

Determinantes do Desemprego no Brasil no Período de 1981 a 2005: uma Análise Enfatizando a Qualificação do Indivíduo em um Contexto de maior Abertura Comercial*

Determinants of Unemployment in Brazil from 1981 to 2005: an Analysis Emphasizing the Skill of the People in a Context of more Trade Openness

*Jaqueline Severino da Costa***

*Marina Silva da Cunha****

Resumo: O objetivo desse artigo é apontar os principais determinantes do desemprego no Brasil entre 1981 e 2005, com ênfase nos efeitos da educação (qualificação) e da abertura comercial, buscando verificar qual tese melhor se adequa à realidade brasileira: o modelo Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS) ou a Mudança Tecnológica com Viés para Qualificação. Foram utilizados os microdados das PNADs de 1981 a 2005. Para alcançar tal objetivo, utilizou-se o modelo *probit*, tendo como variável dependente a condição do indivíduo estar ou não desempregado. Os resultados da pesquisa sugerem que a qualificação do indivíduo é fator preponderante para determinar desemprego em um contexto de maior abertura comercial com adoção de novas tecnologias. Além disso, outras características individuais como idade, sexo, condição do domicílio, região geográfica e metropolitana também se mostraram fortes determinantes do desemprego. Os resultados ainda apontaram a importância do crescimento econômico para diminuir desemprego. Enfim, o modelo mais adequado para explicar os determinantes do desemprego no Brasil consiste na Mudança Tecnológica com Viés para Qualificação.

Palavras-chave: Desemprego; Abertura comercial; Qualificação.

Abstract: This paper presents the main determinants of the unemployment in Brazil between 1981 and 2005, focused on the effects of the education (skill) and on

* As autoras deste trabalho agradecem as contribuições do professor Luiz Guilherme Scorzafave da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FEARP) da Universidade de São Paulo, campus Ribeirão Preto.

** Mestre em Economia pela Universidade Estadual de Maringá e doutoranda em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo – Campus Piracicaba – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. E-mail: jaquelinecosta@usp.br

*** Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: mscunha@uem.br

the trade openness. Another purpose is to verify the best theory to the Brazilian reality: the Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS) model or the Skill-Biases Technological Change. The principal data source for this study is PNADs, from 1981 to 2005. Probit is the model used, having the individual condition to be or not unemployed as the dependent variable. One of the results is that the individual qualification is a preponderant factor to determine unemployment in a context of larger trade openness with adoption of new technologies. Other individual characteristics as age, sex, home condition, geographical and metropolitan areas are also decisive for the probability unemployment. The results still point the importance of the economical growth to decrease unemployment. In the end, the most appropriate model to explain the determinant of the unemployment in Brazil consists in the Technological Change with Inclination for Qualified Work.

Keywords: Unemployment; Trade openness; Skill.

JEL Classification: J60; J64; F16.

1 Introdução

Nos anos 1970, algumas economias desenvolvidas – Estados Unidos, Reino Unido e alguns países do Leste Asiático – adotaram políticas de maior inserção comercial, que desencadeou um processo conhecido como abertura comercial. Diante do sucesso desses países, as economias em desenvolvimento, principalmente as latino-americanas, também implementaram políticas voltadas a uma maior abertura comercial, notadamente, na década de 1980.

Sair da estagnação econômica, melhorar a competitividade externa, aumentar a produtividade e o crescimento econômico estavam entre os principais objetivos dessa política de cunho liberal. No Brasil, as primeiras medidas rumo a uma maior abertura comercial foram tomadas em 1988, com destaque para a eliminação das restrições tarifárias e não tarifárias. De acordo com Averborg (1999), a tarifa *média* caiu de 41,2% em 1988 para 17,8% em 1989. No mesmo período, as alíquotas de importação continuaram caindo gradualmente e grande parte dos regimes especiais de importações foi abolida.¹

Nesse contexto, o reflexo das profundas mudanças na economia mundial sobre o mercado de trabalho passou a despertar a atenção de autoridades políticas e econômicas, tanto nos países desenvolvidos como nos países em desenvolvimento. Nos Estados Unidos e Reino Unido, a taxa de desemprego mostrou certa estabilidade, tendo em vista que as alterações se deram basicamente sobre os salários – aumento nos diferenciais de re-

1 Exceto aqueles relacionados à zona franca de Manaus.

muneração entre os indivíduos mais e menos qualificados.² Já nos países da Europa Ocidental, onde o mercado de trabalho é mais rígido,³ observa-se aumento na taxa de desemprego, com os diferenciais de salários entre os níveis de educação permanecendo estáveis.

No Brasil, o desemprego assume dois momentos distintos. Na década de 1980, mesmo com um baixo crescimento do PIB – de 1,7% a.a., em média, segundo dados do Ipea (2007) –, a taxa de desemprego foi de 5,3% a.a., em média, considerada relativamente baixa. Para Amadeo *et al.* (1994), esse fato deve-se ao nível de emprego ao longo do período (de 3,5% a.a., em média) que foi superior ao da taxa de crescimento populacional (de 2,1% a.a., em média). Em outras palavras, o mercado de trabalho brasileiro manteve uma grande capacidade de absorção da mão de obra em decorrência da expansão dos setores comércio, serviços e administração pública. Já nos anos 90, principalmente após a abertura comercial, a taxa de desemprego⁴ aumentou consideravelmente, passando de 5,3% a.a., em média, no período de 1981 a 1990, para 8,7% a.a., em média, entre 1991 e 2005.

Na literatura econômica, dois modelos teóricos permitem explicar a relação existente entre abertura comercial, qualificação da mão de obra e desemprego. O primeiro é o modelo Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS), cujas premissas estabelecem que, em um contexto de maior abertura comercial, há um aumento da demanda relativa por mão de obra menos qualificada em países em desenvolvimento, como o Brasil, e, portanto, um aumento relativo do desemprego de indivíduos mais qualificados.⁵ O segundo, por sua vez, é o modelo baseado na mudança tecnológica com viés para qualificação (*Skill-Bias Technological Change*). Neste caso, com uma maior abertura comercial há uma redução da demanda relativa por trabalhadores menos qualificados tanto nos países desenvolvidos quanto nos em desenvolvimento e, portanto, um aumento relativo do desemprego entre indivíduos com menor nível de educação.

2 Segundo Acemoglu (2000), os trabalhadores americanos com nível superior completo aumentaram seus rendimentos em 25% entre 1979 e 1995, em relação aos trabalhadores com segundo grau completo.

3 Para um aprofundamento sobre rigidez no mercado de trabalho, ver Bernan *et al.* (1998), Reis (2004) e Davis (1996).

4 Essa estimativa da taxa de desemprego, obtida com base na PNAD, representa a proporção da população economicamente ativa (PEA) desocupada em relação à PEA total. A tendência dessa estimativa segue o comportamento da estimativa da taxa de desemprego calculada a partir da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), que aponta um forte crescimento na década de 1990. Ressalta-se que a PNAD passou a incluir entre os ocupados, a partir de 1992, os trabalhadores na produção para o próprio consumo e os trabalhadores na construção para o próprio uso, os quais foram excluídos neste estudo, para permitir uma homogeneização das informações.

5 Conforme Green, Dickerson e Arbache (2004), embora o Brasil seja uma das maiores economias do mundo, ainda é classificada como em desenvolvimento.

Nesse sentido, o objetivo desse trabalho é apontar os principais determinantes do desemprego no Brasil, entre 1981 e 2005, enfatizando os efeitos da educação (qualificação) e da abertura comercial, além de verificar qual tese melhor se adéqua à realidade brasileira: o modelo HOS ou a Mudança Tecnológica com Viés para Qualificação.

Além disso, procura-se analisar o comportamento do desemprego considerando cada gênero, uma vez que não atinge homens e mulheres de forma homogênea. Para Hoffmann e Leone (2004), os processos de urbanização e industrialização, nas décadas de 1970 e 1980, foram acompanhados pela maior inserção das mulheres no mercado de trabalho. Nesse período, o desemprego não decorria da falta de absorção da mão de obra. Na década de 1990, porém, com o crescimento dos postos de trabalho em ritmo menor que o da PEA feminina, houve um aumento no desemprego entre mulheres. Conforme Lavinhas, Amaral e Barros (2000), a taxa de desemprego feminina superou a masculina no final dessa década. Para Picchetti e Chahad (2003), o desemprego é maior entre as mulheres do que entre os homens devido ao preconceito do setor empresarial quanto à capacidade da força de trabalho feminina.

Assim, o presente trabalho está dividido em cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção, é feita uma breve revisão teórica e empírica da literatura acerca desse tema. Nas seções seguintes, são apresentados o modelo teórico que embasa as relações entre abertura comercial, qualificação e desemprego e o modelo empírico. Os resultados das equações estimadas separadamente para homens e mulheres são discutidos na quarta seção. Por fim, são feitas as considerações finais.

2 Determinantes do Desemprego: uma Breve Revisão Empírica e Teórica

Estudos relacionando abertura comercial, qualificação e desemprego ainda são pouco explorados no Brasil – a maioria enfatiza a relação entre abertura comercial, qualificação e emprego. Entre os poucos trabalhos empíricos nessa linha⁶ está o de Arbache (2002), cujos resultados mostram que a abertura comercial expôs as empresas nacionais a uma maior competitividade internacional, obrigando-as a reduzir custos e absorver novas tecnologias com viés para qualificação e, portanto, elevar a demanda relativa por mão de obra mais qualificada.

Nesse sentido, Davis (1996) verificou que a mudança tecnológica é poupadora de trabalho, ou seja, a introdução de novas tecnologias, como computadores, nos locais de trabalho tende a reduzir a demanda relativa por

6 Mais informações sobre abertura comercial e desemprego: Berman *et al.* (1998), Davis (1996), Acemoglu (2000) e Feenstra e Hanson (1997).

mão de obra menos qualificada. Weiss (2004) aponta ainda que a mudança tecnológica com viés para qualificação eleva os salários da mão de obra mais qualificada em relação a menos qualificada, em função dos ganhos de produtividade provenientes da qualificação. Como resultado, o desemprego para trabalhadores com menor qualificação aumenta relativamente.

Essas inovações tecnológicas, segundo Maia (2001), reduzem os requisitos de trabalho por unidade de produto na medida em que essas novas tecnologias são poupadoras de mão de obra, sendo a consequência imediata um aumento do desemprego entre trabalhadores de menor qualificação. Fato verificado, principalmente, nos países em desenvolvimento.

Portanto, as novas tecnologias têm efeito imediato sobre a produtividade do trabalho e sobre o emprego. Soares, Servo e Arbache (2001) observaram esse aspecto quando verificou, em seu trabalho, que enquanto o aumento na produtividade do trabalho reduziu o emprego para a mão de obra menos qualificada em 7%, promoveu um aumento do emprego da mão de obra mais qualificada em 16%, isto sugere mudanças na tecnologia de produção. Nesse sentido, a hipótese mais razoável para explicar o fenômeno do aumento dos salários dos trabalhadores mais qualificados deve-se, basicamente, às mudanças tecnológicas com forte viés para trabalhadores mais qualificados.

Os trabalhos de Giovannetty e Menezes Filho (2005), Soares, Servo e Arbache (2001) e Machado e Moreira (2001) também indicam que os efeitos das mudanças tecnológicas pelas quais passaram os setores industriais contribuíram para aumentar a demanda relativa por indivíduos de maior qualificação em detrimento de indivíduos menos qualificados.

Contudo, Néri, Gonzaga e Camargo (2000) não desconsideram que a redução do emprego no setor industrial pode ser atribuída ao processo de abertura comercial e ao aumento da concorrência desencadeado por essa mudança estrutural. Wood Ridao-Cano (1999) discutiu a importância da abertura comercial para os países do Leste Asiático.⁷ Nesses países, segundo o autor, verificou-se um aumento da demanda relativa por trabalhadores menos qualificados em relação a indivíduos relativamente mais qualificados.

A partir da literatura apresentada, observa-se que existe um debate sobre qual fator seria responsável pelo aumento do desemprego, se o comércio internacional ou as mudanças tecnológicas. Nessa discussão, conforme enfatizado na seção anterior, há dois modelos teóricos que estabelecem uma relação entre abertura comercial, qualificação e desemprego.

O modelo mais tradicional de Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS), que considera que a abertura comercial permite aumentos nos retornos relativos no fator trabalho nos países em desenvolvimento e no fator ca-

7 Taiwan, Singapura e Hong Kong.

pital nos países desenvolvidos.⁸ Wood (1997) argumenta que, em países desenvolvidos, com a abertura comercial, ocorreria um aumento da desigualdade salarial, com maior demanda por mão de obra qualificada. Já nos países em desenvolvimento, ocorreria aumento na demanda relativa por mão de obra menos qualificada e, conseqüentemente, redução na desigualdade salarial entre indivíduos com maior e menor qualificação. Nesse sentido, também haveria um aumento relativo do desemprego entre os indivíduos mais qualificados nos países em desenvolvimento.

O outro enfoque é dado pelo modelo baseado na Mudança Tecnológica com Viés para Qualificação (*Skill-Biases Technological Change*), que tem ganhado relevância para estabelecer uma relação entre abertura comercial, qualificação e desemprego. Autores como Weiss (2004), Sattinger (2003) e Davis (1996) demonstram, em seus respectivos trabalhos, que tanto nos países desenvolvidos quanto nos países em desenvolvimento, uma maior abertura comercial levaria a uma redução da demanda por trabalho menos qualificado. Isto ocorre em razão da mudança tecnológica com viés para qualificação que, por sua vez, levaria a uma taxa de desemprego relativamente maior entre os indivíduos com menor nível de educação.⁹

Assim, parece não haver ainda consenso na literatura econômica quanto aos efeitos da abertura comercial sobre o desemprego.

Ademais, existem outros fatores que também afetam o desemprego. Uma variável de grande importância que afeta diretamente as taxas de desemprego é o nível de atividade econômica. Amadeo *et al.* (1994) ressaltam que, na década de 1980, o fraco desempenho do PIB e o crescimento da População Economicamente Ativa – PEA (em média 2,3% a.a.) não elevaram as taxas de desemprego no Brasil. Nesse período, segundo os autores, o baixo nível de desemprego estava relacionado mais à qualidade do que à quantidade de postos de trabalho. Além disso, baixos salários, elevação da informalidade e maior flexibilidade no mercado de trabalho contribuíram para a manutenção dos baixos índices de desemprego.

Contudo, os fatores que permitiram tal comportamento da taxa de desemprego nos anos 80, no entanto, não se estendem para as décadas seguintes. Além da abertura comercial, ainda havia outros processos ocorrendo no Brasil, como a redefinição do papel do Estado na economia, privatizações, adoção de programas de qualidade e gestão, desregulamentação da economia, planos econômicos, mudança no padrão tecnológico etc.

8 Para mais detalhes, ver Krugman e Obsfeld (2001), Wood e Ridao-Cano (1999), Haskel e Slaughter (1997), Gonçalves *et al.* (1998), Wood (1997), Robbins (1996a; 1996b) e Davis (1996).

9 Para mais detalhes, ver Weiss (2004), Sattinger (2003), Davis (1996), Acemoglu (2000), Berman *et al.* (1998), Wood e Ridao-Cano (1999), Haskel e Slaughter (1997), Wood (1997; 1995) e Leamer (1994).

Todos esses fatores conjugados podem, a princípio, ter pressionado para elevar a taxa de desemprego verificada a partir dos anos 1990.

Além dos aspectos macroeconômicos, cabe ressaltar a importância das características individuais, como idade e escolaridade, enquanto fatores determinantes do desemprego. Camargo e Reis (2005), por exemplo, buscaram entender por que o desemprego é maior entre jovens com níveis elevados de qualificação. Entre os principais resultados desse trabalho esteve a questão da assimetria de informações, isto é, os empregadores dispõem de pouco conhecimento sobre o perfil, capacidade produtiva e experiência dos jovens.

O processo de urbanização ocorrido entre os anos 70 e 80 constituiu-se em outro forte determinante para aumentar as taxas de desemprego na década de 1990. Camarano e Abromovay (1999) argumentam em seu trabalho que, nos anos 70, 40% da população rural deixou o campo em direção às cidades. Nos anos 80, esse processo continuou e 33% dos indivíduos que viviam no setor rural foram para os centros urbanos. Na década de 1990, esse processo não se arrefeceu, com 28% da população migrando para as cidades.

3 Metodologia

3.1 Fontes de Dados

A análise do desemprego, neste trabalho, é realizada utilizando basicamente as informações das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs) do IBGE, entre 1981 e 2005.¹⁰ As PNADs permitem caracterizar o perfil dos indivíduos desempregados no Brasil que residem nas regiões Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste do Brasil, com idade economicamente ativa entre 15 e 59 anos, e que tomaram alguma providência efetiva de busca por trabalho no período de referência especificado (semana de referência).

Para permitir uma comparação dos resultados ao longo de todo o período, de 1992 a 2005, incluiu-se na região Centro-Oeste o Estado do Tocantins, que foi desmembrado do antigo Estado de Goiás e que atualmente é classificado geograficamente na região Norte. Da mesma forma, foi excluída da análise a área rural da região Norte em 2004 e 2005, uma vez que nos anos anteriores esta região não foi pesquisada nas PNADs. Todas as estimativas foram feitas utilizando os fatores de expansão presentes nas PNADs.

Além das características dos indivíduos, também são incluídas algumas variáveis macroeconômicas na análise, como coeficiente de abertura,

10 A pesquisa não foi realizada em 1980, 1991 e 2000 para realização dos Censos Demográficos e em 1994, por razões excepcionais.

taxa de crescimento do PIB e importação de bens de capital (BC). Os dados referentes ao coeficiente de abertura e à importação de bens de capital são originários da Secretária de Comércio Exterior (Secex). A variável PIB foi obtida junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

3.2 Modelo

A metodologia baseia-se no modelo *probit*, uma vez que envolve variável de resposta dicotômica (binária). Esse modelo é utilizado para apontar os principais determinantes do desemprego no Brasil entre 1981 e 2005, enfatizando a qualificação do indivíduo e a abertura comercial. A partir dele, tenta-se encontrar qual modelo melhor se adequa à realidade brasileira: HOS ou Mudança Tecnológica com Viés para Qualificação.

O modelo *probit* é dado pela função de distribuição cumulativa normal padrão e pode ser representado pela seguinte equação:

$$\text{Pr } ob(Y = 1 | x) = \int_{-\alpha}^{x'\beta} \phi(t) dt = \Phi(x'\beta) \quad (1)$$

Assim, a variável considerada como dependente no modelo é binária, ou seja, assume 1, caso o indivíduo esteja desempregado, e 0, caso contrário. Posteriormente, serão estimados os efeitos marginais, que serão considerados nas análises a seguir:

$$\frac{\partial E[y|x]}{\partial x} = \phi(x'\beta)\beta \quad (2)$$

Os efeitos marginais representam, por exemplo, o quanto uma mudança na variável educação pode afetar a probabilidade de um indivíduo estar desempregado.¹¹ Os efeitos marginais (a variação da probabilidade de o evento ocorrer quando uma variável independente é modificada) são calculados por meio dos coeficientes estimados β s:

Entre os fatores (variáveis explicativas) que contribuem para determinar desemprego estão: nível de educação, idade do indivíduo, região geográfica e metropolitana, condição de domicílio (urbano ou rural), taxa de crescimento do PIB do Brasil, importação de bens de capital e abertura econômica.

Segundo Santos e Kassouf (2007), a variável educação sugere que um ano a mais de estudo no ensino fundamental pode ter impacto diferente de um ano a mais no ensino médio ou superior sobre a probabilidade de o indivíduo estar desempregado. Nesse caso, é relevante dividir a variável educação em categorias (níveis educacionais) para captar os diferentes

11 Para uma análise mais detalhada, ver Greene (2003).

impactos sobre a probabilidade de o indivíduo estar desempregado. Dessa forma, a variável educação foi definida em seis níveis: Nível 1 (analfabetos ou com menos de 1 ano de estudo), Nível 2 (indivíduos com intervalo de 1 a 3 anos de estudo), Nível 3 (indivíduos com intervalo entre 4 e 7 anos de estudo), Nível 4 (indivíduos com intervalo de 8 a 10 anos de estudo), Nível 5 (indivíduos com intervalo entre 11 e 14 anos de estudo) e, por fim, Nível 6 (indivíduos com mais de 15 anos de estudo). Para cada nível foi colocada uma variável *dummy* de modo a eliminar o problema da arbitrariedade de juntar os anos de estudo.

As demais variáveis incluídas no modelo para controle são: Urbano (se o indivíduo reside na área urbana); Metropolitana (reside na região metropolitana); Sul, Sudeste, Norte, Nordeste e Centro-Oeste (refere-se à região geográfica); Idade 1 (idade entre 15 e 18 anos); Idade 2 (idade entre 19 e 24 anos); Idade 3 (idade entre 25 e 29 anos); Idade 4 (idade entre 30 e 39 anos); Idade 5 (idade entre 40 e 49 anos); Idade 6 (idade entre 50 e 59 anos); TXPIB (refere-se à taxa de crescimento do Produto Interno Bruto entre 1981 e 2005); CABER¹² (Coeficiente de Abertura da economia brasileira) e IBC¹³ (Importação de Bens de Capital). Vale destacar que, nos modelos utilizados, a variável CABER representa uma *Proxy* para abertura comercial e a variável IBC representa uma *proxy* para mudança tecnológica.

O teste de Wald é aplicado para testar a hipótese de que os coeficientes estimados para homens e mulheres são iguais. Como essa hipótese é rejeitada, em virtude do alto valor do teste, foram realizadas estimações separadas para homens e mulheres. Outra questão relevante refere-se às demais variáveis do modelo que foram transformadas em binárias, exceto as variáveis macroeconômicas, para controlar possíveis diferenças na probabilidade do indivíduo estar desempregado. Além disso, nos modelos estimados algumas variáveis foram omitidas (Nível 6, Idade 6 e Sul) para serem utilizadas como variáveis de referência.

3.3 Análise Preliminar dos Dados

A Tabela 1 traz algumas características importantes da PEA total, empregada e desempregada para os anos de 1981 e 2005. Ao se considerar a PEA total, a empregada e a desempregada, ocorreram reduções na participação dos níveis de escolaridade Nível 1 (até um ano de estudo), Nível 2 (entre 2 e 3 anos de estudo) e Nível 3 (entre 4 e 7 anos de estudo) quando comparado o ano de 1981 ao de 2005. Para os níveis mais elevados

12 O coeficiente de abertura (CABER) é encontrado dividindo-se a soma das exportações com as importações pelo Produto Interno Bruto (PIB).

13 Importação de Bens de Capital (IBC) refere-se à parte de importação de bens de capital referente à importação de todos os bens.

de qualificação, Nível 4 (entre 8 e 10 anos de estudo), Nível 5 (entre 11 e 14 anos de estudo) e Nível 6 (acima de 15 anos de estudo), há um crescimento, indicando que há um aumento na qualificação da população brasileira. Isso se refletiu no aumento na média dos anos de estudo, que passou de 5 anos, em 1981, para 7,5 anos, em 2005.

Tabela 1 – Características da PEA Total, Empregada e Desempregada para o Brasil, 1981 e 2005

Variáveis /Anos	Total (%)		Empregada (%)		Desempregada (%)	
	1981	2005	1981	2005	1981	2005
Escolaridade						
Nível 1	16,70	7,81	17,11	7,54	8,58	4,12
Nível 2	21,10	9,56	21,28	9,97	17,60	6,38
Nível 3	33,43	26,06	32,99	20,06	42,34	26,09
Nível 4	11,91	18,54	11,64	17,53	17,36	27,21
Nível 5	12,25	30,59	12,26	30,29	11,90	33,03
Nível 6	4,58	8,01	4,70	8,59	2,19	3,14
Média (anos)	5,2	7,8	5,2	7,8	5,5	8,1
Idade						
Idade 1	12,71	7,36	12,11	6,01	24,82	18,86
Idade 2	21,63	18,66	20,87	17,07	37,03	32,26
Idade 3	15,51	14,94	15,55	14,89	14,66	15,30
Idade 4	23,92	26,07	24,43	27,00	13,72	18,15
Idade 5	16,61	21,09	17,10	22,31	6,65	10,68
Idade 6	9,59	11,88	9,91	12,71	3,09	4,74
Média (anos)	32,0	33,9	32,35	33,9	24,65	27,6
Sexo						
Masculino	67,47	56,62	67,46	58,28	67,22	42,44
Feminino	32,53	43,38	32,54	41,72	32,87	57,36
Região						
Sudeste	36,30	30,15	35,92	29,91	43,90	32,21
Nordeste	26,38	30,17	28,24	29,67	26,30	34,50
Sul	18,03	15,88	18,25	16,46	13,57	10,92
Centro-Oeste	12,70	12,57	12,80	12,65	10,58	11,88
Norte	6,58	11,22	6,62	11,31	5,64	10,47
Região metropolitana						
Sim	47,38	39,28	46,56	37,90	63,93	51,06
Não	52,62	60,72	53,44	62,10	36,07	48,94

(continua)

(continuação)

Domicílio						
Urbano	78,95	85,29	71,17	84,18	94,87	94,86
Rural	21,05	14,71	28,83	15,82	5,13	5,14

Fonte: Elaborada pelas autoras a partir das PNADs.

Em relação à PEA desempregada, ressalta-se que, em 1981, a maioria dos indivíduos (42,34%) concentrava-se no Nível 3. Já em 2005, o nível de educação que concentrava a maior parte da população desempregada era do Nível 5 (33,03%), ou seja, para indivíduos que possuíam entre 11 e 15 anos de estudo. Isso pode estar relacionado à maior participação de mulheres e jovens no mercado de trabalho, que possuem um maior nível de qualificação.

Além disso, nota-se que os anos médios de escolaridade da PEA desempregada são sempre maiores que os da PEA total e empregada, o que pode ser explicado pelo ingresso de muitos jovens no mercado de trabalho com altos níveis de educação, ainda conforme a Tabela 1.

Quanto à idade média da mão de obra no Brasil, nota-se um envelhecimento da PEA. Em 1981, a idade média era de 32 anos, aumentando para 33,9 em 2005. Para a PEA desempregada, a média é sempre inferior à da PEA total e empregada. Em 1981, as idades médias dos indivíduos que compunham as PEAs empregada e desempregada eram de 32,3 anos e 24,6 anos, passando para 33,9 anos e 27,6 anos, respectivamente, em 2005.

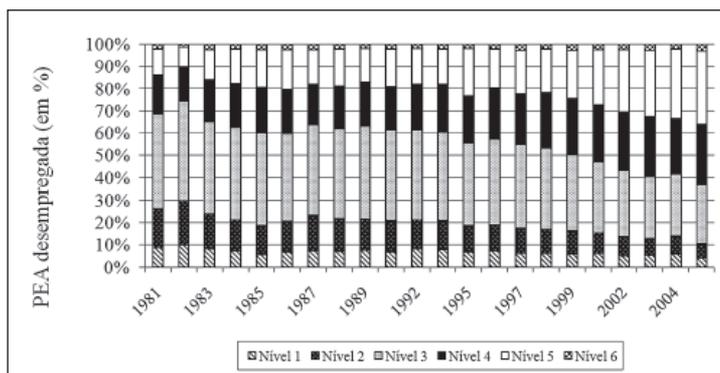


Figura 1 – Composição da PEA Desempregada segundo Níveis de Educação, 1981-2005

Fonte: Elaborada pelas autoras a partir das PNADs.

A Figura 1 permite uma melhor visualização da relação nível educacional e PEA desempregada no período 1981-2005. Nota-se que o aumento da participação dos indivíduos entre os níveis mais elevados de educação, Nível 4 e Nível 5, foi mais intenso a partir de meados da década de 1990. Pode-se observar que, enquanto há uma diminuição da participação

nos níveis mais baixos de educação Nível 1, Nível 2 e Nível 3, há um crescimento da participação entre os níveis mais elevados de educação Nível 4 e Nível 5.

A participação feminina na composição da PEA total, empregada e desempregada, aumentou no período analisado. Entre os desempregados, a participação feminina passou de 32,87% em 1981 para 57,36% em 2005. Esse fato pode estar relacionado ao maior ingresso de mulheres no mercado de trabalho.

Em termos regionais, embora tenham reduzido suas participações relativas, tanto na PEA ocupada quanto na desocupada, entre 1981 e 2005, as regiões Sudeste e Nordeste continuam concentrando a maior parcela da PEA total, empregada e desempregada. Entre as regiões metropolitanas e não metropolitanas, em 1981, a proporção de indivíduos na PEA total e empregada é quase a mesma. Já para a PEA desempregada, a proporção de indivíduos que residem nas regiões metropolitanas foi superior naquele ano (63,93%). Para 2005, percebe-se que a participação dos indivíduos nas regiões não metropolitanas aumentou tanto para a PEA total quanto para a ocupada. Entretanto, para a PEA desempregada, observa-se que houve uma diminuição da participação dos desempregados nas regiões metropolitanas (passando para 51,06%) e aumento nas regiões não metropolitanas (48,94%).

Por fim, a maior parte da PEA total, empregada e desempregada, está concentrada nos domicílios urbanos, com destaque para a PEA desempregada – 95% desses indivíduos residiam nas áreas urbanas, tanto em 1981 quanto em 2005.

4 Resultados e Discussão

Os resultados das equações para os desempregados segundo gênero nos anos de 1985, 1995 e 2005 são apresentados na Tabela 2. Essa tabela contém as variáveis, os efeitos marginais e a estatística *z*, que são importantes para a análise. As estimativas dos efeitos marginais utilizam *cross-section* para todos¹⁴ os anos entre 1981 e 2005, a partir do modelo *probit*.

De acordo com a Tabela 2, houve uma mudança na probabilidade de desemprego segundo os níveis educacionais, de 1981 para 1985, 1995 e 2005, especialmente entre as mulheres, uma vez que para o Nível 5 em relação ao Nível 6 a probabilidade de desemprego diminuiu. Esses resultados vão ao encontro dos relatados de Maia (2001), segundo os quais as inovações tecnológicas necessitam de uma mão de obra mais qualificada e, conseqüentemente, há um aumento do desemprego entre trabalhadores

14 Na Tabela 2, embora tenham sido estimados todos os anos, foram apresentados os anos de 1981 (que se refere ao período inicial da PNAD) e os anos 1985, 1995 e 2005 (que passaram a representar o comportamento dos coeficientes ao longo das décadas).

de menor qualificação. Tal fato confirma a tese de uma maior absorção de tecnologia com viés para trabalho qualificado.

A relação entre educação e desemprego para o período de 1981 a 2005 pode ser observada de forma mais clara nas Figuras 2 e 3. Os efeitos marginais sugerem que a educação passou a ser um fator mais importante na determinação do desemprego a partir dos anos 90, sendo superior entre os indivíduos com os menores níveis de educação, considerando Nível 6 como referência.

Os resultados sugerem que a probabilidade de estar desempregado aumentou para todos os níveis de educação relativamente ao grupo mais educado, tendo em vista que o valor dos coeficientes estimados aumentou entre 1995 e 2005. Em 1985, os níveis de educação com as maiores probabilidades para um indivíduo estar desempregado são Nível 3 e Nível 4, se comparado ao Nível 6 considerado como base.

Em alguns períodos, como 1989-1990, 1994-1996 e 2001-2003, há uma redução na probabilidade de desemprego para todos os níveis de educação (Figura 2). Uma possível justificativa para a redução do desemprego desses indivíduos menos qualificados, em relação à categoria de referência, seria o aumento da atividade econômica (PIB) nesses períodos, ou seja, entre 1989 e 1990, o PIB cresceu em média 1,5% a.a., entre 1994 e 1996, na média de 4% a.a. e entre 2001 e 2003, 2% a.a., em média.

Conforme a Figura 3, observa-se que o comportamento do desemprego entre as mulheres é similar ao dos homens, uma vez que a probabilidade de estar desempregado aumentou para todos os níveis de educação, considerando o Nível 6 como referência.

O valor dos coeficientes estimados, no entanto, é maior para as mulheres do que para os homens em 1995 e 2005 (Tabela 1). No entanto, para os indivíduos do sexo feminino a mudança no patamar dos coeficientes foi mais acentuada (Figura 3). Esses dados podem ser justificados pelo aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho, o que está de acordo com os resultados encontrados por Hoffmann e Leone (2004).

Tabela 2 – Resultados dos Efeitos Marginais do Modelo *Probit* para Desempregados, Homens e Mulheres para, os Anos Escolhidos, 1985, 1995 e 2005

Variáveis	Homens				Mulheres			
	1981	1985	1995	2005	1981	1985	1995	2005
Educação								
Nível 1	0,024 (5,03)*	0,008 (2,69)*	0,049 (6,92)*	0,041 (6,77)*	0,001 (0,35)***	-0,002 (-0,61)	0,075 (7,95)*	0,146 (13,79)*
Nível 2	0,028 (6,12)*	0,015 (4,87)*	0,047 (7,10)*	0,041 (7,24)*	0,008 (1,76)*	0,006 (1,86)***	0,059 (7,33)*	0,128 (13,97)*

(continua)

(continuação)

Nível 3	0,028 (6,58)*	0,018 (6,20)*	0,044 (7,87)*	0,042 (8,93)*	0,015 (3,47)*	0,016 (4,80)*	0,061 (9,05)*	0,129 (18,48)*
Nível 4	0,025 (5,09)*	0,019 (5,59)*	0,054 (7,96)*	0,050 (9,83)*	0,023 (4,40)*	0,024 (5,87)*	0,082 (10,11)*	0,136 (18,45)*
Nível 5	0,012 (2,72)*	0,009 (2,93)*	0,032 (5,11)*	0,030 (6,56)*	0,008 (1,87)**	0,013 (3,74)*	0,040 (5,73)*	0,078 (12,96)*
Idade								
Idade 1	0,091 (20,21)*	0,078 (17,84)*	0,110 (19,49)*	0,236 (33,21)*	0,116 (12,32)*	0,129 (12,89)*	0,235 (21,42)*	0,363 (33,18)*
Idade 2	0,063 (18,70)*	0,054 (17,01)*	0,062 (15,07)*	0,100 (24,02)*	0,080 (11,30)*	0,094 (12,68)*	0,152 (18,54)*	0,234 (31,67)*
Idade 3	0,026 (8,49)*	0,027 (9,46)*	0,025 (6,43)*	0,045 (11,55)*	0,055 (7,77)*	0,075 (9,99)*	0,103 (13,04)*	0,143 (20,05)*
Idade 4	0,010 (3,73)*	0,011 (4,85)*	0,010 (2,99)*	0,006 (2,07)**	0,024 (4,14)*	0,033 (5,75)*	0,063 (9,65)*	0,073 (12,31)*
Idade 5	0,000 (0,37)	0,004 (1,70)***	0,002 (0,86)	0,001 (0,02)	0,009 (1,60)	0,016 (2,85)*	0,023 (3,69)*	0,036 (6,20)*
Região								
Nordeste	0,011 (5,85)*	0,004 (2,81)*	0,003 (1,42)	0,026 (9,84)*	0,017 (5,80)*	0,004 (2,40)**	0,018 (5,15)*	0,057 (13,27)*
Norte	-0,002 (-1,00)	-0,004 (-2,69)*	0,007 (2,25)**	0,009 (2,95)*	-0,005 (-1,46)	-0,005 (-2,33)**	0,035 (6,31)*	0,050 (8,92)*
Sudeste	0,009 (6,11)*	0,003 (2,93)*	0,003 (1,69)***	0,019 (7,83)*	0,010 (4,42)*	0,003 (1,72)***	0,009 (2,97)*	0,049 (12,44)*
Centro-Oeste	0,002 (1,12)	-0,005 (-3,53)*	0,004 (1,74)***	0,023 (7,14)*	0,000 (0,13)	-0,007 (-3,44)*	0,013 (3,19)*	0,046 (8,85)*
Metropolitana	0,014 (11,63)*	0,007 (7,50)*	0,011 (6,71)*	0,031 (17,69)*	0,015 (8,73)*	0,011 (8,05)*	0,015 (6,49)*	0,043 (16,09)*
Urbano	0,037 (24,10)*	0,028 (22,63)*	0,043 (20,89)*	0,051 (23,08)*	0,030 (12,16)*	0,026 (13,04)*	0,057 (17,30)*	0,075 (19,16)*
Wald	2.160,34	1.822,47	1.487,73	3.626,17	975,01	1.110,48	1.658,25	3.869,15
Pseudo R2	0,0961	0,0896	0,0676	0,0998	0,0845	0,0923	0,0799	0,0929
Nº observações	106.168	119.004	79.025	100.419	52.225	64.242	52.864	77.001

Nota 1 – Os valores entre parênteses correspondem ao teste Z para o modelo *probit*.

* Denota significância ao nível de 1%.

** Denota significância ao nível de 5%.

*** Denota significância ao nível de 10%.

Fonte: Elaborada pelas autoras a partir das PNADs.

Para a variável idade, as estimativas apresentadas na Tabela 2 indicam que a probabilidade de desemprego é maior entre os indivíduos mais jovens, Idade 1 e Idade 2, quando comparados aos indivíduos mais velhos (Idade 6). Ao analisar os efeitos marginais, conclui-se que se o indivíduo é jovem, a

probabilidade de desemprego aumenta para ambos os sexos. Uma possível explicação consiste no fato de os jovens terem menor experiência, mesmo com maior qualificação, o que vai ao encontro das teses de Camargo e Reis (2005). Ao analisar a variável idade entre as mulheres, observa-se que a probabilidade de desemprego é maior para os anos analisados, o que pode ser verificado pelos coeficientes estimados: superiores àqueles para os homens (Tabela 2).

Em relação às regiões geográficas, de acordo com a Tabela 2, observa-se que a probabilidade de desemprego aumentou em todas, considerando a região Sul como referência, visto que os coeficientes se tornam maiores nos anos analisados. Pode-se perceber que a região Nordeste, considerando a região Sul como base, continua apresentando as maiores probabilidades de desemprego em 1981 e 2005, tanto para os homens quanto para as mulheres. Quanto às demais regiões, ocorreram algumas mudanças. A região Sudeste, por exemplo, que em 1981 ocupava a segunda posição com maior probabilidade de desemprego, para ambos os sexos, tendo como referência Sul, perde posição. Entre os homens, o Sudeste é ultrapassado pelo Centro-Oeste e entre as mulheres, pelo Nordeste. Em termos relativos, observa-se que a região que apresentou as maiores chances de desemprego entre os homens foi a Centro-Oeste (5,6%), seguida por Nordeste (5,5%) nos anos de 1981 e 2005. Entre as mulheres, a região que obteve as maiores chances de desemprego de 1985 para 2005 foi a Sudeste (15,33%), seguida pela região Nordeste (13,25%). Picchetti e Chahad (2003) encontraram resultados similares, segundo os quais, a partir de 1988, todas as regiões apresentam aumento no desemprego estrutural, mas com padrão diferenciado entre elas, sendo mais oscilante na região Sudeste e mais acentuado em outras regiões, como, por exemplo, na região Centro-Oeste.

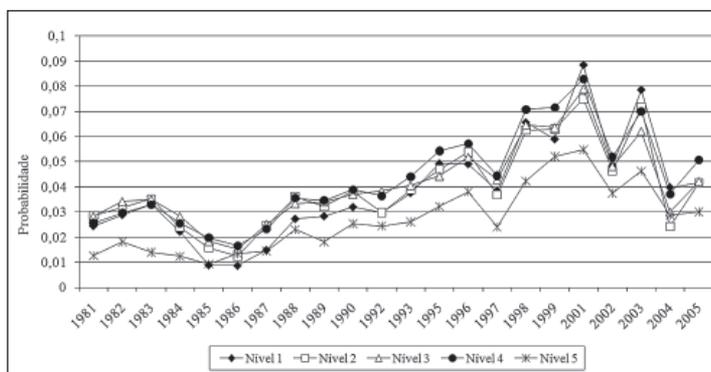


Figura 2 - Efeitos marginais para homens desempregados no Brasil utilizando modelos *probit*, segundo níveis de educação, 1981-2005

Fonte: Elaborada pelas autoras a partir das PNADs.

Ainda considerando os efeitos marginais para as grandes regiões, observa-se que, em 1981 e 1985, a probabilidade de desemprego foi praticamente a mesma entre os homens e as mulheres em todas as regiões, o que pode ser confirmado pelos valores dos coeficientes. Já quando se analisa os anos posteriores, 1995 e 2005, percebe-se que essa tendência é alterada. A probabilidade aumenta mais entre as mulheres que entre os homens, pois os valores dos coeficientes são maiores para as mulheres do que para os homens. Consequentemente, a probabilidade de desemprego é superior para os indivíduos do sexo feminino.

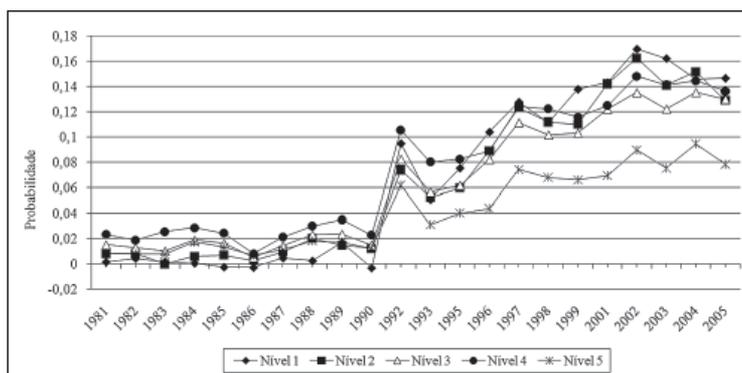


Figura 3 - Efeitos marginais para mulheres desempregadas no Brasil utilizando modelos *probit*, segundo níveis de educação, 1981-2005

Fonte: Elaborada pelas autoras a partir das PNADs.

A probabilidade de desemprego tem aumentado para os indivíduos que residem em áreas metropolitanas e em domicílios urbanos, tanto para os homens quanto para as mulheres. Isso ocorre em virtude de grande parte das atividades da indústria, comércio e serviços estarem concentradas em regiões metropolitanas e urbanizadas. Assim, com as transformações ocorridas na economia brasileira, no final da década de 1980 e começo da de 1990, muitos empregos foram perdidos na indústria e realocados para os setores de serviços e comércio. A partir da segunda metade dos anos 1990, porém, a mão de obra excedente da indústria não é mais absorvida por esses setores, resultando no aumento do desemprego, conforme Camargo (1998). De acordo com o autor, na década de 1990, o efeito compensatório deixa de existir, ou seja, o crescimento dos postos de trabalho nos setores de serviços e comércio já não supera as taxas de desemprego da indústria.

Os resultados das equações para os desempregados usando os dados empilhados para homens e mulheres no período de 1981 a 2005 são apresentados na Tabela 3. Além do modelo básico (características individuais), utilizado até o momento (Tabela 2), consideram-se dois outros modelos: modelo 2 (coluna 2), que inclui as variáveis macroeconômicas, TXPIB, IBC

e CABER, uma variável binária (BIN) para captar os anos pós-abertura, e o modelo 3 (coluna 3), mais geral que engloba, além das anteriores, 5 variáveis de interação entre IBC e os níveis de educação (EIBC1, EIBC2, EIBC3, EIBC4 e EIBC5) e 5 variáveis de interação entre BIN e os níveis de educação (EBIN1, EBIN2, EBIN3, EBIN4 e EBIN5). A Tabela 3 traz ainda os efeitos marginais e a estatística Z que são essenciais às análises.

Tabela 3 – Resultados dos Efeitos Marginais do Modelo *Probit* para Homens e Mulheres Desempregados Incluindo as Variáveis Macroeconômicas, 1981-2005

Variáveis	Homens			Mulheres		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Educação						
Nível 1	0,030 (22,85)*	0,039 (29,02)*	0,025 (10,31)*	0,047 (24,23)*	0,076 (37,22)*	-0,004 (1,24)
Nível 2	0,033 (26,28)*	0,040 (32,03)*	0,033 (13,58)*	0,051 (28,51)*	0,073 (40,43)*	0,004 (1,37)
Nível 3	0,038 (34,46)*	0,042 (38,36)*	0,036 (16,34)*	0,064 (41,91)*	0,074 (49,62)*	0,019 (6,50)*
Nível 4	0,048 (36,11)*	0,047 (36,80)*	0,033 (13,28)*	0,094 (52,14)*	0,090 (52,85)*	0,034 (10,06)*
Nível 5	0,033 (26,64)*	0,029 (25,08)*	0,021 (8,99)*	0,056 (36,38)*	0,050 (34,76)*	0,020 (6,52)*
Idade						
Idade 1	0,113 (89,33)*	0,120 (94,39)*	0,118 (99,61)*	0,201 (82,94)*	0,234 (99,75)*	0,238 (100,00)*
Idade 2	0,064 (72,31)*	0,069 (78,40)*	0,071 (78,20)*	0,140 (77,17)*	0,168 (88,95)*	0,169 (89,00)*
Idade 3	0,027 (32,53)*	0,031 (37,92)*	0,032 (37,71)*	0,094 (52,17)*	0,114 (61,85)*	0,114 (61,89)*
Idade 4	0,007 (10,34)*	0,009 (13,61)*	0,010 (14,89)*	0,051 (33,61)*	0,062 (41,97)*	0,063 (42,29)*
Idade 5	0,001 (2,33)*	0,002 (3,13)*	0,002 (3,12)*	0,025 (16,34)*	0,027 (18,36)*	0,028 (18,77)*
Regiões geográficas						
Nordeste	0,018 (32,57)*	0,015 (28,46)*	0,015 (28,50)*	0,031 (34,40)*	0,022 (27,52)*	0,022 (27,14)*
Norte	0,009 (12,47)*	0,005 (7,75)*	0,005 (7,73)*	0,038 (28,70)*	0,02 (20,60)*	0,023 (20,25)*
Sudeste	0,010 (20,18)*	0,010 (21,94)*	0,010 (21,92)*	0,019 (23,49)*	0,017 (23,66)*	0,017 (23,58)*
Centro-Oeste	0,004 (6,94)*	0,002 (4,91)*	0,002 (4,93)*	0,018 (16,58)*	0,013 (13,18)*	0,012 (12,91)*

(continua)

(continuação)

Metropolitana	0,017 (47,46)*	0,019 (56,08)*	0,019 (56,05)*	0,023 (40,54)*	0,028 (52,20)*	0,028 (52,15)*
Urbano	0,046 (98,35)*	0,044 (101,23)*	0,044 (101,19)*	(101,19)* (69,87)*	0,052 (70,29)*	0,052 (69,87)*
TXPIB		-0,001 (-24,85)*	-0,001 (-24,84)*		-8,0e-04 (-9,20)*	-8,0e-04 (-9,88)*
CABER		0,001 (44,69)*	0,001 (44,49)*		0,004 (64,83)*	0,004 (65,25)*
IBC		2,50e-06 (48,81)*	2,36e-06 (7,40)*		6,23e-06 (72,31)*	4,57e-06 (10,65)*
BIN		0,007 (15,48)*	0,003 (0,97)		0,027 (34,38)*	-9,53e-05 (-0,19)
EIBC1			2,39e-07 (0,67)			3,11e-06 (5,89)*
EIBC2			9,04e-08 (0,26)			3,04e-06 (6,14)*
EIBC3			2,93e-07 (0,89)			2,09e-06 (4,45)*
EIBC4			5,48e-07 (1,61)			1,33e-06 (4,60)*
EIBC5			-6,57e-08 (-0,19)			5,32e-07 (2,84)
EBIN1			0,010 (0,97)***			0,056 (8,51)*
EBIN2			0,004 (1,36)			0,040 (7,01)*
EBIN3			0,002 (0,79)			-0,034 (6,93)*
EBIN4			0,006 (1,77)***			0,035 (6,61)*
EBIN5			0,008 (2,26)***			0,0024 (4,96)*
Teste de Wald	37.718,83	49.987,02	49.277,02	32.280,24	52.634,26	52.407,30
Pseudo R2	0,0776	0,0952b	0,0953	0,0726	0,1119	0,1128
Nº de observações		1.872.552			1.174.064	

Nota 1: Os valores entre parênteses correspondem ao teste Z para os efeitos marginais do modelo *probit*.

* Denota significância ao nível de 1%.

** Denota significância a 5%.

*** Denota significância a 10%.

Fontes: Elaborada pelas autoras a partir das PNADs e do Ipea (2007).

A variável TXPIB é altamente significativa, cujo impacto é negativo sobre a probabilidade de desemprego, ou seja, à medida que o PIB cresce há uma redução na probabilidade de desemprego. Assim, se a TXPIB crescer 1%, a probabilidade de desemprego cai para 0,001 para os homens e 0,0008 para as mulheres, considerando o modelo 3. Esses resultados encontrados confirmam os apresentados por Amadeo *et al.* (1994) e Pinheiro, Giambiagi e Gostkorzewicz (1999). De acordo com os coeficientes, a variável VPIB atinge os homens e as mulheres de maneira diferente, com o crescimento econômico reduzindo mais as chances de desemprego entre indivíduos do sexo masculino que do sexo feminino.

Quando se inclui a variável coeficiente de abertura (CABER) no modelo 3, observa-se que ela é estatisticamente significativa. Os resultados indicam que à medida que aumenta o grau de abertura, a probabilidade de desemprego cresce para ambos os sexos (Tabela 3). Assim, se elevado o coeficiente de abertura (CABER) em 1%, a probabilidade de desemprego aumenta em 0,001 para os homens e em 0,004 para as mulheres. Nesse sentido, Picchetti e Chahad (2003) apontam que as inovações tecnológicas provenientes do exterior são poupadores de trabalho, elevando os níveis de desemprego.

A importação de bens de capital (IBC) também se mostrou uma variável estatisticamente significativa. Os seus coeficientes estimados são positivos, o que significa que a importação de bens de capital (IBC) aumenta as chances tanto dos homens quanto das mulheres estarem desempregados. Considerando ainda a variável IBC, foram estimadas as interações com as variáveis níveis de qualificação, Nível 1, Nível 2, Nível 3, Nível 4, Nível 5 e Nível 6, resultando nas variáveis EIBC1, EIBC2, EIBC3, EIBC4, EIBC5 e EIBC6. A variável EIBC6 foi omitida para servir como base para análise das demais.

As estimativas, a partir da Tabela 3, sugerem efeitos diferenciados para os homens e as mulheres. Para os indivíduos do sexo masculino, não se mostraram significativas, tendo em vista que a importação de bens de capitais não interferiu na probabilidade de desemprego. Já no caso das mulheres, nota-se que esta variável se mostrou significativa em quase todas as variáveis, exceto para EIBC5. De acordo com a Tabela 3, pode-se observar que a importação de capital foi prejudicial para as mulheres, uma vez que aumentou a probabilidade de desemprego, principalmente para aquelas com níveis baixos de qualificação, EIBC1, EIBC2 e EIBC3. Embora os resultados para EIBC5 não tenham sido significativos, sugerem que a importação de bens de capitais teve um impacto menor para os indivíduos mais qualificados que para os demais, de ambos os sexos. Assim, pode-se inferir que o modelo que melhor se adequa aos resultados encontrados é

o baseado na mudança tecnológica com viés para trabalho qualificado, o qual determina que as chances de desemprego aumentam entre indivíduos com menor nível de educação.

Ainda foi incluída no modelo uma variável binária (BIN) para verificar se a abertura comercial, implementada a partir de 1988, foi um processo importante para a economia brasileira. De acordo com a Tabela 3, quando analisado o modelo 2 (coluna 2), esta variável, além de ser significativa, teve impacto positivo sobre a probabilidade de desemprego para ambos os sexos. Para os homens, a probabilidade de desemprego foi de 0,007, enquanto para as mulheres foi de 0,027 em relação à variável EIBC6. Isso sugere, mais uma vez, que a população feminina sofreu mais com o desemprego que a população masculina.

De forma a captar o quanto a abertura comercial foi importante para o desemprego considerando os diferentes níveis de educação, foi feita a interação entre a variável BIN e os níveis de educação, resultando nas variáveis EBIN1, EBIN2, EBIN3, EBIN4, EBIN5 e EBIN6. A variável EBIN6 foi omitida para servir como base para análise das outras variáveis.

Assim, conforme a Tabela 3, os resultados apontam que a abertura, somada à qualificação dos indivíduos, foi importante para mostrar como o desemprego afetou homens e mulheres de forma similar. Para a população masculina, percebe-se que as variáveis significativas são EBIN1, EBIN4 e EBIN5. No caso das mulheres, todos os coeficientes foram significativos. Nota-se que a abertura aumentou mais as chances de desemprego para os indivíduos que possuem pouca qualificação, EBIN1, de ambos os sexos, tomando como base a variável EBIN6. Como já verificado anteriormente, estes resultados contrariam as premissas do modelo HOS, o qual admitia que, com a abertura comercial, haveria um aumento de emprego entre indivíduos com baixo nível de instrução nos países em desenvolvimento. No entanto, o que se percebe, a partir dos resultados, é que há um aumento não do emprego, mas do desemprego para os baixos níveis de instrução. Esses resultados reforçam a tese de que a mudança tecnológica com viés para o trabalho qualificado se aplica melhor à realidade brasileira.

Ainda salienta-se que, como a magnitude dos coeficientes é maior entre as mulheres, pode-se concluir que a abertura afetou mais os indivíduos do sexo feminino, principalmente aquelas com baixa qualificação.

De maneira geral, os resultados do trabalho indicam que a qualificação dos indivíduos tornou-se mais importante para determinar desemprego, visto que nas estimativas *cross section* a magnitude dos coeficientes ficaram maiores, tanto para os homens quanto para as mulheres, especialmente para aqueles indivíduos menos qualificados.

Por fim, ao considerar todas as variáveis, atributos individuais, variáveis macroeconômicas e as interações entre educação e bens de capital e

educação e a variável binária, que representa uma *proxy* para a abertura comercial, os resultados do trabalho sugerem que a tese que se adequa mais à experiência brasileira, em um contexto de maior abertura econômica, é a mudança tecnológica com viés para trabalho qualificado, uma vez que a probabilidade de desemprego é menor entre os indivíduos mais qualificados.

Desse modo, se a tese do modelo Heckscher-Ohlin-Samuelson fosse mais adequada à realidade brasileira, os trabalhadores mais qualificados teriam uma maior probabilidade de desemprego, pois a demanda por bens intensivos em mão de obra estaria estimulando a procura por mão de obra menos qualificada. No entanto, os resultados desse trabalho indicam o contrário.

5 Considerações Finais

O foco do trabalho está na discussão dos determinantes das taxas de desemprego no Brasil no período de 1981 a 2005, enfatizando os efeitos da educação (qualificação) e da abertura comercial, além de verificar qual tese melhor se adequa à realidade brasileira, se o modelo HOS ou a Mudança Tecnológica com Viés para Trabalho Qualificado. Assim, enquanto alguns autores acreditam que o crescimento das taxas de desemprego deve-se à maior inserção do Brasil na economia mundial, uma vez que permitiu a entrada de novas tecnologias poupadoras de mão de obra, o que geraria uma queda relativa do desemprego entre os indivíduos menos qualificados, para outros, a abertura comercial levaria, conforme o modelo Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS), a um aumento da demanda por mão de obra menos qualificada em países em desenvolvimento, como o Brasil e, portanto, ao aumento relativo do desemprego entre os indivíduos mais qualificados.

Nessa pesquisa, os resultados permitem sugerir que o nível de educação ou qualificação do indivíduo se constitui em um dos principais atributos para determinar desemprego. Neste caso, a probabilidade de desemprego tanto para homens quanto para mulheres com baixo nível de instrução são maiores. Ao mesmo tempo, os efeitos da educação são diferentes entre os gêneros, com as probabilidades de desemprego sendo superiores para as mulheres em relação aos homens.

Quando se consideram na análise as variáveis macroeconômicas, PIB, coeficiente de abertura, importação de bens de capitais e uma variável binária que representa uma *proxy* para a abertura comercial, observa-se que a qualificação continua sendo um forte determinante para o desemprego e essas variáveis incluídas no modelo também são relevantes para explicar a probabilidade de desemprego no Brasil, sendo que os coeficientes estimados estão de acordo com o esperado.

Além disso, para tentar definir qual tese seria mais adequada à realidade brasileira, optou-se por relacionar níveis de educação com a variável importação de bens de capital e com a variável binária, que busca captar o efeito da abertura comercial. Os resultados obtidos sugerem que o impacto do processo de abertura comercial brasileira, com a adoção de novas tecnologias, no desemprego foi menor para os indivíduos mais qualificados, tanto para os homens quanto para as mulheres.

Com isso, os resultados desse trabalho indicam que o modelo que melhor se adequa à realidade brasileira é o de Mudança Tecnológica com Viés para Qualificação, ou seja, indivíduos com maior nível de educação têm menos chances de estar desempregados.

Os resultados permitem ainda considerar outros fatores importantes que afetam o desemprego no País. A idade dos indivíduos tem se mostrado um atributo importante, com a probabilidade de desemprego atingindo de forma mais intensa os jovens entre 15 e 24 anos de idade. No caso das mulheres, a probabilidade de desemprego é bastante superior às taxas submetidas pelos homens. Região geográfica, região metropolitana e domicílio urbano também se mostraram estatisticamente significativas para determinar desemprego. Diante dos resultados, pode-se apontar que a maior probabilidade de desemprego ainda continua concentrada nas regiões Nordeste e Sudeste. Nos últimos anos, considerando o modelo completo, observa-se que a probabilidade de desemprego para todos os indivíduos do sexo masculino é menor que para as mulheres em todas as regiões.

Referências

ACEMOGLU, D. Technical change, inequality, and the labor market. *Working Paper*: National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge, n.7800, 2000.

AMADEO, E. J. *et al.* A natureza e o funcionamento do mercado de trabalho brasileiro desde 1980. *Texto para Discussão*: IPEA, Rio de Janeiro, n.353, 1994.

ARBACHE, J. S. Comércio internacional, competitividade e políticas públicas no Brasil. *Texto para Discussão*: IPEA, Brasília, n.903, 2002.

AVERBUG, A. Desempenho macroeconômico do Brasil nos anos 90. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. M. (Org.). *Abertura e integração comercial brasileira na década de 90*. Rio de Janeiro: BNDES, 1999, p. 11-42.

BERMAN, E.; BOUND, J.; MACHIN, S. Implications of skill-biased technological change: international evidence. *National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper*. Cambridge, n.6166, 1998.

CAMARANO, A. A.; ABRAMOVAY, R. Êxodo rural, envelhecimento e masculinização no Brasil: panorama dos últimos 50 anos. *Texto para Discussão*: IPEA, Rio de Janeiro, n.621, 1999.

CAMARGO, J. M. Produtividade e preços relativos: o mercado de trabalho no período pós-liberalização. *Texto para Discussão*: Departamento de Economia PUC, Rio de Janeiro, n.386, 1998.

CAMARGO, J.; REIS, M. C. *Desemprego: custo da informação*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2005.

CURI, A. Z.; MENEZES FILHO, N. A. Os determinantes das transições ocupacionais no mercado de trabalho brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. *Anais eletrônicos...* João Pessoa, 2004.

DAVIS, D. R. Technology, unemployment, and relative wages in a global economy. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, n.5636, 1996.

FEENSTRA, R. C.; HANSON, G. H. Productivity measurement and the impact of trade and technology on wages: estimates for the U. S., 1972-1990. *NBER Working Paper*, Cambridge, n.6042, 1997.

GIOVANNETTI, B.; MENEZES-FILHO, N. A. Liberalização comercial e demanda por trabalho qualificado no Brasil. In: ENCONTRO ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 33., 2005, Natal. *Anais eletrônicos...* Natal, 2005.

GONÇALVES, R. *et al.* *A nova economia internacional: uma perspectiva brasileira*, Rio de Janeiro: Campus, 1998.

GREEN, F.; DICKERSON, A.; ARBACHE, J. S. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. *World Development*, v. 29, n.11, p. 1923-1939, 2001.

GREENE, W.H. *Econometric analysis*. New York: Prentice Hall, 2003.

HASKEL, J.; SLAUGHTER, M. J. Does the sector bias of skill-biased technical change explain changing wage inequality? *Working Paper*: National Bureau of Economic Research, Cambridge, n.6565, 1997.

HOFFMANN, R.; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. *Nova Economia*, Belo Horizonte, n.14, 2004.

IPEADATA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 10 ago. 2006.

KRUGMAN, P.; OBSFELD, M. *Economia internacional: teoria e prática*. São Paulo: Makron Books, 2001.

LAVINAS, L.; AMARAL, M. R.; BARROS, F. Evolução do desemprego feminino nas áreas metropolitanas. *Texto para Discussão*: IPEA, Rio de Janeiro, n.756, 2000.

LEAMER, E. Trade, Wages and revolving door ideas. *Working Paper Cambridge*: National Bureau of Economic Research, Cambridge, n.4716, 1994.

MACHADO, A. F.; MOREIRA, M. M. Os impactos da abertura comercial sobre a remuneração relativa do trabalho no Brasil. *Texto para discussão*: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (UFMG), Belo Horizonte, n.158, 2001.

MAIA, K. O impacto do comércio internacional, da mudança tecnológica e da demanda na estrutura de emprego, por nível de qualificação no Brasil, 1985-1995. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS DO TRABALHO, 2001, Salvador. *Anais...* Belo Horizonte, 2001.

MENEZES-FILHO, N. A. A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho. *Texto para discussão*: Departamento de Economia, USP, São Paulo, 2001.

NÉRI, M. C.; GONZAGA, G.; CAMARGO, J. M. Efeitos informais do salário mínimo e pobreza. Texto para Discussão: Instituto de pesquisa Econômica e Aplicada, Rio de Janeiro, n.724, 2000.

PICCHETTI, P.; CHAHAD, J. P. A evolução da taxa de desemprego estrutural no Brasil: uma análise entre regiões e características dos trabalhadores. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 31., João Pessoa, 2003. *Anais eletrônicos...* João Pessoa, 2003.

PINHEIRO, A. C.; GIAMBIAGI, F.; GOSTKORZEWICZ, J. Desempenho macroeconômico do Brasil nos anos 90. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. M. (Org.). *A Economia brasileira nos anos 90*. Rio de Janeiro: BNDES, 1999. p. 11-42.

REIS, M. C. Mudanças no desemprego e nos rendimentos por nível de qualificação durante a década de noventa. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 32., João Pessoa, 2004. *Anais eletrônicos...* João Pessoa, 2004.

ROBBINS, D. J. Stolper-Samuelson (lost) in the tropics? Trade Liberalization and Wages in Colombia: 1976-1994. *Development Discussion Papers*: Harvard Institute for National Development, Boston, n.557, 1996a.

ROBBINS, D. J. HOS hits facts: facts win; evidence on trade and Wages in the developing world. *Development Discussion Papers*: Harvard Institute for International Development, Boston, n.557, 1996a.

SANTOS, R. J.; KASSOUF, A. L. Uma investigação dos determinantes socioeconômicos da depressão mental no Brasil com ênfase nos efeitos da educação. *Economia aplicada*, São Paulo, v. 11, n.1, p. 5-26, 2007.

SATTINGER, M. Capital intensity, neutral technological change, and earnings inequality. *Department of Economics*: University at Albany, New York, n.12222, 2003.

SOARES, S.; SERVO, L. M. S.; ARBACHE, J. S. O que (não) sabemos sobre a relação entre abertura comercial e mercado de trabalho no Brasil. Anais: ENCONTRO ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 33., Salvador, 2001. *Anais eletrônicos...* Salvador, 2001.

WEISS, M. Employment effects of skill biased technological change when benefits are linked to per-capita income. *Mannheimer Forschungsinstitu Okonomie und Demographischer Wandel*, Discussion Papers, n.4043, 2004.

WOOD, A. Openness and wage inequality in developing countries: the Latin American challenge to East Asian conventional wisdom. *The World Bank Economic Review*, Oxford, v. 11, n.1, p. 33-57, 1997.

_____. North-south trade, employment and inequality: changing fortunes in a skill-driven World. *Economic Journal*, n.432, 1995.

WOOD, A.; RIDAO-CANO, C. Skill, trade, and international inequality. *Oxford Economics Papers*, v. 51, n.1, p. 89-119, 1999.

Recebido em: 11/09/2008.

Aceito em: 20/10/2009.