicados por \* (que o são a 5%) e \*\* (que o são a 10%).

