

TAXA DE DESEMPREGO E A ESCOLARIDADE DOS DESEMPREGADOS DOS ESTADOS BRASILEIROS: ESTIMATIVAS EM PAINÉIS DE DADOS DINÂMICOS

Gilberto J. Fraga¹
Joilson Dias²

Resumo

O objetivo deste trabalho é estender o modelo teórico de desemprego especificado por Marston (1985) e aplicar para os Estados Brasileiros, com destaque especial na avaliação do papel exercido pela escolaridade (capital humano) dos desempregados na taxa de desemprego. De acordo com a teoria do autor, os efeitos fixos como atratividade, salários e estrutura de mercado dos Estados exercem importantes influências na determinação da sua taxa de desemprego. Apesar destas importantes considerações, em nosso ver, este modelo omite a principal característica dos desempregados que é a escolaridade média dos mesmos. Assim, procuramos neste trabalho corrigir este problema de variável omitida. Outra inovação está relacionada ao aspecto das estimativas econométricas. Efetuamos testes de especificações e consideramos estimativas comparadas de efeitos fixos e randômicos, mas principalmente efetuamos estimativas dinâmicas, que elimina o problema de variáveis omitidas e de endogeneidade (causalidade reversa) entre as variáveis do modelo. Como resultado principal, temos que a escolaridade dos desempregados possui uma relação de causalidade em relação à taxa de desemprego de forma não linear, forma de U invertido. Sendo que, para baixos níveis de escolaridade média dos desempregados (menos de quatro anos), o efeito sobre a taxa de desemprego é positivo, ou seja, contribui para aumentar a taxa de desemprego. Com relação à estrutura da economia, o setor de agrícola demonstrou ser o único que reduz a taxa de desemprego, uma vez considerada a escolaridade. A razão está em que este setor gera empregos de baixa qualificação compatível com a baixa escolaridade dos desempregados.

Palavras-Chave: Desemprego; Escolaridade; Estimativas Dinâmicas.

Abstract

The objective of this paper is to extend the theoretical model of the theory of unemployment of Marston (1985) and to apply for the Brazilian States, with special prominence in the evaluation of the role exerted for the education (human capital) of the unemployed in the unemployment rate. In accordance with the theory, the fixed effect as attractiveness, wages, and market structure of the States exerts important influences on the unemployment rate. However, in our view the model omits the main characteristic of the unemployed ones that is the average education. Thus, in this paper we correct this problem of omitted variable. Another innovation is related to the aspect of the econometrical estimates. Besides specification tests, fixed and random effects estimates, we estimate dynamic equations that account for the omitted variable problem and also eliminates potential endogenous (reverse causality) problems. As main result, the level of education of the unemployed have a causal relation on the unemployment rate of a non linear form, inverted U. The unemployment rate is increased for average knowledge below for years and declines after that. With regard to the market structure of the economy, the agriculture sector demonstrated to be the only one that help reduces the unemployment tax. The reason is that this sector generates jobs of low qualification compatible with the low education level of the unemployed work force.

Key-words: Unemployment; Education; Dynamic estimates.

JEL: C33, E24, J64.

Área 12 - Economia do Trabalho

¹ Mestrando pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá. gjfraga@yahoo.com.br.

² Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. jdias@uem.br.

1.0 Introdução

A taxa de desemprego do Brasil no ano de 2003 foi substancialmente superior à taxa registrada no ano de 1995, algo em torno de 1,5 vezes³. Diante disso, o desemprego do fator de produção trabalho, tornou-se num dos mais graves problemas macroeconômicos que vem sendo enfrentado pelo país no período recente, principalmente após a estabilização econômica.

Atualmente, as recomendações para diminuir a taxa de desemprego⁴, têm concentrado boa parte da sua atenção sobre políticas de investimentos em capital humano, ou seja, qualificação dos agentes econômicos para uma melhor adequação ao mercado de trabalho. Em parte, a importância do papel da acumulação do capital humano, como forma de aumentar a empregabilidade dos indivíduos reflete nos desenvolvimentos teóricos ocorridos nos últimos anos. No Brasil, esse fato pode ser constatado através da implementação de políticas públicas para aumentar os níveis de escolaridade média da população. A importância da qualificação, diante das mudanças ocorridas na economia brasileira no período recente é encontrada nos trabalhos de Gonzaga et al. (2002); Chahad (2003) e Reis (2004).

Diante das peculiaridades das economias e, dado que as taxas de desemprego divergem dentro e entre as economias, surgiu a teoria compensatória de Marston⁵ (1985). Essa teoria busca explicar porque as taxas de desemprego possuem um diferencial permanente entre as regiões.

Por ser a economia brasileira muito heterogênea em todos os aspectos entre suas áreas geográficas, tornam-se por vezes inviáveis análises agregadas de variáveis como desemprego. Assim, para se obter um resultado mais acurado, necessita-se de uma estratificação maior. Pois, análises agregadas da taxa de desemprego podem esconder diferenças regionais marcantes. Segundo, Courseuil et al. (1999), se o desemprego for um fenômeno endêmico de uma região do país apenas, e não um fenômeno nacional, as políticas particulares de combate ao desemprego deveriam ter um caráter regional, pois políticas nacionais poderiam gerar resultados ineficientes.

Nesse cenário, o objetivo deste trabalho é o de estender o modelo de Marston (1985), que considera o impacto dos aspectos específicos dos estados na taxa de desemprego. Essa implementação no modelo será através da incorporação de aspecto específico dos desempregados, que é o seu nível médio de escolaridade. Os aspectos específicos dos estados a serem considerados serão a sua estrutura de mercado, salários e a variável índice de Gini que capta as distorções presentes no mercado de trabalho quanto à distribuição de renda. Estas variáveis foram definidas pelo autor como parte da atratividade da região. No entanto, entendemos que a característica principal dos desempregados não aparece como variável importante neste modelo como foi inicialmente apresentado. Assim, esta omissão em nosso ver introduz o problema de viés nas estimativas. Além do que esta é uma variável extremamente importante, pois muda o conceito de política econômica a ser seguida. Se a escolaridade contribuir para reduzir a taxa de desemprego dos estados, conforme espera-se, o foco das políticas para com o grupo de desempregados deve enfatizar esta melhoria de conhecimento como objetivo principal. Assim, procuramos inovar neste aspecto o modelo do autor ao estendermos o mesmo para considerar esta característica dos desempregados.

Outra inovação extremamente importante está relacionada com respeito a metodologia de estimação. O modelo a ser estimado em painel de dados, considera os aspectos dinâmicos desta relação, bem como os aspectos de endogeneidade das variáveis. Os testes de especificações determinarão o melhor modelo econométrico a ser considerado.

Quanto a essas variáveis que ressaltam os efeitos fixos e que diferenciam os estados. Admitem-se em princípio as seguintes relações: o salário médio/hora é considerado uma das variáveis chaves na

³ Estatísticas obtidas a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

⁴ No presente trabalho um indivíduo (trabalhador) é considerado desempregado se ele tem entre 10 e 65 anos de idade, não tem trabalhado nos últimos 30 dias e esta procurando emprego.

⁵ No capítulo dois será feita uma apresentação adequada da teoria e do modelo proposto por Marston (1985).

determinação do desemprego de cada estado. Assim, procuramos medir os salários na forma de diferencial em relação à média nacional. Espera-se que, os estados que tiverem salários⁶ superiores à média nacional possuam maior taxa de desemprego, caso estes sejam significativos. O coeficiente Gini apresenta a estrutura da distribuição de renda dos estados. Ou seja, ele retrata o resultado da distribuição do pós-trabalho. Se o seu efeito for positivo significa que quanto mais equitativa for à distribuição de renda menor é a taxa de desemprego. Quanto à estrutura da economia, utilizamos para representá-la a proporção do PIB-Produto Interno Bruto da indústria, serviços, comércio e agrícola. Neste caso, os sinais destes setores se negativos indicam que políticas que fomentam determinado setor são benéficas na redução da taxa de desemprego dos estados. Por exemplo, uma política de fomento ao setor agrícola pode resultar em aumento na oferta de empregos, contribuindo para reduzir a taxa de desemprego dos estados.

As inovações deste trabalho são de duas naturezas. A primeira com relação ao objetivo acima que é o de verificar a contribuição direta dos conhecimentos dos desempregados na taxa de desemprego dos estados, uma vez considerado a estrutura de mercado prevalecente de cada estado, ou seja, suas características específicas. A segunda inovação está associada à questão da metodologia econométrica. Que além de considerar os efeitos fixos de cada estado, esta leva em consideração a potencialidade de endogeneidade das variáveis independentes, especialmente o nível de escolaridade dos desempregados. Portanto, procuramos utilizar estimativas dinâmicas que combinam variáveis instrumentais como forma de eliminar os problemas de endogeneidade existentes. Estas estimativas são realizadas utilizando um sistema de equações dinâmicas, conforme sugerido por Arellano e Bond (1991)⁷.

Esse artigo está organizado da seguinte forma. Seção I, que é esta introdução; Seção II será apresentada à teoria compensatória de Marston; Seção III apresenta as estimativas econométricas, onde primeiramente estimamos dois modelos: efeitos fixos e randômicos. A seguir estimamos o modelo dinâmico; e por último apresenta-se às considerações finais.

2. Teoria Compensatória

O objetivo desta seção é apresentar a teoria compensatória desenvolvida e aplicada por Marston (1985). O autor parte do pressuposto de que existe um equilíbrio entre salário, atratividade e desemprego de uma determinada região. Este equilíbrio seria determinado da seguinte forma: quanto maior o salário, ou mais atrativa for uma região (estado) em relação às demais, mais trabalhadores serão atraídos para essa região e, portanto, maior taxa de desemprego.

Para formalizar este argumento o autor construiu um modelo que levou em consideração estas três variáveis onde elas afetam o nível de utilidade alcançado pelos trabalhadores. Considera-se a hipótese que, em geral os indivíduos de uma economia atribuem um mesmo nível de satisfação a uma cesta de consumo, generalizado para *commodity* (C) e às atratividades mencionadas (A). Os indivíduos são limitados pela sua renda do trabalho, a qual é condicionada pela probabilidade de estar desempregado (U). Tem-se a seguinte função de maximização da utilidade dos trabalhadores (u):

$$(1) \quad \max_{C, A} u(C, A) \text{ desde que } W(1 - U) = C.$$

Onde, $W = (\overline{W}_0 + W_e)$ representa o salário, A é atratividade da região e, U é a força de trabalho desempregada, que aqui é representada como a probabilidade do individuo ficar desempregado. $W(1-U)$ representa a renda esperada pelo trabalhador em determinada região. As variáveis W_0 , U e A são

⁶ Taylor (1975) e Yellen (1984) apresentam modelos sobre a determinação dos salários.

⁷ Esta metodologia sugerida por Arellano e Bond (1991), foi complementada pelos trabalhos de: Ahn e Schmidt (1995); Arellano e Bover (1995); Blundell e Bond (1998).

consideradas como dadas para o trabalhador. Então, a função de utilidade indireta dos trabalhadores de uma região pode ser representada da seguinte forma:

$$(2) \quad V(W, U, A) = \max_{C, \lambda} \{ u(C, A) + \lambda[W(1 - U) - C] \} \\ V_w > 0, V_u < 0, V_a > 0.$$

sendo que o termo da equação multiplicado por λ representa a restrição orçamentária do trabalhador.

O resultado do modelo é que, em equilíbrio, o nível de utilidade alcançado pelos trabalhadores deve ser o mesmo em todas as regiões.

$$(3) \quad V[(W+W_e)^*, U^*, A] = K$$

onde K é uma constante⁸. Observa-se que a igualdade entre as taxas de desemprego não é uma condição que se faz necessária para a igualdade do nível de utilidade indireta. Desta forma, um diferencial persistente entre as taxas regionais de desemprego é um resultado que poderá acontecer nesse modelo. Esse diferencial persistente pode ser explicado, por exemplo, por um diferencial (persistente) de atratividade das regiões. Diferenciando (3):

$$(4) \quad V_w d(W + W_e)^* + V_u dU^* + V_a dA = 0$$

$$dU^* = - \left| \frac{V_a}{V_u} \right| dA - \left| \frac{V_w}{V_u} \right| (d\bar{W} + dW_e)$$

Para a taxa de desemprego de equilíbrio:

$$(5) \quad U_t^* = U_{t-1} + adA + \phi d\bar{W} + \phi dW_e$$

De acordo com a equação (4) alterações em um dos argumentos da função V deve ser compensado por alterações em pelo menos um dos outros argumentos da função. Se houver variações nos salários ou atratividades e, se estas alterações forem compensadas somente por variações na taxa de desemprego para restabelecer a igualdade da utilidade entre as regiões, o valor será alterado nas magnitudes indicadas na equação (5), dependendo da alteração inicial ter sido observada nos salários (W_e) ou atratividades (A). Trabalha-se com esta hipótese em relação à reação das variáveis, pelo fato da teoria em questão levar em consideração os deslocamentos dos trabalhadores. Assim, inicialmente U_{it}^* será:

$$(6) \quad U_{it}^* = U_{i,t-1}^* + \mu_{it}$$

Esta equação (6) separa o equilíbrio dos componentes de desequilíbrio das taxas de desemprego da área.

Marston com base no censo americano de 1970, mostra evidências que corroboram com a teoria. Pissarides e McMaster (1990) com dados do Reino Unido, também aplicaram a teoria e verificaram que no longo prazo a economia converge para o equilíbrio compensatório.

⁸ O (*) indica o valor de equilíbrio da variável correspondente.

Prosseguindo, propõe-se neste trabalho um modelo geral para taxa de desemprego dos estados como sendo a soma dos seguintes componentes:

$$(7) \quad U_{it} = \beta U_{i,t-1} + \phi W_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \delta E_{i,t} + \tau E_{i,t}^2 + (\alpha_i + \eta_{i,t})$$

Onde, $W_{i,t}$ são salários médios dos estados (regiões), $X_{i,t}$ é uma matriz $n \times k$ de variáveis que representam atratividades e, estrutura econômica das regiões, que são representadas por: Gini e PIB dos setores, $E_{i,t}$ é a escolaridade média dos desempregados, α_i é o diferencial de equilíbrio e $\eta_{i,t}$ representa um choque randômico. Sendo que, E (escolaridade média dos desempregados) é a inovação desse modelo em relação ao modelo proposto originalmente por Marston. A inclusão da variável escolaridade visa captar especificamente o efeito do capital humano acumulado pelos trabalhadores desempregados, verificando assim a eficiência de políticas de educacionais. Logo, estimando a equação (7), podemos calcular a importância das variáveis de interesse, dos efeitos fixos e outros fatores não observáveis quantificados pelas estimações. Prosseguindo, a seção três buscará adequar e estimar o modelo geral descrito nesta seção.

3.0 Aplicações Econométricas

3.1. Dados

Primeiramente, será feita uma breve análise descritiva dos dados que serão aplicados. A seguir, apresenta-se a metodologia utilizada e sua aplicação.

Os dados utilizados neste trabalho referem-se aos 26 Estados Brasileiros mais o Distrito Federal no período de 1995-2003, contemplando um total de 243 observações para serem utilizadas. Ainda, as variáveis 1, 8 e 9 listadas abaixo foram obtidas a partir dos dados da PNAD⁹ (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) para indivíduos entre 10 e 65 anos de idade residentes nas áreas urbanas. As demais variáveis foram obtidas junto ao IPEADATA¹⁰ (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). Desta forma, as variáveis utilizadas são:

- 1) Taxa de Desemprego dos Estados, $txdes$;
- 2) Índice de Gini dos Estados, $gini$;
- 3) Média do Salário Hora (R\$/Hrs) dos Estados. Esta variável é utilizada como *proxy* para o Salário, w ;
- 4) PIB do Setor Serviços dos Estados, $pibserv$;
- 5) PIB do Setor Industrial dos Estados, $pibind$;
- 6) PIB do Setor Agropecuário dos Estados, $pibagro$;
- 7) PIB de Setor Comércio dos Estados, $pibcome$;
- 8) Escolaridade Média dos Desempregados dos Estados, E ;
- 9) Escolaridade Média dos Desempregados ao Quadrado dos Estados, E^2 ;

⁹ No ano de 2000 não houve Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Portanto, foi elaborada uma média para esse ano.

¹⁰ www.ipeadata.gov.br.

Tabela 1 – Sumário dos Dados dos Estados Brasileiros: período 1995-2003.

Variável		Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
Txdes	Total	0,1027	0,0265	0,0426	0,2456	N=243
	Entre		0,0202	0,0675	0,1483	n=27
	Dentro		0,0177	0,0212	0,2015	T=9
Gini	Total	0,5765	0,0366	0,4246	0,6560	N=243
	Entre		0,03032	0,4988	0,6149	n=27
	Dentro		0,0212	0,4713	0,6389	T=9
W	Total	0,9897	0,4149	0,3586	2,4654	N=243
	Entre		0,4163	0,4020	2,3593	n=27
	Dentro		0,0680	0,7888	1,2611	T=9
pibserv	Total	0,5429	0,1439	0,2650	1,1240	N=243
	Entre		0,1419	0,3302	1,0064	n=27
	Dentro		0,0353	0,4238	0,6604	T=9
Pibind	Total	0,2916	0,1143	0,0621	0,6101	N=243
	Entre		0,1114	0,0765	0,5511	n=27
	Dentro		0,0326	0,2041	0,4204	T=9
pibagro	Total	0,1046	0,0709	0,0049	0,4517	N=243
	Entre		0,0689	0,0058	0,2920	n=27
	Dentro		0,0205	0,0514	0,2642	T=9
pibcome	Total	0,0799	0,0348	0,0217	0,2276	N=243
	Entre		0,0337	0,0317	0,2107	n=27
	Dentro		0,0108	0,0429	0,1520	T=9
E	Total	4,1415	0,6847	2,1592	6,4040	N=243
	Entre		0,5019	2,9586	5,0844	n=27
	Dentro		0,4745	2,9141	6,0169	T=9

Fonte: PNAD; IPEADATA.

Apesar de ser simples a compreensão dos dados contidos na tabela acima, faz-se necessário uma leitura da primeira variável, taxa de desemprego dos estados brasileiros no período 1995 a 2003. A média da taxa de desemprego dos estados no período compreendido foi de 10,27%, com um desvio padrão de 2,66%. Os valores máximos e mínimos refletem a existência de alguma discrepância, que é prevista. A menor taxa de desemprego verificada nos estados para o período em consideração é de 4,26% e, a maior taxa registrada foi de 24,56%, estas taxas provavelmente apresentam-se como potenciais *outliers*. Durante o processo de estimação estas variáveis *outliers* tenderão serem absorvidas através de variância específica de painéis.

3.2. Modelos de Efeitos Fixos e Randômicos

Esta seção buscará testar o modelo mais adequado para responder o objetivo proposto, para então, efetuar a estimativa dinâmica da equação (7). Primeiramente realizaremos os testes para definir qual o modelo mais adequado para o problema, modelo de efeitos fixos ou modelo de efeitos randômicos. Após a definição do modelo a ser utilizado, buscaremos realizar as estimativas e os testes de *praxe* para autocorrelação e heterocedasticidade. Nesse contexto, o modelo mais adequado de acordo com os testes, será utilizado para as estimativas dinâmicas. A especificação do modelo econométrico para a equação (7) é:

$$(8) \quad U_{it} = \beta U_{i,t-1} + \phi W_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \delta E_{i,t} + \tau E_{i,t}^2 + (\mu_{i,t})$$

$$(9) \quad \mu_{i,t} = \alpha_i + \eta_{i,t}$$

Onde a variável $U_{i,t}$ representa a variável dependente com $i = 1, \dots, 27$ e $t = 1, \dots, 9$; U_{t-1} , W , X , E e E^2 representam as variáveis explicativas; μ_{it} é o vetor que contempla os efeitos fixos. Assim, as hipóteses iniciais a serem estimadas sobre o modelo acima são as seguintes:

- (10) $\in [\alpha_i] = 0$;
 (11) $\in [\eta] = 0$;
 (12) $\in [\eta\eta'] = \sigma_\eta^2 I_{nT}$;
 (13) $\in [\alpha_i\alpha_j] = 0$, para $i \neq j$;
 (14) $\in [\alpha_i\alpha_i] = \sigma_\alpha^2$;
 (15) $\in [\alpha_i\eta_{jt}] = 0$.

Onde, todos os valores esperados são condicionados pelas variáveis independentes. As hipóteses (10), (11) e (15) estabelecem que o modelo seja de efeito randômico, do contrário temos um modelo de efeitos fixos. O pressuposto essencial que distingue o modelo de efeitos randômicos do modelo de efeitos fixos é que o efeito específico de α_i , que é constante no tempo, não esteja correlacionado com as variáveis independentes $i_{i,t}$. Desta forma, devemos estimar os dois modelos sob as condições de efeitos fixos e randômicos, para em seguida efetuar os testes de definição.

Primeiramente será feito o teste de especificação de modelo proposto por Hausman (1978). Este teste busca verificar se os modelos de efeitos fixos e randômicos são idênticos, se forem, a melhor especificação é a randômica, dada à condição de ortogonalidade entre α e as variáveis independentes. Sendo que, nesse caso o teste constatará se a hipótese da equação (10) está sendo assegurada. O resultado do teste Qui-Quadrado $\chi^2 = 12,51$ permite rejeitar a hipótese nula de igualdade dos coeficientes, sendo que $\text{Prob} > \chi^2 = 0,050$. Esta probabilidade confirma o modelo de efeitos fixos como o mais adequado. Diante da possibilidade de existir autocorrelação e, visando dar maior consistência ao trabalho será efetuado um conjunto de testes – Máxima Verossimilhança (MV) proposta por Breusch e Pagan (1980) para efeitos randômicos e, Baltagi e Li (1995) para efeitos randômicos em conjunto com a autocorrelação. A tabela 2 a seguir apresenta o resumo dos testes.

Tabela 2 – Testes Randômicos e Correlação Serial

Testes (1)	Resultados (2)	Probabilidade H0 (3)
Efeitos Randômicos		
MV: $\text{Var}(u_i)=0$	120,29	0,000
MVA: $\text{Var}(u_i)=0$	56,06	0,000
Correlação Serial		
MV: $\rho=0$	85,73	0,000
MVA: $\rho=0$	21,50	0,000
Teste Conjunto		
MV: $\text{Var}(u_i)=0$ e $\rho=0$	141,79	0,000

De acordo com os testes de efeitos randômicos, tanto o de máxima verossimilhança sem correção para autocorrelação (MV) quanto o que considera correção para autocorrelação (MVA) informam que o modelo de efeitos fixos é o que deve ser considerado, dado que a probabilidade de efeitos randômicos é zero. Quanto a autocorrelação, a probabilidade de $\rho=0$ é zero, portanto, rejeita-se a hipótese nula de não autocorrelação tanto na versão MV quanto MVA. O teste conjunto que verifica a presença de efeito randômico e sem autocorrelação, também é zero. A tabela a seguir apresenta as estimativas dos modelos de efeitos fixos (fe) e randômicos (re).

Tabela 3 – Modelos de efeitos fixos e randômicos explicando a taxa de desemprego dos estados.

Variáveis (1)	Fixo (fe) (2)	Randômico (re) (3)
gini	-0,043 (0,176)	-0,058 (0,058)***
fw ^(a)	-0,007 (0,706)	0,016 (0,064)***
fpibserv	-0,126 (0,010)*	-0,054 (0,216)
fpibind	-0,028 (0,616)	-0,065 (0,196)
fpibagro	-0,159 (0,010)*	-0,115 (0,029)**
E	0,042 (0,032)**	0,0498 (0,008)*
E ²	-0,004 (0,065)***	-0,0049 (0,023)**
constante	0,025 (0,607)	-0,0867 (0,060)***
R ² – dentro	0,153	0,115
- entre	0,055	0,322
- total	0,004	0,229
corr($\alpha_i + \eta_i$)	-0,6790	-
$\sigma_{\alpha+\eta}$	0,0290	0,0161
σ_{η}	0,0175	0,0175
F(26,209), $\alpha_i=0$	Prob(0,000)	-
N	243	243

Notas: ^{a)} letra f junto a variável refere-se ao fato ter usado as series em sua diferença. *) indica nível de significância de 1%. **) indica nível de significância de 5%, ***) indica nível de significância inferior a 10%.

Como pode ser visto, tanto no modelo de efeitos fixos quanto o de efeitos randômicos as variáveis não são todas significativas e possuem baixo poder de explicação. A não significância dos parâmetros e o baixo poder de explicação podem estar associados aos problemas de heterocedasticidade e autocorrelação. Portanto, duas informações relevantes nas regressões acima são: primeiramente, o teste F na coluna (1) que indica que o modelo mais adequado é de efeitos fixos, depois o alto valor da correlação entre os efeitos fixos e as variáveis independentes, correlação (μ_i, x_i) 67,9%, o que implica numa grande importância dos efeitos fixos dos estados, ou seja, diferenciais persistentes.

Também, a estatística F que testa a hipótese nula se as taxas de desemprego de todos os estados são iguais foi rejeitada, assim, concluímos que cada estado tem sua própria taxa, o que reforça a indicação do modelo de efeitos fixos. As diferenças persistentes e idiossincráticas das regiões (estados) encontradas neste trabalho, também esta presente, implícita ou explicitamente, nos trabalhos de Corseuil et al. (1999); Oliveira e Cruz (2000); Oliveira e Carneiro (2001).

De acordo com Marston (1985), o desvio padrão da taxa de desemprego de equilíbrio σ_{α} deve ser maior que desvio padrão dos componentes do desemprego de desequilíbrio σ_{η} . No entanto, neste modelo foi encontrado um resultado contrário para a estimação do modelo de efeitos fixos. Quando estimado sob os pressupostos do modelo de efeitos randômicos, a disparidade em sentido oposto é ainda maior. Então, constata-se que o desvio padrão da taxa de desemprego de equilíbrio foi menor que o desvio padrão dos componentes do desemprego de desequilíbrio em ambas as estimações, isso só reafirma a evidência dos efeitos fixos. Desta forma, a seguir será feito testes para verificar se os parâmetros acima estão vinculados a problemas de heterocedasticidade e autocorrelação.

Prosseguindo com os testes na busca de maior consistência ao trabalho, efetuou o teste adicional de autocorrelação proposto por Woodridge (2002). O resultado do teste $F(1,26) = 30,40$ indica uma probabilidade zero de aceitação da não existência de autocorrelação de primeira ordem.

Outro teste realizado é o teste de heterocedasticidade proposto por Greene (2000). O resultado da estatística $\chi^2 = 321,49$ informa que a probabilidade dos painéis terem a mesma variância é zero, portanto, registra-se a presença de heterocedasticidade nos dados.

Este conjunto de testes indica que deve ser aplicado um modelo de efeitos fixos, levando em consideração (corrigindo) a presença de autocorrelação e heterocedasticidade. Desta forma será utilizado o método *Prais-Winstem* ($P-W$), onde estimará o modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO-PW) que trabalha com problema de heterocedasticidade, além de efetuar correções para autocorrelação. Também, esses modelos estimados ($P-W$) a seguir, admitem, a existência da autocorrelação nos erros como sendo problemas oriundos dos coeficientes a serem solucionados.

No entanto, os resultados obtidos através dos métodos $P-W$, não foram satisfatórios para atender os objetivos propostos. A principal melhora observada foi com o coeficiente de determinação (R^2), que agora está próximo a 32%, ante aos baixos valores encontrados anteriormente (tabela 3).

Considerando os resultados obtidos até o momento, existem indícios suficientes para aplicação de um modelo econométrico dinâmico, sendo que o modelo dinâmico se adequará melhor para alcançar os objetivos aqui propostos, ou seja, trabalhar com os dados levando em consideração os efeitos fixos encontrados. Desta forma, na próxima seção será aplicado o modelo dinâmico para os dados do trabalho.

3.3. Aplicação do Modelo Econométrico Dinâmico

A estimação através do modelo econométrico dinâmico (MED) visa obter os coeficientes utilizando os dados de forma dinâmica no tempo. Também, buscará com esta aplicação verificar o efeito *feed back* da própria variável dependente (desemprego), como sugere Arellano e Bond (1991). O modelo proposto é uma variação da equação (8), pois considera os efeitos da própria taxa de desemprego passada (U_{t-n}) sobre o desemprego atual (U_t) em nível e em diferença, portanto um sistema de equações.

$$(16) \quad U_{it} = \beta U_{i,t-1} + \phi W_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \delta E_{i,t} + \tau E_{i,t}^2 + (\mu_{i,t})$$

$$(17) \quad \begin{aligned} U_{i,t} - U_{i,t-1} = & \beta(U_{i,t-1} - U_{i,t-2}) + \phi(W_{i,t} - W_{i,t-1}) + \gamma(X_{i,t} - X_{i,t-1}) + \delta(E_{i,t} - E_{i,t-1}) \\ & + \tau(E_{i,t}^2 - E_{i,t-1}^2) + (\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1}) \end{aligned}$$

Ao estimar a equação usando as primeiras diferenças das variáveis explicativas, estarão sendo removidos os efeitos fixos e ficando com uma equação que pode ser estimada usando variáveis instrumentais. Para estimação em diferenças, segundo Blundell e Bond (1998), faz-se necessário a seguinte condição de ortogonalidade:

$$(18) \quad \epsilon(U_{i,t-s} \Delta \eta_{it}) = 0 \text{ para todo } t = 3, \dots, T \text{ e } s \geq 2$$

Onde $\Delta \eta_{it} = \eta_{it} - \eta_{i,t-1}$. Isto depende de assumir a ausência de correlação serial dos distúrbios η_{it} variando com o tempo, juntamente com a seguinte restrição: $\epsilon(U_{it} \eta_{it}) = 0$ para $i = 1, \dots, N$ e $t = 2, \dots, T$.

Para a estimativa na forma de sistemas, deve-se ter como base as condições de momentos da equação (18) e, também, as seguintes condições iniciais de momento:

$$(19) \quad \in (\eta_{it} \Delta U_{i,t-1}) = 0 \text{ para todo } t = 4, 5, \dots T.$$

$$(20) \quad \in (\eta_{i3} \Delta U_{i2}) = 0$$

Se o desemprego no período anterior reflete todas as variáveis que o influenciaram, então ao considerarmos como variável explicativa considera-se as mesmas, de forma indireta (Dias et al., 2005). Quanto aos efeitos contemporâneos sobre a taxa de desemprego, estes devem ser então oriundos das demais variáveis explicativas, propostas no modelo.

A estimativa do sistema de equações (16) e (17) utiliza como variáveis instrumentos, os lag(s) das variáveis independentes pré-determinadas. Dessa forma, as variáveis explicativas são trabalhadas como variáveis potencialmente endógenas, sendo explicadas pelos seus respectivos lag(s), que são os instrumentos. Também, as estimativas são realizadas sob a condição de momentos (GMM).

Quando estimada na forma de diferença, a variável gini é utilizada como variável predeterminada e endógena, com apenas um lag. As diferenças das demais variáveis explicativas, também, serão estimadas de forma pré-determinadas e, usam lag(s) de três períodos servindo de instrumentos. Para a estimativa dos resultados contidos na coluna (2) da tabela a seguir, foram usados quatro períodos de defasagem para a variável taxa de desemprego (txdes). No que concerne aos resultados das colunas (3), (4) e (5), a particularidade é o uso de diferentes momentos para cada variável explicativa. Diferentemente das demais variáveis, a diferença taxa de desemprego (ftxdes) e a diferença da variável salário (fw), entra com três períodos de defasagens entre os termos independentes. Enquanto que, as variáveis que representam escolaridade média dos desempregados (E e E²), estão todas em nível.

As equações foram estimadas, primeiramente sob a condição de que a variável taxa de desemprego em nível precede o próprio desemprego contemporâneo em quatro anos e, as variáveis escolaridade e escolaridade ao quadrado são precedidas por elas mesmas em três anos (instrumentos). Na tabela 4, apresentamos os resultados do modelo estimado com quatro defasagens funcionando como instrumentos e, depois o mesmo modelo com sistema GMM e, variáveis pré-determinadas como instrumentos.

Tabela 4 – Modelo Econométrico Dinâmico (MED) Explicando a Taxa de Desemprego dos Estados

<i>Variáveis</i>	<i>MED</i>	<i>MED</i>	<i>MED</i>	<i>MED</i>
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	DIFERENÇA	SISTEMA		
ftxdes	-0,6241* (0,000)	-	-	-
L2	-0,4450* (0,000)	-	-	-
L3	-0,0984* (0,007)	0,6023* (0,000)	0,6014* (0,000)	0,6073* (0,000)
L4	-0,1532* (0,000)	-	-	-
Gini	-0,0234*** (0,070)	-0,0189 (0,618)	-0,0189 (0,613)	-0,129 (0,694)
L1		0,0505*** (0,097)	0,0509*** (0,095)	0,0546*** (0,083)
fw	-0,0029 (0,726)	-	-	-
L3		0,0106*** (0,092)	0,0107*** (0,091)	0,0121** (0,057)
pibagro	-0,0496 (0,147)	-0,1077* (0,003)	-0,1089* (0,002)	-0,1101* (0,001)
L1	-	0,1040* (0,008)	0,0968** (0,018)	0,1023* (0,009)
fpibserv	-0,0028 (0,926)	0,0085 (0,577)	-	-
fpibind	--	-	-0,0105 (0,501)	-
fpibcome	--	-	-	0,0145 (0,724)
E	0,0507** (0,017)	0,0544** (0,033)	0,0539** (0,030)	0,0510** (0,031)
E ²	-0,0075* (0,001)	-0,0066** (0,020)	-0,0065** (0,018)	-0,0062** (0,024)
Constante	0,0075* (0,000)	-0,0158 (0,732)	-0,0151 (0,745)	-0,0136 (0,786)
F(9,26) = 20,69	-	0,000	-	-
F(9,26) = 20,95	-	-	0,000	-
F(9,26) = 25,37	-	-	-	0,000
<i>Sargan: Prob(X²)</i>	0,833	-	-	-
<i>Teste Hansen</i>	-	0,990	0,990	0,990
<i>AR1</i>	0,055	0,172	0,172	0,175
<i>AR2</i>	0,415	0,785	0,770	0,823

Nota: *) indica nível de significância inferior a 1%. **) indica nível de significância inferior a 5%. ***) indica nível de significância inferior a 10%.

Como pode ser visto os resultados da primeira estimação – coluna (2) – são muito satisfatórios para escolaridade média e escolaridade média ao quadrado. Estimou-se o modelo com quatro lag(s) e todos apresentaram estatísticas significativas. Quanto às demais variáveis, com exceção das variáveis salário e PIB do setor serviços, as outras são significativas e coerentes com a teoria.

Os resultados das colunas (3), (4) e (5) da tabela 4, apresentam resultados mais consistentes, dada a metodologia de sistema (GMM) utilizada. O sinal encontrado para a taxa de desemprego t-3, como pode ser visto, nessas duas últimas estimações é contrário aquele encontrado na coluna (2). Enquanto na primeira estimação uma alta taxa de desemprego no passado levava a uma menor taxa de desemprego no

período contemporâneo, nas estimações das colunas (3), (4) e (5), altas taxas de desemprego no passado ($t-3$) explica boa parte da taxa de desemprego do presente. Esses últimos resultados são mais convincentes.

Quanto ao coeficiente gini, que representa a estrutura da distribuição de renda dos estados, ou seja, retrata o resultado da distribuição do pós-trabalho nos estados, apresentou sinal coerente e foi significativo quando estimado para o período $t-1$. Isto significa que quanto mais equitativa for a distribuição de renda, menor será a taxa de desemprego, portanto, o sinal para a variável $\text{gini}_{(t-1)}$ está de acordo com esperado. Com relação aos salários (w), espera-se que quanto maior for os níveis desta variável, este terá um efeito positivo (aumentará) sobre a taxa de desemprego dos estados. Nesse caso, como pode ser visto nas colunas (3), (4) e (5), os resultados estão de acordo com os pressupostos iniciais, no que se refere aos sinais dos parâmetros. Os parâmetros encontrados para a curva de salários apesar de serem bastante pequenos, são estatisticamente aceitáveis. E, estão de acordo com os pressupostos teóricos.

No que se refere à estrutura da economia, representada pelas variáveis PIB dos setores, verificou que o sinal é realmente negativo, quando positivo não apresentou níveis de significância aceitável, isto implica que, políticas de estímulo ao setor agrícola, por exemplo, deverá contribuir para a diminuição das taxas de desemprego nos estados¹¹. Se considerarmos o nível de escolaridade média dos desempregados para a maioria dos estados e as transformações recentes na demanda por trabalho nos outros setores, os parâmetros das variáveis setoriais podem expressar nesse contexto, a importância do setor agrícola como demandador de mão-de-obra pouco qualificada.

Considerando a relevância dos resultados quando foram usados lag(s), confirma-se a hipótese de que os efeitos das políticas de longo prazo em cada estado são importantes, uma vez que políticas realizadas em períodos anteriores contribuem para diminuir a taxa de desemprego no período corrente.

A variável escolaridade média dos desempregados, é tratada nesse modelo como a inovação e, altamente capaz de influenciar o desemprego. Constatou-se que a variável está coerente com os pressupostos teóricos. Essa confirmação é obtida através dos resultados da variável escolaridade¹² média, que se apresentou como relevante para explicar a taxa de desemprego e, apresentou grande estabilidade por parte dos parâmetros das variáveis (E e E^2), independente do método utilizado para estimação. Também, foi possível verificar o nível de escolaridade que provoca diminuição na taxa de desemprego. E, isso pode ser obtido através da derivação parcial das equações estimadas na tabela (4) em relação a variável independente E .

A função quadrática¹³ da escolaridade média dos desempregados (E) para explicar a taxa de desemprego pode ser especificada da seguinte maneira: $U = \beta_1 E - \beta_2 E^2$, onde E^2 é escolaridade média dos desempregados ao quadrado.

Através dos valores estimados na tabela 4 e coluna (4) chega-se a seguinte equação:

$$(21) \quad U = 0,0539E - 0,0065E^2,$$

Calculando a derivada parcial da equação (21) e igualando a zero,

¹¹ Dada à heterogeneidade das unidades da federação brasileira, as políticas de estímulos setoriais, devem ser bastante específicas para alcançarem seus objetivos. Sabe-se que determinados estados (regiões) podem ser predominantemente agrícolas, enquanto outras são mais industrializadas.

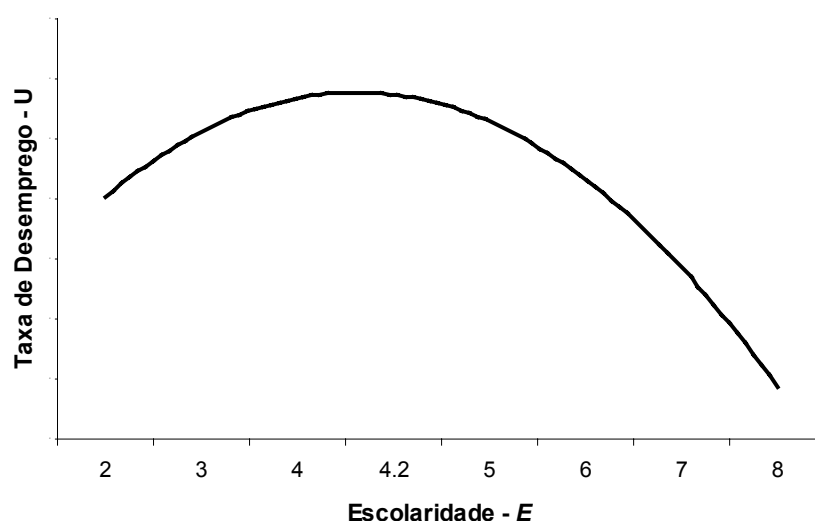
¹² Quanto à escolaridade média dos indivíduos empregados, estimou o impacto de uma política de aumento da qualificação desses trabalhadores. Constatou-se, que o tamanho dos parâmetros está próximo daqueles da escolaridade dos desempregados. Também, estes coeficientes foram estatisticamente significativos, mas, suas estatísticas não melhoraram os resultados diante das demais estimativas. Portanto, mantém neste trabalho o foco na escolaridade dos desempregados.

¹³ A adição de um termo quadrático a equação linear, tem como objetivo, capturar de forma simples, o efeito dos rendimentos decrescentes. Desta forma, como pode ser visto na equação (21), a partir do momento que $E > E^*$, um aumento na E diminuirá a taxa de desemprego (U), dado o pressuposto do termo quadrático. Em termos gráficos, quando a E ultrapassa seu ponto crítico a inclinação da função diminuirá para maiores níveis de escolaridade.

$$(22) \quad \frac{\partial U}{\partial E} = 0,0539 - 0,0065(2)E = 0$$

Verifica-se que a taxa ótima de E^* é 4,15 anos de estudo. Portanto, os estados onde os níveis de escolaridade média dos desempregados estão abaixo desse nível devem privilegiar suas políticas educacionais como forma de diminuir suas taxas de desemprego. Assim, qualquer valor da $E > E^*$ contribuirá para aumentar o nível de empregabilidade dos trabalhadores. Para melhor compreensão dessa relação entre desemprego (U) e escolaridade (E), no gráfico 2 abaixo, pode ser visualizado o comportamento da função quadrática especificada para a taxa de desemprego.

Gráfico 2 - Efeito da Escolaridade Média dos Desempregados Sobre a Taxa de Desemprego



O gráfico 2 mostra um efeito marginal decrescente da evolução da taxa de desemprego quando aumenta a escolaridade média dos desempregados. Assim, quando o valor da E (escolaridade média dos desempregados) é baixo tem-se um aumento na taxa de desemprego, mas, se aumentar E pela mesma quantidade constantemente esse aumento no nível de E diminuirá a taxa de desemprego.

Para a estimação em diferenças, apresentou-se significativa defasagem de quatro anos. Nas estimações através de sistemas, foi significativa defasagem de 3 anos. Logo, os investimentos em educação que aumentam o nível médio de escolaridade levam em média de três a quatro anos, para reduzir a taxa de desemprego dos estados no Brasil e não apresenta retorno linear.

Quanto aos instrumentos, a condição de validade dos mesmos é inferida pelos testes estatísticos de *Sargan e Hansen*. A probabilidade dos instrumentos serem ortogonais é de 83% e 99% respectivamente. Ainda, a validade dos resultados acima está subordinada a condição de autoregressividade. As estimativas são válidas neste método sob a condição de não autoregressão tanto de primeira ordem (AR1) quanto de segunda, (AR2). As estatísticas confirmam essas condições, sendo que a probabilidade de não autocorrelação de primeira e segunda ordem para os sistemas foi consideravelmente razoável para rejeitarmos autocorrelação neste nível. Ou seja, no conjunto os resultados podem confirmar a hipótese de

que a baixa escolaridade média dos desempregados é uma das causas de maiores níveis das taxas de desemprego nos estados com uma defasagem de três anos¹⁴.

De acordo com os resultados empíricos obtidos, comprova-se a hipótese de não linearidade entre taxa de desemprego e nível de escolaridade média dos desempregados para os estados brasileiros. Quando analisada a escolaridade das regiões, constatamos que as únicas regiões que possuem níveis médios de escolaridade acima da E^* (ponto ótimo da escolaridade) foram: região Sudeste e a região Sul, portanto as demais regiões que estão abaixo desse nível de escolaridade devem privilegiar suas políticas educacionais como forma de obterem menores taxas de desemprego. Assim, ficou comprovado empiricamente para o período estudado, que as variáveis taxa de desemprego e escolaridade, se relacionam na forma de U invertido.

Como pode ser visto, este capítulo teve como objetivo testar econométricamente a relação entre desemprego e escolaridade para os estados brasileiros, levando em consideração os efeitos fixos existentes em cada estado e as demais variáveis estruturais. E, teve como base o modelo teórico especificado na seção dois.

O Método Econométrico Dinâmico foi estimado através do Método de Momentos Generalizados (GMM), e considerou os efeitos fixos através de dados em painel. Os resultados empíricos encontrados demonstraram a existência da estabilidade dos parâmetros das variáveis chaves, um nível ótimo de escolaridade e atenderam satisfatoriamente os objetivos propostos. A partir desse nível ótimo encontrado, a escolaridade começa a contribuir para diminuir a taxa de desemprego, considerando as demais variáveis constantes. Assim, ficou comprovada a existência de uma relação não linear.

4.0 Considerações Finais

Neste trabalho desenvolvemos um modelo considerando que os efeitos fixos dos Estados exercem importantes influências na determinação da taxa de desemprego destes Estados. Assim, primeiramente foi feito o teste econométrico para constatar se os fatores fixos são ou não importantes. Após constatar a importância dos efeitos fixos, seguiu-se, para a estimação levando em consideração esses efeitos para estimar a importância da escolaridade dos desempregados na determinação da taxa de desemprego usando um modelo dinâmico em painel de dados.

Constatou-se que os resultados econométricos suportam a especificação estendida do modelo que foi proposto inicialmente por Marston (1985). Também, a relação escolaridade e taxa de desemprego demonstrou ser não linear, formato de U invertido. A escolaridade média dos desempregados nos Estados apresentou um efeito quadrático interessante. Para níveis baixos de escolaridade média dos desempregados ($E < 4,15$ anos de estudos), o efeito sobre a taxa de desemprego é positivo, o que leva a um aumento na taxa de desemprego. No entanto, para escolaridade média acima deste valor ($E > 4,15$ anos) temos um efeito negativo sobre a taxa de desemprego com uma defasagem de três anos. Levando em consideração a maior utilização de novas tecnologias no processo produtivo a partir dos anos noventa, que aumentaram a demanda por trabalhadores qualificados em relação aos menos qualificados, os resultados são consistentes. Em resumo, os investimentos em educação que aumentam os níveis médios de escolaridade levam em média três anos para reduzir a taxa de desemprego dos Estados no Brasil e não apresenta retorno linear.

¹⁴ Foram feitas estimativas com defasagens menores e estas mostraram insignificantes em seus coeficientes.

5.0 Referências Bibliográficas

- AHN, S.C. e SCHMIDT, P. Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data. **Journal of Econometrics**. v. 68:5-27, 1995.
- ARELLANO, M. e BOND, S.R. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an application to Employment Equations. **Review of Economic Studies**, n. 58: 277-297, 1991.
- ARELLANO, M. e BOVER, O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. **Journal of Econometrics**, v. 68: 29-51, 1995.
- AZARIADIS, C. Implicit Contrats and Underemployment Equilibria. **Journal of Political Economy**, v. 83, n.6, 1975.
- BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. New York: Jhon Willey & Sons, 1995.
- BALTAGI, B. H. e LI, Q. Testing AR(1) Against MA(1) Disturbances in an Error Component Model. **Journal of Econometrics**. v. 68:133-151, 1995.
- BLUNDELL, R. e BOND, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. **Journal of Econometrics**, v. 87:115-143, 1998.
- BREUSCH, T. e PAGAN, A. The LM and Its Application to Model Specification in Econometrics. **Review of Economic Studies**, n. 47: 239-254, 1980.
- CAMARGO, J.M. e REIS, M. C. Desemprego: O Custo da Desinformação. **Revista Brasileira de Economia**, 59 (3). 2005.
- CHAHAD, J.P.Z. Tendências Recentes no Mercado de Trabalho: pesquisa de emprego e desemprego. **São Paulo Perspectiva**, v.17, nº.3-4, 2003.
- CORSEUIL, C. H. et al. Desemprego Regional no Brasil: Uma Abordagem Empírica. **Revista de Economia Aplicada**, v.3 (3). 1999.
- DIAS, J.; DIAS, M.H.A. e LIMA, F. F. Crescimento Econômico e Nível de Escolaridade: Teoria e Estimativas Dinâmicas em Paineis de Dados. In: **Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia**, Natal-RN, 2005.
- GONZAGA, G.; TERRA, M.C. e MENEZES-FILHO, N. The Liberalization and the Evolution of Skill Earnings Differentials in Brazil. **PUC-Rio, Texto para Discussão** nº 463. 2002.
- GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. New Jersey: Prentice Hal, 2000.
- HAUSMAN, J.A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, n. 46:1251-1272, 1978.
- MARSTON, S. Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment. **The Quarterly Journal of Economics**, n. 100 (1): 57-79.

OLIVEIRA, C. W. e CRUZ, B.O. Desigualdades Regionais e Elasticidade de Longo Prazo do Emprego nos Estados do Nordeste com Relação ao Emprego Nacional. **IPEA**, Texto para Discussão nº 704, 2000.

OLIVEIRA, C. W. e FRANCISCO, G. C. Flutuações de Longo Prazo do Emprego no Brasil: Uma Análise Alternativa de Co-integração. **Revista Brasileira de Economia**, n. 55 (4). 2001.

PISSARIDES, C.A. e McMASTER, I. Regional Migration, Wages and Unemployment: Empirical Evidence and Implication for Policy. **Oxford Economic Papers**, n. 42:812-831, 1990.

REIS, M.C. Mudanças no Desemprego e nos Rendimentos por Nível de Qualificação Durante a Década de Noventa. In: **Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia**, João Pessoa-PB, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. The MIT Press, Cambridge, 2002.

TAYLOR, J.R. Staggered Wage Setting in a Macro Model. **American Economic Review**, v. 69 (2). 1979.

YELLEN, J.R. Efficiency-Wage Models of Unemployment. **American Economic Review**, v. 74 (2). 1984.