

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 595

Homens x Mulheres: Substitutos ou Complementares no Mercado de Trabalho?

Adolfo Sachsida
Paulo Roberto Loureiro

Brasília, outubro de 1998

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 595

Homens x Mulheres: Substitutos ou Complementares no Mercado de Trabalho?^{*}

*Adolfo Sachsida^{**}*
*Paulo Roberto Loureiro^{***}*

Brasília, outubro de 1998

^{*} Os autores gostariam de agradecer a Francisco G. Carneiro e João Ricardo Faria de Oliveira, pelos comentários e sugestões, e também a Francisco das Chagas Pereira, que tornou possível a realização deste estudo. Naturalmente, nenhum deles é responsável por nossos erros ou omissões.

^{**} Da Coordenação Geral de Finanças Públicas (CGFP) do IPEA.

^{***} Da Universidade de Brasília (UNB).

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO E ORÇAMENTO
Ministro: *Paulo Paiva*
Secretário Executivo: *Martus Tavares*



Presidente
Fernando Rezende

DIRETORIA

Claudio Monteiro Considera
Gustavo Maia Gomes
Hubimaier Cantuária Santiago
Luís Fernando Tironi
Mariano de Matos Macedo
Murilo Lôbo

O IPEA é uma fundação pública, vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e promover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

Tiragem: 140 exemplares

COORDENAÇÃO DO EDITORIAL

Brasília — DF:
SBS Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10^o andar
CEP 70076-900
Fone: (061) 315 5374 — Fax: (061) 315 5314
E-mail: editbsb@IPEA.gov.br

SERVIÇO EDITORIAL

Rio de Janeiro — RJ:
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14^o andar
CEP 20020—010
Fone: (021) 212 1140 — Fax: (021) 220 5533
E-mail: editrj@IPEA.gov.br

SUMÁRIO

SINOPSE

| | | |
|---|----------------------------|-----------|
| 1 | INTRODUÇÃO | 5 |
| 2 | METODOLOGIA | 6 |
| 3 | ANÁLISE DOS RESULTADOS | 8 |
| 4 | CONCLUSÃO | 15 |
| | REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 16 |

SINOPSE

Este texto aplica o método de elasticidade de substituição de Hicks para caracterizar substitutibilidade ou complementaridade entre mão-de-obra feminina e masculina. Aliado a esse instrumental é adotado um procedimento econométrico para tentar definir se a mão-de-obra feminina é substituta ou complementar à masculina. A idéia é caracterizar complementaridade como um indício de discriminação por gênero no mercado de trabalho formal brasileiro. Os dados englobam o período de janeiro de 1986 a dezembro de 1996. Os resultados obtidos indicam a ocorrência de discriminação por gênero no mercado de trabalho formal brasileiro nesse período.

1 INTRODUÇÃO

Algumas questões, no campo do mercado de trabalho, ganharam relevância para fins de política econômica a partir do aumento da demanda de mão-de-obra feminina, incentivado pelo crescimento da economia. Por exemplo, tornou-se importante verificar a existência, ou não, de diferenciais de salários entre gêneros. A simples verificação das diferenças salariais entre homens e mulheres não pode ser caracterizada como discriminação salarial, contudo poderá ser empregado como indicador de alguma discriminação, principalmente quando a diferença for muito grande. Entretanto, quando essa diferença salarial não estiver associada ao capital humano, estará identificada a discriminação salarial. As mulheres recebem salários inferiores aos dos homens, mesmo levando-se em conta níveis similares de capital humano. Resultado esse, a princípio, não condizente com a teoria clássica. Espera-se, para uma mesma ocupação na firma, que níveis similares de capital humano recebam salários semelhantes. Barros, Ramos e Santos (1992), num estudo para o Brasil, acrescentam que, se for levada em conta a idade e a educação, o grau de discriminação por gênero é muito mais acentuado do que se for estimada apenas a diferença de salário entre homens e mulheres.

Becker (1957) salienta que diferenciais salariais podem ser explicados por estoques diferenciados de capital humano. Polachek e Kim (1994) argumentam que, se o diferencial de salários entre gêneros surge em função da existência de oportunidades desiguais, originadas de discriminação, então a economia perde eficiência alocativa. Postos de trabalho que exigem alta qualificação talvez não sejam ocupados pelos trabalhadores mais adequados.

Lazear e Rosen (1990) sugerem uma explicação diferente da apresentada no parágrafo anterior. Argumentam contra a existência de discriminação por gênero no mercado de trabalho. Para os autores, a diferença salarial entre homens e mulheres é resultante de uma decisão de maximização de lucros por parte dos empresários. Assume-se que homens e mulheres têm distribuição similares de qualificação no mercado, mas o nível de qualificação da mulher em atividades fora do mercado é maior. Assim, na hora da promoção, o empresário prefere promover o homem, pois tem maior probabilidade de permanecer na firma do que a mulher.

Uma abordagem alternativa da discriminação é proposta por Frijters (1997). O autor qualifica a discriminação como resultado da luta contínua entre grupos para obter uma quantidade escassa de recursos (trabalho

e/ou renda) ante a incerteza de emprego futuro. Desse modo, a discriminação pode ocorrer entre grupos completamente idênticos, desde que haja incerteza por parte do empregador e dos empregados em relação ao emprego futuro.

O artigo tem como objetivo verificar a existência, ou não, de discriminação salarial por gênero no mercado de trabalho formal brasileiro, no período de 1986 a 1996. A idéia nova, neste estudo, é inserir o método de elasticidade de substituição para caracterizar a ocorrência de discriminação salarial. Cabe ressaltar que tal método já foi usado por Hamermesh e Grant (1979) e por Borjas (1983) para caracterizar complementaridade ou substitutibilidade no mercado de trabalho. Assim, a contribuição deste artigo é expandir a análise sobre discriminação.

Para Becker (1957), se homens e mulheres fossem substitutos perfeitos, e ganhassem salários diferentes, isso seria indício de discriminação. Apesar da relevância do argumento, neste trabalho optou-se por adotar outra linha, qual seja, se homens e mulheres são substitutos e não ganham o mesmo salário, isso se deve a problemas de mercado, tais como informação imperfeita. No entanto, no longo prazo, haveria um movimento de convergência dos salários, o que não caracterizaria discriminação. Mas, se homens e mulheres, com o mesmo nível de capital humano, são vistos pelo mercado como complementares, isso sim, seria um indicio de discriminação. Afinal, indivíduos idênticos estariam sendo tratados como não substitutos. Desse modo, complementaridade implica discriminação e substitutibilidade, a sua inexistência.

O texto está organizado em três capítulos, além da introdução. No capítulo 2 são expostas as metodologias empregadas; no capítulo 3 é feita a apresentação e estimação do modelo; o final é reservado à conclusão.

2 METODOLOGIA

Este artigo utiliza dados de séries temporais mensais sobre empregos e salários (masculinos e femininos) tabuladas pelo Ministério do Trabalho e Previdência Social de janeiro de 1986 a dezembro de 1996. Os dados provêm do Cadastro Geral de Emprego e Desemprego (CAGED). A série temporal mensal do produto interno bruto (PIB) foi elaborada pelo Banco Central, no mesmo período. Os dados estatísticos sobre salários e PIB encontram-se em valores constantes.

No texto, define-se discriminação como resultado da complementaridade entre dois bens. Desse modo, se mão-de-obra masculina e feminina

são bens complementares, então existe discriminação por gênero no mercado de trabalho. No caso de atestar-se que homens e mulheres são competitivos no mercado de trabalho, conclui-se pela inexistência de discriminação.

O artigo faz uso de dois modelos para verificar a robustez dos resultados em relação ao método de mensuração utilizado. No primeiro, procura-se verificar a complementaridade ou substitutibilidade entre homens e mulheres pelo método de elasticidade de substituição. No segundo, monta-se uma regressão plotando variação na demanda por mão-de-obra feminina contra salário masculino, mas o sinal desta determinaria a ocorrência de complementaridade (sinal negativo) ou substitutibilidade (sinal positivo).

Modelo 1

O conceito de elasticidade de substituição definido para dois insumos apareceu pela primeira vez na literatura econômica com Hicks (1932). Em 1934, Allen e Hicks generalizaram para o caso de mais de dois insumos. Allen (1938) e Uzawa (1962) também estenderam o conceito. Como é bem conhecido, a elasticidade parcial de fator de substituição de Allen-Uzawa (AES) tem sido amplamente usada para classificar pares de insumos como substitutos ou complementares.

A elasticidade de substituição refere-se especificamente a movimentos ao longo de uma curva de indiferença, considerando-se que as outras variáveis de mercado permaneçam constantes. O coeficiente de elasticidade de substituição é definido como uma medida de sensibilidade das mudanças proporcionais nos empregos masculinos e femininos com relação às mudanças proporcionais nos salários relativos masculinos e femininos, ou seja:

$$\sigma = \frac{\frac{\partial E_{hi}/E_{mi}}{E_{hi}/E_{mi}}}{\frac{\partial S_{hi}/S_{mi}}{S_{hi}/S_{mi}}} = \frac{\frac{\partial E_{hi}/E_{mi}}{\partial S_{hi}/S_{mi}}}{\frac{S_{hi}/S_{mi}}{E_{hi}/E_{mi}}} = \frac{\partial \log E_{hi}/E_{mi}}{\partial \log S_{hi}/S_{mi}}; \quad \sigma$$

σ coeficiente de elasticidade de substituição do salário (masculino e feminino) em relação à demanda de emprego (masculinos e feminino).

E_{hi} = Emprego masculino no nível de educação i ;

E_{mi} = Emprego feminino no nível de educação i ;

S_{hi} = salário masculino no nível de educação i ;

S_{mi} = salário feminino no nível de educação i .

A escolha da forma funcional empírica do coeficiente de elasticidade de substituição é:

$$\ln \left(\frac{E_h}{E_m} \right) = \alpha + \beta \ln \left(\frac{S_h}{S_m} \right) + \gamma T + \epsilon$$

em que a inclusão da variável tempo (T) capta a influência da experiência profissional no trabalho.

Modelo 2

Será estimada uma regressão por mínimos quadrados ordinários para verificar a existência de discriminação. Na formulação do modelo econômico adota-se uma derivação do trabalho de Hamermesh (1982) para jovens e adultos. Formulação não muito distante da adotada aqui pode ser encontrada em Peinado (1992). A equação a ser estimada, portanto, tem a seguinte forma geral:

$$Em_{it} = f(Sm_{it}, Sh_{it}, Pib_t) \quad (3)$$

Em que: i = nível educacional;

t = tempo;

Em indica o número de mulheres contratadas no mês;

Sm é o salário real médio ao qual está sendo demandada mão-de-obra feminina;

Sh é o salário real médio ao qual está sendo demandada mão-de-obra masculina;

PIB é o produto interno bruto mensal a preços de janeiro de 1997.

Para comprovar a validade desse tipo de formulação, dois testes foram feitos: o primeiro, para verificar a ordem de integração das séries; o segundo, para testar a causalidade no sentido de Granger.

A amostra foi dividida tanto por gênero quanto por nível educacional. Essa última divisão procura usar educação como uma *proxy* para capital humano.

Para que a equação 3 represente a demanda por trabalho é necessário que possua uma variável que represente algum efeito de escala. Em seu artigo sobre salário mínimo e demanda por trabalho, Hamermesh (1982) usa a tendência para refletir mudanças na produtividade dos fatores. Neste estudo, optou-se pelo uso do PIB, formulação de acordo com o procedimento adotado pelo próprio Hamermesh (1976) para a estimativa de elasticidades. Hamermesh (1976) também menciona trabalhos baseados na variável emprego defasado no cálculo da elasticidade da demanda por trabalho, em relação ao salário real.

A análise da equação (3) deve ser centrada na variável salário masculino, pois é o sinal dessa variável que irá determinar a existência, ou não, de discriminação por gênero no mercado de trabalho formal brasileiro no período 1986-1996. Tal variável não tem seu sinal conhecido *a priori*. Um sinal positivo indica a ocorrência de bens substitutos e não há discriminação. Um sinal negativo indica complementaridade e aponta para a existência de discriminação salarial por gênero no mercado de trabalho formal brasileiro no período analisado.

3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Antes de se estimar uma regressão, deve-se checar a estacionaridade das séries. Esse procedimento visa evitar a ocorrência de regressões espúrias. Com esse objetivo utilizou-se o procedimento de Dickey-Fuller Aumentado para verificar a presença de raiz unitária. Deve-se notar que esse resultado é sensível ao número de *lags* adotado. A tabela 1 apresenta os resultados.

TABELA 1
Testes de Dickey-Fuller Aumentado com Constante e Tendência

| Variável | ADF(C,T) ¹ | Número de Defasagens Utilizadas ² |
|----------|-----------------------|--|
| lsm1gr | -4 3196** | 4 |
| lsh1gr | -4 0026* | 3 |
| lsm2gr | -4 6239** | 3 |
| lsh2gr | -4 5307** | 1 |
| lem1gr | -1 7797 | 16 |
| λlem1g | -5 4258** | 12 |
| leh1gr | -1 2239 | 13 |
| λleh1gr | -5 3670** | 12 |
| lem2gr | -1 6456 | 14 |
| λlem2gr | -6 6392** | 13 |
| leh2gr | -1 6000 | 13 |
| λleh2gr | -5 7553** | 12 |
| lPIB | -3 3516 | 14 |
| λlPIB | -10 462** | 13 |

Notas: 1 * e ** indicam rejeição de raiz unitária a 5% e 1%, respectivamente.

2 O número de defasagens escolhido seguiu o procedimento sugerido por Doornik e Hendry (1994), que consiste em escolher um número arbitrariamente alto de defasagens e verificar a significância do *lag*. Sendo este não significativo, usa-se o *lag* imediatamente inferior.

Procede-se assim até se chegar ao primeiro *lag* significativo.

Pela tabela 1 fica claro que as variáveis referentes a salário real são estacionárias no nível, enquanto as variáveis de emprego e PIB são estacionárias apenas na primeira diferença.

O segundo teste necessário para a estimativa do modelo consiste no exemplo de causalidade de Granger, que não define se uma variável é endógena ou exógena, limitando-se apenas a definir se uma variável precede temporalmente a outra. O interesse por esse teste surge da necessidade de se comprovar que o salário masculino precede temporalmente variações no emprego feminino, pois se o inverso ocorresse a análise de complementaridade, da maneira como é feita aqui, não seria viável.

Feito o teste de causalidade de Granger, três respostas são possíveis: i) salário do homem causa, na visão de Granger, variações na demanda por mão-de-obra feminina; ii) variação na demanda por mão-de-obra feminina causa, segundo Granger, salário masculino; e iii) salário masculino precede temporalmente variação na demanda de mão-de-obra feminina, ao mesmo tempo que variação na demanda de mão-de-obra feminina causa, no sentido de Granger, salário do homem.

Para dar continuidade ao estudo é necessário encontrar a alternativa "i" do parágrafo anterior, dado que é essa alternativa "i" que se encaixa no modelo proposto e permite a análise de complementaridade tal como é feita neste artigo. Encontrando-se as opções "ii" ou "iii", do parágrafo anterior, deve-se mudar a forma de estimação das elasticidades e, conseqüentemente, a análise de complementaridade.

Para realizar o teste de causalidade de Granger, antes deve-se determinar o número de defasagens da variável exógena. Para isso, o PCGIVE 8.0 fornece um conjunto de três critérios: Schwarz (SC), Hanna-Quin (HQ) e Erro Final do Preditor (FPE) — que consistem em penalizações pelo acréscimo de novas variáveis ao modelo —, que indicaram, no conjunto, um número ótimo de quatro defasagens para as variáveis referentes ao primeiro grau completo e três lags para as variáveis referentes ao segundo grau de estudo completo. A tabela 2 mostra os resultados do teste de causalidade.

TABELA 2
Teste de Causalidade de Granger

| lsh1gr \square dlem1gr | | dlem1gr \square lsh1gr | |
|--|--------------------------|--|--------------------------|
| Testes de significância de cada variável | | Testes de significância de cada variável | |
| variável | F(num,denom) | variável | F(num,denom) |
| dlem1gr | F(4,119) = 20.346 | lsh1gr | F(4,119) = 32558 |
| | Probabilidade [0.0000]** | | Probabilidade [0.0000]** |
| lsh1gr | F(4,119) = 2.7875 | dlem1gr | F(4,119) = [0.2381] |
| | Probabilidade [0.0296]* | | Probabilidade [0.2381] |

| Ish2gr \square dlem2gr | | dlem2gr \square Ish2gr | | | |
|--|--------------------|--|----------|--------------------|---------------|
| Testes de significância de cada variável | | Testes de significância de cada variável | | | |
| variável | F(num,denom) | Probabilidade | variável | F(num,denom) | Probabilidade |
| dlem2gr | F(3,122) = 9.0424 | [0.0000]** | Ish2gr | F(3,122) = 37759 | [0.0000]** |
| Ish2gr | F(3,122) = 3.629 | [0.0150]* | dlem2gr | F(3,122) = 0.1617 | [0.9219] |

Segundo os valores dos testes F, contidos na tabela 2, pode-se aceitar que o salário do homem com o primeiro grau de estudo causa, no sentido de Granger, variação na demanda por mão-de-obra feminina com nível similar de educação (Ish1gr \square dlem1gr); ao mesmo tempo rejeita-se que variação na demanda por mão-de-obra feminina com o primeiro grau de estudo preceda temporalmente o salário masculino com o mesmo nível educacional. Pela mesma análise infere-se para o segundo grau de estudo que Ish2gr \square dlem2gr, mas não é verdade que dlem2gr \square Ish2gr. Esse é um resultado esperado pelo modelo. Alterações ocorridas nos salários dos homens, tanto no primeiro como no segundo grau, precedem temporalmente variações na demanda por trabalho feminino, mas o inverso não é verdadeiro.

Modelo 1

A tabela 3 mostra os coeficientes de elasticidades de substituição.¹ Para os salários masculino e feminino, três das cinco elasticidades de substituição foram negativas. As equações I, II, III e V foram estatisticamente significantes a 1%. A equação número IV, relativa ao ensino de primeiro grau, mostrou-se não significativa. Todos os valores das elasticidades de substituição apresentaram coeficientes menores do que 1, $\square_{ij} < 1$, demonstrando uma grande complementaridade no mercado de trabalho entre os salários masculino e feminino, e identifica-se a existência de discriminação. Como os resultados empíricos demonstraram ser os salários masculinos e femininos complementares ao invés de substitutos, eles se traduzem em discriminação salarial. Na inexistência de discriminação salarial, os dois grupos com o mesmo estoque de capital humano e ocupação, os salários seriam iguais às suas produtividades marginais, homens e mulheres seriam contratados igualmente e a sua competitividade eliminaria as diferenças existentes a longo prazo.

¹ Para a escolha do melhor modelo adotou-se uma combinação dos seguintes critérios: Akaike e Schwarz, menor erro padrão da estimativa, significância estatística dos parâmetros estimados e R^2 de Harvey.

TABELA 3
Elasticidade de Substituição

| Variáveis | Equações | | | | |
|------------------------|----------|---------|---------|---------|---------|
| | I | II | III | IV | V |
| 1 modelo Est. | | | | | |
| Constante | 1,4894 | 1,1758 | 0,9622 | 0,3606 | 0,3660 |
| D-P | 0,0041 | 0,0028 | 0,0082 | 0,0024 | 0,0021 |
| t | 363,61 | 407,93 | 116,16 | 152,15 | 170,72 |
| SH/SM | -0,0550 | -0,0566 | -0,1617 | 0,0014 | 0,0111 |
| D-P | 0,0162 | 0,0110 | 0,0329 | 0,0065 | 0,0039 |
| t | -3,39 | -5,11 | -4,92 | 0,22 | 2,84 |
| Tend | -0,0013 | -0,0006 | -0,0016 | -0,0012 | -0,0008 |
| D-P | 0,00005 | 0,00003 | 0,00008 | 0,00001 | 0,00002 |
| t | -25,45 | -18,54 | -20,4 | -84,93 | -52,42 |
| 2 modelo Est. | | | | | |
| (EH/EM) _{t-1} | -2,8888 | 0,2929 | -3,9441 | 0,5451 | -0,0545 |
| D-P | 1,0145 | 0,3193 | 1,0326 | 1,1148 | 1,2051 |
| t | -2,85 | 0,92 | -3,82 | 0,49 | -0,05 |
| SSR | 0,0232 | 0,0145 | 0,0356 | 0,0063 | 0,0074 |
| F | 358,84 | 217,36 | 250,55 | 3,782 | 1,379 |
| Phillips-Perron | | | | | |
| nível Sal | -5,665 | -3,766 | -3,671 | -6,275 | -5,036 |
| nível Emp | | | | | |
| emp 1ª dif | -7,545 | -11,199 | -5,684 | -9,879 | -5,746 |

Obs.: 1 Equação I, até quatro anos de estudos. Equação II, até oito anos de estudos. Equação III, primeiro grau completo; Equação IV, segundo grau completo; Equação V, superior completo.

2 D-P é o desvio-padrão, SSR é a soma do quadrado dos resíduos, Phillips-Perron é o teste de Phillips-Perron para a estacionariedade das variáveis. Tend é a variável de tendência.

Com o objetivo de captar a rigidez do emprego, incorporou-se na equação (2) a variável emprego defasada em um período de tempo. Em função dessa incorporação, os resultados mostraram que os coeficientes da variável emprego, defasada em um período, foram negativos para as equações I, III e V (superior completo, essa não foi significativamente diferente de zero). As equações I e III são significativamente diferentes de zero a 1% de significância. O coeficiente de elasticidade da variável dependente defasada em relação à variável dependente é de $-2,89$, para os trabalhadores com até quatro anos de estudos e de $-3,94$ para trabalhadores com o primeiro grau completo. Esses valores indicam uma forte sensibilidade do mercado de trabalho para esses níveis de educação. Dado que uma variação positiva de 10% na razão dos empregos do período anterior produz uma variação negativa de 28,9% na razão do emprego do período atual, para trabalhadores com até quatro anos de estudo, e de 39,4% para trabalhadores com o primeiro grau completo, pode-se concluir, também, que para maiores níveis de emprego na economia haverá maior utilização de trabalhadores masculinos, caso os outros fatores, tais como a razão dos salários, permaneçam constantes. As equa-

ções II e IV obtiveram coeficientes positivos e não significativamente diferentes de zero.

Os efeitos dos salários praticamente mantiveram-se constantes na comparação de diversos níveis educacionais de homens e mulheres, e apontam graus de igualdade de diferenciação de empregos por partes dos gêneros.

No mercado de trabalho formal, os resultados empíricos apontaram uma grande complementaridade entre os salários masculino e feminino, que podem ser visualizados na tabela 3.

Modelo 2

Analisando-se os testes de estacionaridade das séries (tabela 1), percebe-se que as variáveis referentes a emprego e produto são integradas de ordem 1 - I(1), ao passo que as variáveis referentes a salário real são integradas de ordem zero - I(0). Desse modo, o modelo não pode ser estimado em nível. Ainda assim é possível estimá-lo. Para isso, tira-se a primeira diferença das variáveis que são I (1) e estima-se a regressão. Note-se que, após tirada a primeira diferença, todas as variáveis passam a ser I (0). Dessa maneira pode-se estimar a regressão normalmente, pois como as variáveis são I (0) não faz mais sentido falar-se em cointegração.

De acordo com o parágrafo anterior e com os testes de causalidade (tabela 2) e Dickey-Fuller Aumentado (tabela 1), chegou-se à forma da regressão para a variável λ_{lemigr} , que é exposta na tabela 4.

TABELA 4
Resultados da Regressão para a Variável λ_{lem1gr}

| Variável | Coefficiente | Desvio-Padrão | t-value | t-prob |
|--|--------------|---------------|---------|--------|
| Constant | -8.4e-005 | 0.0003 | -0.256 | 0.7987 |
| dlem1gr_1 | 0.5610 | 0.0958 | 5.853 | 0.0000 |
| dlem1gr_2 | 0.1497 | 0.0930 | 1.611 | 0.1101 |
| lsm1gr_3 | 0.0008 | 0.0004 | 2.077 | 0.0401 |
| lsh1gr_3 | -0.0011 | 0.0004 | -2.504 | 0.0137 |
| dPIB_3 | -0.0005 | 0.0002 | -2.353 | 0.0204 |
| R ² = 79,06% F(16, 111) = 26.198 [0.0000] DW = 1.95 RSS = 3.5897e-006 | | | | |
| SC = -16.7451 HQ = -16.9699 FPE = 3.6635e-008 R ² sazonal = 21,12% | | | | |
| AR 1- 7F(7,104) = | 1.3791 | [0.2219] | | |
| ARCH 7 F(7, 97) = | 0.6876 | [0.6823] | | |
| Normality Chi ² (2)= | 1.0811 | [0.5824] | | |
| Xi ² F(21, 89) = | 1.2373 | [0.2415] | | |
| RESET F(1,110) = | 2.9324 | [0.0896] | | |

R² sazonal é o R² de Harvey, RESET é o teste de Ramsey que procura verificar a especificação do modelo. Xi² checa a existência de resíduos heterocedásticos. ARCH verifica a ocorrência de heterocedasticidade condicional autorregressiva nos resíduos. AR testa a presença de autocorrelação serial. Doornik e Hendry (1994) fornecem mais detalhes sobre os testes acima.

Em relação aos resultados estatísticos da tabela 4, observou-se uma satisfatória adequação dos resíduos (testes AR, ARCH, normality e xi²). O modelo também se portou bem na comparação contra variáveis *dummies* sazonais e apresentam um R² sazonal de 21,12%. No entanto, apesar do teste de especificação de Ramsey (RESET) não rejeitar a hipótese H₀ de que o modelo seja bem especificado a 5% de significância, é possível não aceitar H₀ a 10%. Contudo, dada a boa *performance* dos demais testes, optou-se por manter o presente modelo.

Procedendo-se da mesma forma, estimou-se a regressão para a variável λ_{lem2gr} , que pode ser vista na tabela 5.

TABELA 5
Resultados da Regressão para a Variável λ_{lem2gr}

| Variável | Coefficiente | Desvio-Padrão | t-value | t-prob |
|--|-----------------|---------------|---------|--------|
| Constant | -0.0003 | 7.96e-005 | -3.923 | 0.0002 |
| Dlem2gr_1 | 0.3571 | 0.0866 | 4.122 | 0.0001 |
| Dlem2gr_2 | 0.2357 | 0.0863 | 2.730 | 0.0074 |
| Lsm2gr | 0.0003 | 0.0001 | 2.462 | 0.0154 |
| Lsh2gr | -0.0003 | 0.0001 | -2.318 | 0.0223 |
| DPIB | 0.0001 | 5.12e-005 | 2.755 | 0.0068 |
| $R^2 = 81,08\%$ $F(16, 112) = 29.998$ [0.0000] $DW = 2.05$ $RSS = 2.3632e-007$ | | | | |
| $SC = -19.4774$ $HQ = -19.7012$ $FPE = 2.38811e-009$ R^2 sazonal = 34,65% | | | | |
| AR 1- 7 $F(7, 105) =$ | 0.3120 [0.9471] | | | |
| ARCH 7 $F(7, 98) =$ | 0.9085 [0.5032] | | | |
| Normality $\chi^2(2) =$ | 4.6901 [0.0958] | | | |
| $\chi^2 F(19, 92) =$ | 0.9397 [0.5374] | | | |
| RESET $F(1, 111) =$ | 0.2827 [0.5960] | | | |

Em relação aos resultados estatísticos da tabela 5, observou-se uma boa adequação dos resíduos medidos pelos testes AR, ARCH, e χ^2 . A especificação do modelo, medida pelo teste de Ramsey, também demonstrou um bom desempenho. Na comparação contra variáveis *dummies* sazonais, o modelo apresentou um ganho de 34,65%. Um resultado não tão satisfatório foi obtido no teste Normality, em que não se pode rejeitar a hipótese H_0 de que os resíduos sejam ruído branco a 5% de significância, mas é possível não aceitar H_0 a 10%. No entanto, devido ao fato de o teste Normality ser o mais fraco entre os testes de resíduo presentes na tabela 5, e dado o bom desempenho dos demais indicadores, optou-se por manter esse modelo.

O coeficiente da variável DLPIB (tabelas 4 e 5), mostra que o emprego feminino reage de maneira não homogênea às variações do produto. O coeficiente é negativo para primeiro grau e positivo para segundo grau. Isso leva a crer que o crescimento do PIB, por si só, gera aumento de demanda por mão-de-obra mais qualificada.

Tanto a regressão para primeiro grau quanto para segundo grau apresentaram coeficientes significativos e negativos para a variável salário masculino (lsh), o que indica que homens e mulheres são complementares no mercado de trabalho. Em vista desse resultado, conclui-se que no período analisado ocorreu discriminação salarial por gênero no mercado de trabalho formal brasileiro.

4 CONCLUSÃO

Os valores dos coeficientes de elasticidade de substituição (menores que 1, em valor absoluto — tabela 1), no mercado de trabalho do homem e da mulher, indicam a existência de discriminação salarial. Os sinais negativos dos parâmetros para salário masculino — para o primeiro e quarto graus, tabelas 4 e 5, respectivamente — reforçam o resultado em favor da ocorrência de discriminação salarial por gênero. Esses resultados empíricos confirmam o estudo de Ames (1995), que denuncia a existência de discriminação por gênero no mercado de trabalho.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMES, L. Fixing Women's Wages: The effectiveness of comparable worth policies. *Industrial & Labor Relations Review*, v.48, n.4, July 1995.
- BARROS, R. P.; RAMOS, L. e SANTOS, E. Gender differences in brazilian labor markets. *In: Anais do XX Encontro Nacional de Economia*. 1992. p.63-80.
- BECKER, G. *The economics of discrimination*.— Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- BORJAS, George J. The substitutability of black, hispanic and white labor. *Economic Inquiry*, v. XXI, n.1, Jan. 1983.
- DOORNICK, J. e HENDRY, D. *PCGIVE 8.0 — an interactive econometric modelling system*. International Thomson Publishing, 1994.
- HAMERMESH, D. S. Econometric studies. *Journal of Human Resources*, v.11, 1976.
- HAMERMESH, D. S. e GRANT, J. Econometric studies of labor-labor substitution and their implications for policy. *Journal of Human Resources*, v. XIV, n.4, 1979.
- HAMERMESH, D. S. Minimum wages and the demand for labor. *Economic Inquiry*, v. XX, p.365-379, July 1982.
- JENKINS, S. P. Earnings discrimination measurement: a distributional approach. *Journal of Econometrics*, v.61, n.1, p.81-103, 1994.
- LAZEAR, E. P. e ROSEN, S. Male-female wage differentials in job ladders. *Journal of Labor Economics*, v.8, n.1, pt.2, p.S106-S123, 1990.
- PEINADO, A. Análisis de las diferencias salariales por sexo. *In: Economía y sociología*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1991. p.104-113.
- POLACHEK, S. W. e KIM, M. Panel estimates of the gender earnings gap: individual-specific intercept and individual specific slope models. *Journal of Econometrics*, v.61, n.1, p.23-43, 1994.
-