

Universidade Estadual de Maringá
Centro de Ciências Sociais Aplicadas – CSA
Programa de Pós-Graduação Em Economia

GILBERTO JOAQUIM FRAGA

TAXA DE DESEMPREGO E O CAPITAL HUMANO DOS
DESEMPREGADOS NOS ESTADOS BRASILEIROS:
ESTIMATIVAS ECONOMETRICAS DINÂMICAS DE DADOS EM
PAINÉIS

Maringá

2006

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

GILBERTO JOAQUIM FRAGA

TAXA DE DESEMPREGO E O CAPITAL HUMANO DOS
DESEMPREGADOS NOS ESTADOS BRASILEIROS:
ESTIMATIVAS ECONOMÉTRICAS DINÂMICAS DE DADOS EM
PAINÉIS

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá como requisito parcial para obtenção do título de **Mestre em Economia**.

Orientador: Prof. Dr. Joilson Dias

Maringá

2006

AGRADECIMENTOS

Dirijo meus agradecimentos,

À Deus, pela graça da vida, saúde e sabedoria;

Aos meus pais Jerônimo Fraga e Iraci Fraga, por estarem sempre apoiando minhas decisões e acreditando nos meus objetivos; aos meus irmãos Ivonei e Ivoni, pelo apoio em todos os momentos;

Ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá, por esta oportunidade;

Aos meus amigos do programa de mestrado, pelo apoio e compreensão nos dias difíceis, pelos inesquecíveis dias de convivência e discussão acadêmica durante todo o curso. Principalmente aos amigos *Cíntia*, Maria, Jaqueline, Alysson, Neto e Josué; e também, Ana Carolina Dubinevics;

Aos professores do Programa de Mestrado em Economia, pela capacidade, paciência e clareza nos ensinamentos, tão importantes em minha formação. Também, agradeço a Sra. Maria Odila – secretaria do Mestrado, pela sua grande colaboração nos momentos pertinentes;

Aos professores Dra. Maria Helena A. Dias e Dr. José Luiz Parré (coordenador do Mestrado), que além de contribuir de forma excelente para minha formação acadêmica, fizeram grandes comentários e sugestões para esse trabalho durante a qualificação do mesmo;

Ao prof. Dr. Flávio de Oliveira Gonçalves e Dr. José Luiz Parré, pelos comentários e conselhos proferidos na banca examinadora;

Ao prof. Dr. Joilson Dias (grande mestre e orientador), pela paciência, dedicação e profissionalismo em sua excelente orientação;

À todos que participaram de forma direta ou indireta na execução desse trabalho;

Peço a Deus que abençoe a todos.

FRAGA, Gilberto Joaquim. **Taxa de Desemprego e o Capital Humano dos Desempregados nos Estados Brasileiros: Estimativas Econométricas Dinâmicas de Dados em Painéis**. 2006. 78 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2006.

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, este modelo omite a principal característica dos desempregados que é a escolaridade média dos mesmos. Assim, procura-se neste trabalho corrigir este problema de variável omitida. Outra inovação está relacionada ao aspecto das estimativas econométricas. Realizou-se testes de especificações e considerou estimativas comparadas de efeitos fixos e randômicos, mas principalmente foram efetuadas estimativas dinâmicas, que elimina o problema de variáveis omitidas e de endogeneidade (causalidade reversa) entre as variáveis do modelo. Como resultado principal, tem-se 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 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; Efeitos Fixos, 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, 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, does 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 four 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 employment of low qualification compatible with the low education level of the unemployed work force.

Key-words: Unemployment; Education; Fixed Effect, Dynamic estimates.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Taxa Média de Desemprego (%) das Regiões Brasileira: Período 1995 a 2003	33
Figura 2: Taxa Média de Desempregado (U) das regiões: 1995 a 2003	45
Figura 3: Salário Médio (W) R\$/h das Regiões: 1995 a 2003	45
Figura 4: Índice de Gini das Regiões: 1995 a 2003	45
Figura 5: Escolaridade Média dos Desempregados (E) das Regiões: 1995-2003..	45
Figura 6: Efeito da Escolaridade Média dos Desempregados Sobre a Taxa de Desemprego	70

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Taxa de Desemprego, Gini, Salário e Escolaridade - Brasil e Região Norte	34
Tabela 2 - Taxa de Desemprego, Gini, Salário e Escolaridade - Brasil e Região Nordeste	36
Tabela 3 - Taxa de Desemprego, Gini, Salário e Escolaridade - Brasil e Região Sudeste	38
Tabela 4 - Taxa de Desemprego, Gini, Salário e Escolaridade - Brasil e Região Sul	40
Tabela 5 - Taxa de Desemprego, Gini, Salário e Escolaridade - Brasil e Região Centro-Oeste	42
Tabela 6 – Sumário dos Dados dos Estados Brasileiros: período 1995-2003	48
Tabela 7 – Modelos de efeitos fixos, randômicos e <i>P-W</i> explicando a taxa de desemprego dos estados	59
Tabela 8 – Testes Randômicos e Correlação Serial	61
Tabela 9 – Modelo Econométrico Dinâmico (MED) Explicando a Taxa de Desemprego dos Estados	66

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	10
1. A IMPORTANCIA DO CAPITAL HUMANO LITERATURA EMPIRICA: ESTRANGEIRA E BRASILEIRA	15
1.1. Desenvolvimentos Recentes na Literatura Internacional	15
1.2. Desenvolvimentos Recentes na Literatura Empírica Brasileira	17
2. MODELO TEÓRICO DE DESEMPREGO	20
2.1. Teoria Compensatória	20
2.2. Modelo de Desemprego de Marston Estendido.....	23
3. DESEMPREGO E ESCOLARIDADE, SALÁRIO, ÍNDICE DE GINI: ANÁLISE AGREGADA PARA O BRASIL E REGIÕES.....	25
3.1. Introdução.....	25
3.2. Desemprego e Nível de Escolaridade.....	26
3.3. A Relação Salário-Desemprego.....	29
3.4. A Relação ente Índice de Gini e Desemprego.....	30
3.5. Evolução da Taxa de Desemprego nas Regiões Brasileiras.....	32
3.5.1. Região Norte.....	33
3.5.2. Região Nordeste	35
3.5.3. Região Sudeste	37
3.5.4. Região Sul	39
3.5.5. Região Centro-Oeste.....	41
3.6. Análise das Variáveis Aplicadas para as Regiões Brasileiras.....	44
4. INSTRUMENTAL ECONOMETRICO DE DADOS EM PAINEL	47
4.1. Introdução.....	47
4.2. Análise dos Dados	47
4.3. Especificação dos Modelos Econométricos	49
4.3.2. Modelo de Efeitos Fixos.....	52
4.3.3. Modelo de Efeitos Randômicos.....	54

4.3.4. Estimação de Modelos Dinâmicos para Dados em Painéis: Aplicação do Método dos Momentos Generalizados	56
5. RESULTADOS E ANÁLISES DAS ESTIMAÇÕES ECONÔMICAS	59
5.1. Modelo Estático e Testes de Definição	59
5.2. Aplicação do Modelo Econômetro Dinâmico	63
CONCLUSÃO.....	73
BIBLIOGRAFIA	76

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 vezes¹. 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 abertura econômica.

Atualmente, as recomendações para diminuir a taxa de desemprego, têm concentrado boa parte de 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 do capital humano, diante das mudanças ocorridas na economia brasileira no período recente é encontrada nos trabalhos de Gonzaga *et al.* (2002); Reis (2004); Giovannetti e Menezes-Filho (2005).

Diante das peculiaridades das economias e, dado que as taxas de desemprego divergem dentro e entre as economias, surgiu a teoria compensatória de Marston² (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,

¹ Estatísticas obtidas a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

² No capítulo dois será feita uma apresentação adequada da teoria e do modelo proposto por Marston (1985).

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 neste trabalho como parte da atratividade da região. No entanto, entende-se que a característica principal dos desempregados não aparece como variável importante neste modelo como foi inicialmente apresentado. Assim, esta omissão pode introduzir 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, buscou-se inovar neste aspecto o modelo do autor ao estender o mesmo para considerar esta característica dos desempregados.

Outra mudança importante em relação ao modelo inicial está relacionada com 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 determinação do desemprego de cada estado. Assim, procurou-se medir os salários na forma de diferencial em relação à média nacional. Espera-se que, os estados que tiverem salários³ 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 eqüitativa for a 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 contribuições 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 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, procurou-se utilizar estimativas dinâmicas que combinam variáveis instrumentais como forma de eliminar os problemas de endogeneidade

³ Taylor (1975) e Yellen (1984) apresentam modelos sobre a determinação dos salários.

existentes. Estas estimativas são realizadas utilizando um sistema de equações dinâmicas, conforme sugerido por Arellano e Bond (1991)⁴.

Para alcançar o objetivo aqui proposto, este trabalho está estruturado em cinco capítulos, além da Introdução e da Conclusão.

No primeiro capítulo, são apresentados os resultados obtidos em trabalhos empíricos que nos últimos anos buscaram verificar a importância do capital humano. Este capítulo é subdividido em duas seções: a primeira apresenta alguns resultados da literatura internacional e a segunda a recente literatura brasileira.

No segundo capítulo, será apresentada a teoria compensatória e modelo teórico de desemprego desenvolvido por Marston (1985) e sua extensão, mostrando como se relacionam desemprego, salários e atratividades das regiões.

No terceiro capítulo, apresentam-se a evolução da taxa de desemprego nos estados, regiões e no Brasil, relacionando-a com escolaridade dos desempregados e, as variáveis que representam em parte a atratividade das economias dos estados, tais como: salários, distribuição de renda (gini). A análise será feita com os dados dos estados brasileiros para as respectivas regiões.

No quarto capítulo, faz-se uma breve definição e apresentação dos dados. Prosseguindo no mesmo capítulo, detalham-se os métodos econométricos utilizados – dados em painéis – utilizando os modelos de efeitos fixos, randômicos e dinâmicos (GMM).

O quinto capítulo apresenta os resultados e discussão das estimativas econométricas realizadas. Também, o último modelo estimado neste capítulo fornecerá a *performance* dos

⁴ 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). Estas referências serão apresentadas no capítulo quatro.

efeitos da escolaridade média dos desempregados sobre a taxa de desemprego, dados os efeitos fixos. Por fim, apresenta as considerações finais do presente trabalho.

1. A IMPORTÂNCIA DO CAPITAL HUMANO NA LITERATURA EMPIRICA: ESTRANGEIRA E BRASILEIRA

Este capítulo apresenta os trabalhos que discutem a importância do capital humano como fator de grande relevância para o desenvolvimento econômico das nações e como elemento determinante para reduzir a chance dos agentes econômicos (trabalhadores) ficarem desempregados. Inicialmente, apresentam-se alguns estudos relativos à literatura estrangeira. A seção seguinte trás a literatura empírica para o Brasil.

1.1. Desenvolvimentos Recentes na Literatura Internacional

Na literatura tanto internacional como nacional, o debate acadêmico em torno da importância do capital humano para o desenvolvimento das economias e como política de combate ao desemprego, tem sido crescente nos últimos anos.

Os resultados teóricos referentes ao capital humano foram testados inicialmente por Mankiw *et al.* (1990) num estudo *cross-country*, com dados anuais obtidos a partir das Contas Nacionais Reais (Real National Accounts) e da UNESCO, compreendendo o período entre 1960 a 1985. Na estimativa para verificar os efeitos do capital humano no crescimento econômico os autores estimaram o modelo Solow incluindo a variável educação. Sendo que a quantidade de alunos matriculados no ensino secundário foi utilizada como representante do investimento em educação realizado pelos países, portanto uma medida *proxy* para o capital humano da nação.

Os resultados indicaram que o capital humano é fator determinante na produtividade das economias e, para os países subdesenvolvidos o retorno é maior. Também, ficou evidente que os

modelos que incorporam acumulação de capital humano (educação) melhoram os retornos do capital físico e humano, além aumentar os coeficientes de produtividade.

Hall e Jones (1999) buscaram identificar porque alguns países possuem um maior Pib-percapita por trabalhador, ou seja, porque o produto por trabalhador varia entre as nações. Os autores partem da hipótese de que o principal determinante da produtividade das nações é a infraestrutura social, na qual esta incorporada a importância do capital humano. Para alcançar o objetivo os autores realizaram estimativas *cross-country* de 127 países.

Os resultados obtidos por Hall e Jones (1999) mostraram que os maiores níveis de produtividade estão associados às nações que possuem boa infra-estrutura social e, estas por sua vez, possuem alta intensidade em capital e alto capital humano por trabalhador.

Mostrar como mudança na composição educacional da força de trabalho afeta o nível e o comportamento da taxa de desemprego agregada foi o trabalho de Francesconi *et al.* (2000). Esses autores realizaram estimativas com os dados dos Estados Unidos e de países Europeus, objetivando explicar motivos das diferentes taxas de desemprego entre os países e as décadas.

Para tanto, os autores desenvolveram um modelo dando maior ênfase as alterações na taxa de desemprego advinda de mudanças na composição da força de trabalho entre os grupos educacionais, para tanto, dividiu-se os trabalhadores em duas categorias: alta qualificação e baixa qualificação. Em suma, de acordo com os resultados dos autores, a taxa de desemprego para o grupo de trabalhadores menos educado é maior. Portanto, ficou o indicio de que a qualificação é preponderante para diminuir a taxa de desemprego.

Krueger e Lindahl (2001) com o objetivo de verificar o retorno do investimento em capital humano em termos de crescimento econômico, realizaram estudo com dados da *World Value Survey (WVS)*, para um grupo de 42 países, no período entre 1990 e 1993. A amostra desse grupo de países representou aproximadamente 70% da população mundial.

Ao contrario de outros modelos que vinham estimando uma relação linear entre crescimento e educação, neste trabalho, Krueger e Lindahl (2001) estimaram que a relação entre as duas variáveis não é linear, especificaram uma função quadrática da educação. Foi possível verificar uma relação no formato de U-invertido entre crescimento e educação. Como resultado, constatou-se que educação e crescimento possuem uma relação positiva e estatisticamente significativa para nações com baixos níveis de educação. Por outro lado, para países com médio ou alto nível de educação o crescimento econômico não foi correlacionado ou apresentou uma correlação inversa, entre essas duas variáveis analisadas.

Na próxima seção é feito um panorama dos resultados que vêm sendo encontrados no Brasil.

1.2. Desenvolvimentos Recentes na Literatura Empírica Brasileira

No Brasil, os estudos que avaliam o impacto de políticas de aumento da qualificação dos agentes econômicos têm recebido, nos últimos anos, uma maior atenção.

Com o intuito de quantificar os retornos do capital humano, Dias (1995), apresenta e aplica para os dados do Brasil, um novo modelo com fundamentos microeconômicos baseado em níveis de conhecimentos diversificados – *quantum de conhecimento* (*quantum of knowledge*). No modelo desenvolvido pelo autor, o conhecimento, está presente em seres humanos e máquinas. No primeiro caso, sob a forma de anos de escolaridade e experiência de trabalho, e no segundo, na forma de conhecimento requerido para as máquinas serem operadas. A principal restrição diz respeito a combinação ótima que as firmas do setor final devem constituir que é a combinação do nível de conhecimento requerido pelas máquinas com o dos trabalhadores. E, a cada nova combinação de nível de conhecimento forma-se o chamado *quantum de conhecimento*.

Como resultados teóricos o autor afirma que: os salários, lucros e produtividade estão positivamente relacionados com o *quantum de conhecimento*. Ainda a teoria oferece suporte aos modelos de capital humano aplicado, especialmente aqueles relacionados a educação.

Investigar os diferenciais do retorno advindo do capital humano (qualificação) no período – 1988 a 1995, quando a liberalização comercial foi implementada no Brasil foi o objetivo do trabalho de Gonzaga *et al.* (2002). Os autores realizaram estimativas com os dados da PNAD e Pesquisa Industrial Anual realizada pelo IBGE, para o período entre 1988 e 1995. Para tal, os agentes (trabalhadores) foram divididos em dois grupos em termos de grau de educação: qualificados, com 11 ou mais anos de estudos; e não qualificados, aqueles que possuem até 11 anos de estudos.

Como resultado principal para a variável educação, Gonzaga *et al.* (2002) encontraram que, apesar de ter acontecido um movimento do emprego dos setores intensivos em capital humano para os setores menos intensivo, em ambos os setores houve aumento na demanda relativa por trabalhadores qualificados (com mais de 11 anos de estudos) e, contudo, os ganhos dessa classe de trabalhadores (qualificados) diminuíram no período.

Sachsida *et al.* (2004), estimaram o retorno da escolaridade para o Brasil. Para alcançar os objetivos utilizaram-se técnicas de *cross-section* e *pooling* aplicadas aos dados da PNAD para o período compreendido entre 1992 e 1996.

De acordo com os resultados do trabalho, Sachida *et al.* (2004) afirmam que há uma clara existência de endogeneidade pelo fato de ter escolhido séries expressas em termos de anos de escolaridade. Também, o retorno do nível educacional tem um ponto ótimo (*matching point*) em torno de 12 anos de estudo. No qual, para escolaridade abaixo desse ponto, o retorno é relativamente reduzido e para os níveis de escolaridade acima desse ponto o retorno é substancialmente superior à primeira fase. Segundo os autores, se tomar como base a equação de

educação, por própria iniciativa o agente tem baixa propensão a investir em escolaridade caso ele se encontre na corrente abaixo do ponto ótimo, isso pelo simples fato de sua expectativa de retorno ser muito baixa.

Giovanetti e Menezes-Filho (2005), examinaram a dinâmica da demanda por qualificação na indústria brasileira durante a década de 90 (noventa). Para tal, utilizaram dados em painel obtidos a partir da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) e da PIA (Pesquisa Industrial Anual), o período compreendido foi entre 1990 e 1998. Diante de evidências de que a demanda por trabalho qualificado (com 11 ou mais anos de estudos) aumentou globalmente no período, o trabalho procurou explicar pelo menos em parte tais movimentos.

Como resultados, Giovanetti e Menezes-Filho (2005) apresentaram evidências de que os choques tecnológicos advindos da redução das tarifas sobre bens intermediários aumentaram a produtividade relativa dos trabalhadores qualificados. Fato esse que, de acordo como o modelo estimado, explica o deslocamento da demanda relativa por qualificação e vai ao encontro da hipótese de mudanças tecnológicas enviesadas para a qualificação.

Em síntese, foi possível constatar a importância do capital humano acumulado pelos agentes econômicos. Assim, o capítulo 3 apresentará o modelo teórico de desemprego desenvolvido por Marston (1985) e, também, será feita a apresentação desse mesmo modelo modificado para incluir o capital humano dos desempregados.

2. MODELO TEÓRICO DE DESEMPREGO

Neste capítulo, será feita uma apresentação da abordagem da teoria compensatória e do modelo de desemprego especificado por Marston (1985). A compreensão dos diferenciais da taxa de desemprego entre as áreas (regiões) é a questão central do modelo teórico desse autor. Assim, considerando esse contexto, o modelo aplicado neste trabalho parte do pressuposto de que: uma vez considerados as diferenças entre os estados, chamados efeitos fixos, qual é a eficácia das políticas específicas realizadas?

Assim sendo, o objetivo do presente capítulo é apresentar a teoria compensatória, especificar o modelo preconizado pela mesma e propor um modelo estendido com agregação da variável capital humano.

2.1. Teoria Compensatória

Marston (1985), 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 a 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). Logo, 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, $W = (\overline{W}_0 + W_e)^5$ representa o salário, A é atratividade⁶ da região e, U é a força de trabalho desempregada, que aqui é representada como a probabilidade do indivíduo ficar desempregado. $W(1-U)$ representa a renda esperada pelo trabalhador em determinada região. As variáveis W_0 , U e A são 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.

⁵ Nesse modelo o salário é representado por uma fração de salário fixa (persistente) – W_0 e, outra fração de salários variáveis (esperados) – W_e , portanto, $W = (\overline{W}_0 + W_e)$.

⁶ A atratividade de uma determinada região (estado) pode ser entendida como alguma característica permanente que essa mesma região possui. Ou seja, determinada região (estado) que possui um maior número de instituições de ensino, ou que possui maior nível de salário médio em relação as demais regiões, naturalmente, esta deverá ser uma região que possui atratividades.

$$(3) \quad V[(W_0+W_e)^*, U^*, A] = K$$

onde K é uma constante⁷. 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:

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

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

⁷ O (*) indica o valor de equilíbrio da variável correspondente.

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.

2.2. Modelo de Desemprego de Marston Estendido

Após apresentar na seção (2.1.) o modelo de desemprego de Marston, prosseguindo nesta seção (2.2.), propõe-se um modelo geral para taxa de desemprego dos estados brasileiros, que agregará além dos efeitos específicos dos estados, também, considerará os efeitos específicos (escolaridade) dos desempregados. Assim, tem-se o modelo geral 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 participação dos 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, a inclusão do E (nível da escolaridade média dos desempregados) e seu valor ao quadrado – E^2 , que esta baseado no trabalho de Dias *et al.* (2005), é a inovação desse modelo em relação ao modelo proposto originalmente por Marston (1985). A inclusão da variável escolaridade visa captar especificamente o efeito do capital humano acumulado pelos trabalhadores desempregados, verificando assim a eficiência de políticas 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. Portanto, tendo apresentado o modelo de Marston modificado para incluir a escolaridade dos desempregados, a seguir, o capítulo quatro buscará apresentar de forma agregada a relação e o comportamento das variáveis.

3. DESEMPREGO E ESCOLARIDADE, SALÁRIO, ÍNDICE DE GINI: ANÁLISE AGREGADA PARA O BRASIL E REGIÕES

3.1. Introdução

Objetivo deste capítulo é apresentar a evolução da taxa de desemprego nos estados, regiões e Brasil, no período compreendido entre 1995 e 2003. O intervalo de tempo teve início na segunda metade da década de noventa e, isto, deve-se ao fato de que nesse período consolidaram-se importantes fatos econômicos no Brasil: efetivou-se a liberalização comercial e o principal que foi o controle da inflação. Após uma série de tentativas fracassadas, o Plano Real conseguiu reduzir a inflação e mantê-la sobre controle a partir daquele momento (julho de 1994). A consolidação desses fatos tornou em parte esse período mais homogêneo.

Esta apresentação é feita relacionando a taxa desemprego com as demais variáveis aplicadas no trabalho, que são: nível de escolaridade dos desempregados, nível de salário médio dos estados (regiões) e índice de Gini. Para melhor compreensão, faz-se necessário definir claramente o que é desempregado nesse trabalho. Seguindo as considerações do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), 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.

O papel da educação e seu impacto no desemprego terão, no decorrer das análises do presente capítulo, uma atenção maior. Uma vez que a escolaridade média dos desempregados é a principal inovação proposta no presente trabalho.

Diferentes abordagens teóricas buscam explicar como o aumento do capital humano dos indivíduos poderá influenciar as flutuações nas taxas de desemprego via maiores salários e maior

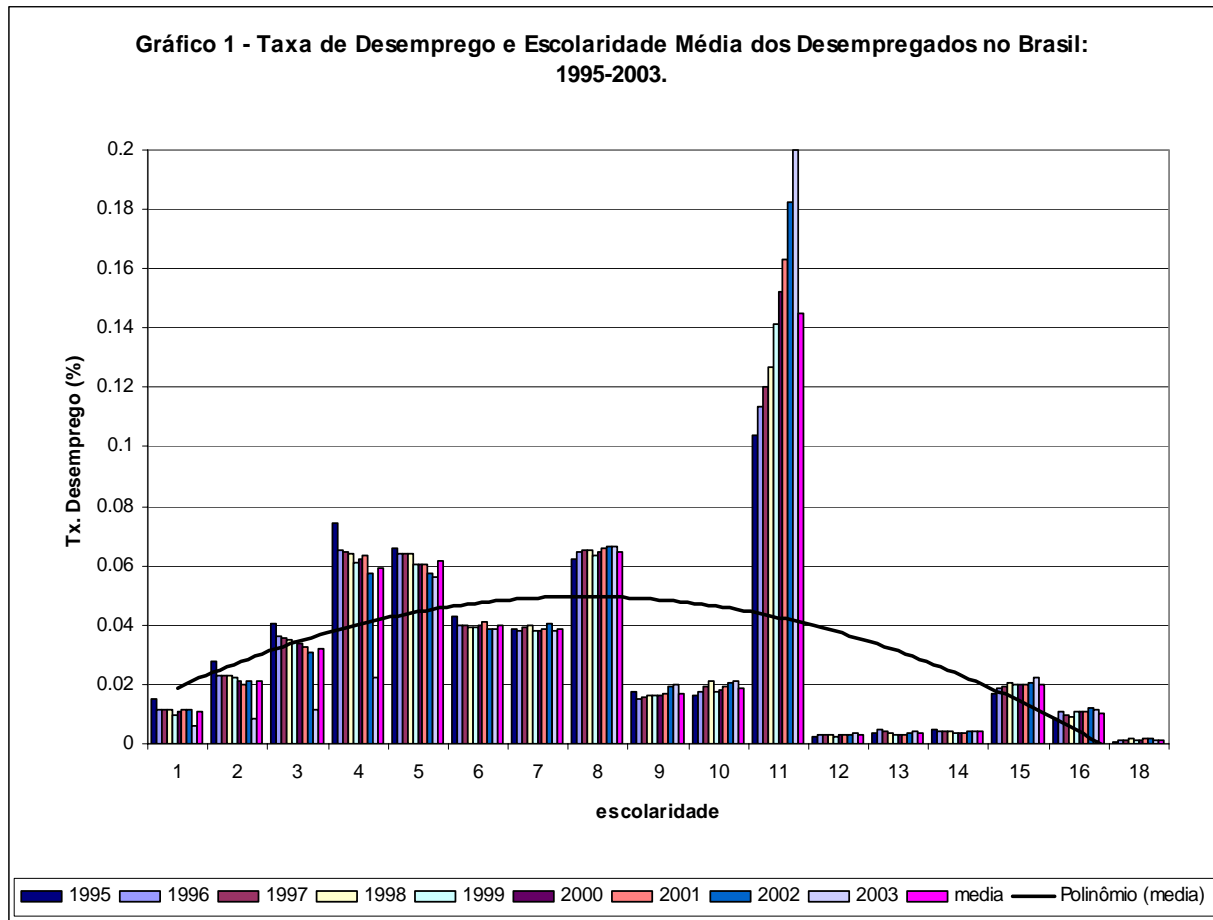
capacidade de adaptação diante de mudanças de cenário econômico. Desta forma, a educação torna os agentes econômicos potencialmente mais competitivos, ou seja, diminui a probabilidade do indivíduo ficar desempregado, dado que haverá um aumento na gama de competências.

3.2. Desemprego e Nível de Escolaridade

A importância do nível de escolaridade para o aumento do bem-estar de uma nação é apresentada em vários trabalhos (por exemplo, Mankiw *et al.*, 1990; Hall e Jones, 1999). Quanto aos dados da escolaridade do Brasil, pode ser visto através dos dados obtidos com as PNAD, houve um claro aumento do número de anos de estudos⁸ nos últimos anos, por exemplo, a escolaridade média dos desempregados em 1995 era de 3,84 anos de estudo, enquanto que em 2003, a escolaridade média dessa classe de trabalhadores aumentou para 4,82 anos de estudo. No entanto, essa evolução não acontece uniformemente para todos os agentes (indivíduos). De acordo com Menezes-Filho (2001), as diferenças educacionais dos agentes são grandes e, da mesma forma os diferenciais salariais associados a estas diferenças do capital humano acumulado.

De acordo com os dados do presente trabalho, a relação entre taxa de desemprego e escolaridade no Brasil tem um formato de U invertido. A taxa de desemprego sobe até o final do segundo ciclo do ensino fundamental (8 anos), a partir desse nível a tendência é declinante, como pode ser visto no gráfico 1 abaixo. Esse comportamento é corroborado pelos estudos de Barros *et al.* (1997); Francesconi *et al.* (2000); Menezes-Filho (2001); Camargo e Reis (2005).

⁸ O nível de escolaridade média dos desempregados no Brasil aumentou 24,9% no período entre 1995 e 2003.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da PNAD.

Conforme o gráfico acima, a taxa de desemprego é mais elevada para aqueles trabalhadores semi-qualificados⁹ (até o fim ensino médio), do que para aqueles com pouca ou nenhuma educação formal (de um a quatro anos de estudo). Essa maior taxa de desemprego para os trabalhadores semi-qualificados, guarda uma relação com a distribuição etária dos desempregados, sendo que existe uma concentração de jovens¹⁰ qualificados e semi-qualificados

⁹ Neste trabalho os agentes econômicos (trabalhadores) são divididos em três grupos por qualificação, de acordo com o nível de escolaridade mais alto alcançado segundo declaração do próprio indivíduo. Assim, indivíduos com o primeiro ciclo do ensino fundamental, ou seja, que possuem entre 0 a 4 anos de estudos, são classificados como não qualificados. Trabalhadores que estão no segundo ciclo do ensino fundamental ou ensino médio (entre 5 e 11 anos de estudos) são classificados como semi-qualificados, e os agentes econômicos com escolaridade acima de 11 anos de estudos são considerados qualificados.

¹⁰ Camargo e Reis (2005) apresentam estatísticas detalhadas a respeito desse ponto.

na força de trabalho. Assim, essa combinação permite que se tenha uma maior taxa de desemprego entre os jovens¹¹. Outra informação que este gráfico apresenta é que as taxas de desemprego são maiores nos finais dos ciclos formais do ensino. Por exemplo, o primeiro pico acontece para aqueles trabalhadores que concluíram o primeiro ciclo do ensino fundamental. O segundo pico acontece quando se está concluindo o segundo ciclo do ensino fundamental, e por fim, onde se tem as maiores taxas de desemprego são para aqueles agentes que estão no fim do ensino médio (11 anos).

Por outro lado, pode ser constatado que as taxas de desemprego tendem a ser relativamente baixas para os trabalhadores qualificados, com elevado níveis de escolaridade, neste caso acima de 11 anos de estudos.

A relação entre desemprego e escolaridade não é linear. Pode-se constatar que a educação elementar (1º grau) tende a elevar a exposição do trabalhador ao desemprego, por outro lado, exceto para o final dos ciclos educacionais, a educação secundária e a educação superior reduzirá a probabilidade de o trabalhador ficar desempregado. Embora neste último nível de escolaridade (superior) o trabalhador pode ficar por um período maior de tempo desempregado, caso este se encontre em tal situação (desempregado). Portanto, “a relação entre desemprego e nível educacional não é monotônica” (BARROS *et al.*, 1997: p.25).

De acordo com Camargo e Reis (2005), esse comportamento também é observado em outros países da América Latina, mas contrasta com as evidências encontradas para países desenvolvidos, onde a taxa de desemprego é decrescente com o nível de escolaridade. Quanto aos retornos econômicos da escolaridade, segundo Menezes-Filho (2001), nos anos de 1996 e 1997,

¹¹ Segundo Chahad (2003), na região metropolitana de São Paulo a taxa de ocupação entre os jovens de 10 a 17 anos teve crescimento negativo para o período 1995 a 2002.

os retornos médios à educação no Brasil se encontrava em torno de 15%, está entre os mais elevados entre vários países da América Latina. Prosseguindo, o autor afirma que a escolaridade média do Brasil, esta entre as mais baixas na América Latina e, em torno de quatro pontos percentuais abaixo de países como Argentina, Chile e Uruguai.

3.3. A Relação Salário-Desemprego

A literatura que analisa essa relação salário-desemprego, tanto em âmbito nacional como internacional é extensa e variada, independente da abordagem teórica adotada esse é um debate sempre atual. Espera-se que a efetivação do salário acima do nível de equilíbrio do mercado deverá reduzir a demanda por trabalho e causar desemprego.

De uma forma mais geral, essa relação negativa entre desemprego e salário (mínimo) dependerá do cenário em que se encontra o mercado. Para Corseuil e Carneiro (2001), dentre os fatores que contribuem para o salário afetar negativamente o emprego, tem-se o nível no qual o mesmo é fixado (valor absoluto relativamente à produtividade do trabalhador), a elasticidade da demanda por trabalho – quanto mais inelástica, maior é o efeito negativo. E também, as respostas em termos de investimento de firmas e indivíduos (quanto menor, maior o efeito negativo). Quanto maior a elasticidade de substituição entre os trabalhadores qualificados e os menos qualificados, maior o efeito negativo sobre os menos qualificados. Dessa forma, pode-se inferir que o tamanho e o sinal do efeito de uma variação dos salários sobre o emprego podem diferir entre os diferentes cenários econômicos da análise.

Por sua vez, Corseuil e Carneiro (2001) estimaram com dados do Brasil os efeitos agregados da variação do salário mínimo sobre o emprego, a estimação com séries de tempo apresentou um efeito negativo das variações do salário sobre o nível de emprego. No entanto, os autores ressaltam que as magnitudes dos efeitos não foram expressivas.

Card e Kruger (1994), num estudo de caso para a indústria de *fast-food* nos estados americanos de Nova Jersey (NJ) e Pensilvânia (PA), testaram empiricamente a relação entre salário mínimo e emprego. Os resultados encontrados pelos autores, contrariamente, predição central dos modelos tradicionais, constatou que um aumento no salário mínimo não reduziu o emprego naquela região. Assim, esses modelos “alternativos” sugerem que o impacto de um aumento no salário pode ter efeito insignificante sobre o nível de desemprego. Mas também, regiões com maiores níveis de salários, podem se tornar mais atrativas e, por isso, possuem maiores taxas de desemprego.

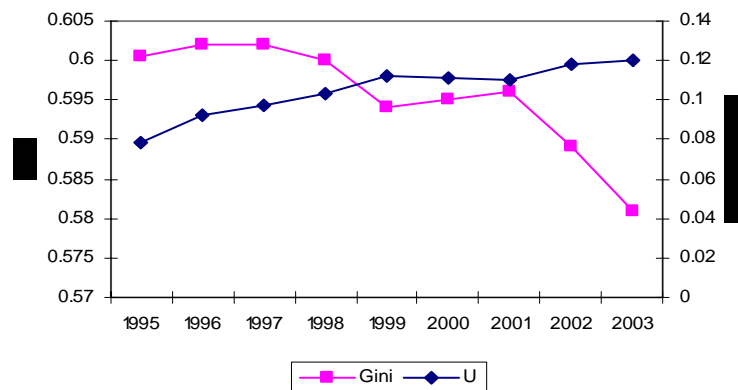
Efeitos positivos do salário sobre o nível de emprego, podem ser previstos em outros modelos, por exemplo, os modelos associados com a teoria dos salários de eficiência. No caso desses modelos de salários de eficiência, é dado que os empregadores definem os salários dos seus empregados acima do nível de equilíbrio do mercado a fim de aumentar a produtividade e o comprometimento dos trabalhadores, além de reduzir os custos de rotatividade do trabalho (YELLEN, 1984).

3.4. A Relação ente Índice de Gini e Desemprego

O índice de Gini mede o grau de desigualdade na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia entre zero (0) quando não há desigualdade, ou seja, a renda de todos os indivíduos tem o mesmo valor, e um (1) quando a desigualdade é máxima, apenas um detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula. Como neste trabalho as análises são feitas sobre os dados dos estados, e não sobre dados agregados da economia como um todo, o índice de concentração de renda, expressa em parte, a estrutura de renda da economia de determinado estado ou região.

Espera-se que a distribuição de renda¹² afete negativamente o desemprego, isso pode acontecer, por exemplo, via acumulação de capital humano, sendo que aqueles indivíduos oriundos de um baixo extrato de renda, potencialmente terão menor qualidade educacional e isso poderá restringir as condições de competitividade deste agente no mercado de trabalho. O gráfico 2 plota o comportamento das variáveis agregadas, índice de Gini e taxa de desemprego, para o período entre 1995 e 2003.

Gráfico 2 - Taxa de Desemprego e Índice de Gini no Brasil: 1995-2003



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da PNAD e IPEADATA (2006).

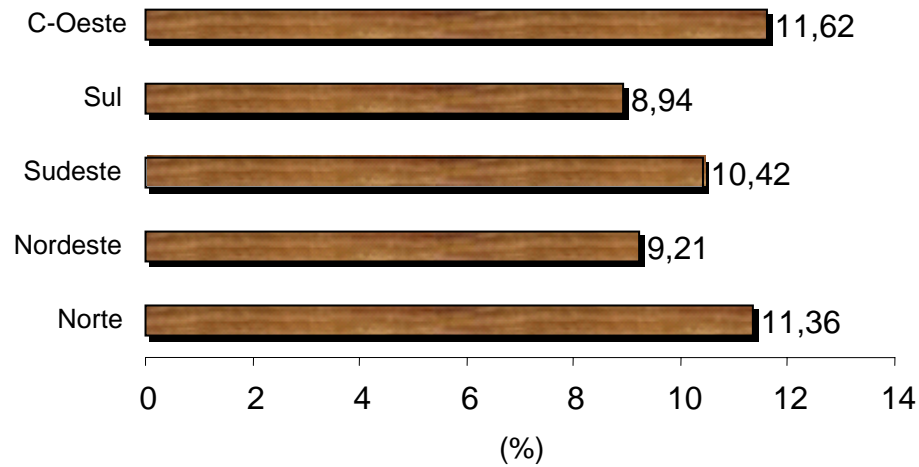
¹² Para uma discussão detalhada, ver Barros e Mendonça (1995).

Conforme o gráfico 2, o índice de Gini brasileiro teve uma trajetória decrescente, no entanto essa variação foi pequena. Os valores registrados foram 0,60 no ano de 1995 e 0,58 registrado no ano de 2003. Também, pode ser visto no gráfico 2 que apenas nos anos de 2002 e 2003 é que índice realmente diminuiu, sendo nos períodos anteriores aqui plotados registrou-se certa estabilidade. Já a taxa de desemprego do Brasil foi crescente para o período aqui considerado, saindo de um valor próximo a 7,85% em 1995 e alcançando um valor próximo a 12,0% no ano de 2003. Portanto, nesse período houve uma redução da concentração da renda com simultâneo aumento na taxa de desemprego. Mas, deve-se levar em consideração que a diminuição no índice de Gini foi muito pequena para afirmar que esta teve um impacto positivo sobre o comportamento do desemprego, ou seja, que apresentou uma relação negativa.

3.5. Evolução da Taxa de Desemprego nas Regiões Brasileiras

Nesta seção, apresenta-se a evolução da taxa de desemprego nos diferentes estados e regiões brasileiras. Esta análise estratificada se justifica devido à imensa dimensão geográfica e diversidade das unidades da federação que compõe o Brasil. Tais diferenças podem ser ilustradas nas *performances* desiguais dos dados para os estados e regiões brasileiras. A figura 1 a seguir apresentará as taxas médias de desemprego para as regiões do Brasil.

Figura 1 - Taxa Média de Desemprego (%) das Regiões Brasileiras: Período 1995 a 2003.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da PNAD.

Considerando que a taxa média de desemprego no Brasil para o período analisado foi de 10,49%, a figura 1 permite constatar, que as diferenças regionais podem ser refletidas nas taxas de desemprego. Também, a partir dos dados constantes na figura acima, foi possível verificar que a região com menor taxa média de desemprego encontra-se com uma taxa de aproximadamente 17% inferior à taxa média do Brasil. Por outro lado, a região que registrou maior taxa está 10,8% acima da taxa brasileira. Prosseguindo, apresenta-se a seguir, o comportamento da taxa de desemprego e outras variáveis para os estados brasileiros, durante o período de 1995 a 2003.

3.5.1. Região Norte

Com uma taxa média de desemprego de 11,36%, a região Norte é a segunda maior região em número de estados e a taxa de desemprego da mesma é, também, a segunda maior entre as regiões. A tabela 1 mostra a taxa de desemprego, Gini, salários e nível educacional para o Brasil e estados que compõem a região Norte, também suas respectivas taxas médias para o período de análise.

Tabela 1 - Taxa de Desemprego, Gini, Salário e Escolaridade - Brasil e Região Norte

Ano	Desemprego ¹ (%)							
	Brasil	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO
1995	7,85	8,70	9,77	11,20	14,85	9,32	15,29	8,67
1996	9,22	6,20	10,39	8,60	21,08	11,04	12,30	8,17
1997	9,77	7,13	10,17	10,25	15,71	11,26	11,17	7,93
1998	10,33	8,06	9,94	11,89	10,33	11,48	10,04	7,69
1999	11,26	11,23	14,06	13,73	13,91	13,28	11,83	10,01
2000 ^a	11,13	10,90	12,28	12,02	13,02	12,33	10,81	9,70
2001	11,00	10,58	10,50	10,32	12,13	11,38	9,78	9,39
2002	11,81	9,39	10,74	12,13	6,53	14,68	15,57	10,22
2003	12,04	12,85	9,98	12,57	24,56	13,01	12,94	8,57
Média	10,49	9,45	10,87	11,41	14,68	11,98	12,19	8,93
Gini ^{2,b}	0,60	0,55	0,60	0,57	0,50	0,56	0,54	0,60
Salário ^{2,b} R\$/h	12,13	15,02	15,73	13,80	16,42	10,76	15,43	8,05
Escol.des. ^{1,b,c}	4,20	4,20	4,00	4,60	4,50	4,40	4,17	3,20
Escol.emp. ^{1,b,c}	5,79	5,30	5,63	6,12	5,42	5,82	6,09	4,91

Fonte: Elaboração do autor com dados: 1) PNAD; 2) IPEADATA.

Nota: ^a) no ano de 2000 não foi realizada PNAD, esse valor é uma média dos períodos anterior e posterior. ^b) Valores médios, período 1995-2003. ^c) as variáveis são respectivamente, escolaridades médias dos desempregados e empregados.

Como pode-se constatar na tabela 1 acima, a taxa média de desemprego do Brasil no período 1995-2003 foi de 10,49%, situando abaixo taxa média da região¹³ (11,36%) apresentada nesta tabela 1 acima e, também, abaixo da taxa de 71% dos estados dessa mesma região. Sendo que apenas Rondônia e Tocantins com 9,45% e 8,93% respectivamente, registraram taxas média abaixo da taxa de desemprego média do país.

¹³ O valor médio da região foi obtido a partir dos valores médios dos estados.

Quanto à estrutura da distribuição de renda dessa região representada pelo índice de Gini, o valor da taxa média é bem próximo da média nacional, no entanto, ligeiramente abaixo. Sendo, a média do índice de Gini do Brasil para o período 1995-2003 foi da ordem de 0,60 e essa mesma taxa para a região Norte igual a 0,559, ou seja, 0,041 p.p. (pontos percentuais) abaixo da média nacional. Já os salários¹⁴, que refletem a renda dos trabalhadores, a região com um valor médio de R\$/h 13,60, está acima do salário médio nacional de R\$/h 12,13. No entanto, os estados do Pará e Tocantins com R\$/h 10,76 e R\$/h 8,05 respectivamente, são os dois únicos com os salários médios abaixo do nacional.

Um ponto a destacar é o capital humano (qualificação) acumulado pelos trabalhadores da região. Constatou-se que a escolaridade¹⁵ média dos desempregados e empregados com 4,15 e 5,06 anos de estudos respectivamente, situam-se abaixo da taxa média nacional de 4,20 e 5,79, para estas mesmas variáveis. O estado de Tocantins é peculiar, sendo que a taxa média das variáveis já citadas, para esse estado esta abaixo até mesmo da taxa média da própria região. Isto significa dizer que a região Norte precisa aumentar os investimentos no capital humano dos seus trabalhadores. Em particular, o estado de Tocantins possui a pior *performance* em termos de escolaridade média e, também, é o estado com os menores salários médios da região.

3.5.2. Região Nordeste

A região Nordeste possui a segunda menor taxa média de desemprego entre as regiões, sendo que a taxa média de desemprego da região para o período 1995-2003 é igual a 9,21%, ficando assim, 13,9% abaixo da média nacional. A seguir a tabela 2 apresenta os níveis das taxas

¹⁴ Média do salário hora das pessoas que declararam estar ocupadas na semana de referência (R\$/h).

¹⁵ Neste trabalho assume a escolaridade média como sendo o número médio de anos de estudo.

médias de desemprego, gini, salários e escolaridade para os estados da região e, para o Brasil no período de análise considerado no estudo.

Tabela 2 - Taxa de Desemprego, Gini, Salário e Escolaridade - Brasil e Região Nordeste

Ano	Desemprego ¹ (%)										
	Brasil	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	
1995	7,85	4,74	4,82	8,21	7,89	4,56	7,99	6,54	20	8,25	9,53
1996	9,22	5,26	6,13	7,43	6,18	4,26	10,18	6,84	10,15	10,43	
1997	9,77	5,97	7,02	8,54	6,79	5,57	10,39	7,77	10,66	10,91	
1998	10,33	6,68	7,91	9,65	7,39	6,87	10,61	8,70	11,17	11,40	
1999	11,26	6,90	8,21	9,86	8,72	7,16	11,80	10,21	10,83	13,17	
2000 ^a	11,13	8,22	8,21	10,25	8,59	7,28	11,54	10,06	11,79	12,81	
2001	11,00	9,55	8,23	10,64	8,46	7,40	11,29	9,91	12,75	12,45	
2002	11,81	8,35	9,01	10,95	9,26	8,97	13,29	8,94	11,99	15,07	
2003	12,04	9,36	9,54	10,53	9,70	11,05	13,86	8,91	13,04	14,76	
Média	10,49	7,23	7,68	9,56	8,11	7,01	11,22	8,65	11,18	12,28	
Gini ^{2,b}	0,60	0,59	0,60	0,60	0,59	0,61	0,60	0,61	0,59	0,60	
Salário ^{2,b} R\$/h	12,13	5,55	4,87	6,72	8,93	8,11	8,26	8,15	8,59	7,52	
Escol.des. ^{1,b,c}	4,20	3,90	3,00	3,90	4,10	4,00	4,30	3,40	3,60	4,10	
Escol.emp. ^{1,b,c}	5,79	5,56	5,14	5,35	5,59	5,65	5,92	5,17	5,39	5,81	

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados: 1) PNAD; 2) IPEADATA.

Nota: ^a) no ano de 2000 não foi realizada PNAD, esse valor é uma média dos períodos anterior e posterior. ^b) Valores médios, período 1995-2003. ^c) as variáveis são respectivamente, escolaridades médias dos desempregados e empregados.

Conforme a tabela 2, apenas um terço dos estados que compõe a região Nordeste registraram para o período taxas médias de desemprego, superiores a essa mesma taxa para o Brasil. Os destaques são os estados da Paraíba e Maranhão com suas taxas médias de desemprego sendo respectivamente 49,56% e 45,17%, inferior à taxa média nacional.

A distribuição de renda dessa região, representado pelo índice de Gini, registrou um valor para taxa média bem próxima da média nacional, no entanto, minimamente superior, sendo menos de 1% superior ao índice de Gini nacional. Todos os estados dessa região possuem valores muito próximos. Quanto ao salário dos trabalhadores, que é uma variável relacionada com a

renda, o valor médio do salário por hora de R\$/h 7,41 para região é 63,76% inferior à média brasileira. O caso extremo é o estado do Piauí com um salário médio por hora de R\$/h 4,87, ou seja, 149,14% inferior ao valor dessa mesma variável para o Brasil.

É importante ressaltar a *performance* do capital humano acumulado (qualificação) dos indivíduos dessa região. Sendo que, para o período analisado neste trabalho os níveis de escolaridade média dos trabalhadores desempregados e empregados da região, são respectivamente 3,80 e 5,51, enquanto a média nacional dessas mesmas variáveis situa-se 10,53% e 5,05% superior aos valores mensurados para a região. Nesse contexto da escolaridade, o estado do Piauí é aquele com o pior desempenho, ficando abaixo tanto da média nacional quanto regional nas duas categorias anteriormente citadas (desempregado e empregados). Logo, a região Nordeste deve investir mais na qualificação dos seus trabalhadores, esse indicativo se justifica pelo fato de que essa região, apesar de ter sua taxa média de desemprego inferior a nacional, a renda média (salário) recebida pelos trabalhadores é muito inferior a nacional. E, isso em parte guarda uma relação com o capital humano acumulado pelos indivíduos, considerando que os valores da escolaridade dessa região são os menores em relação às demais regiões do país.

3.5.3. Região Sudeste

A região Sudeste é considerada em vários aspectos a região mais importante do Brasil, dado principalmente o peso econômico dessa região. Conforme ilustrado na figura 1 anteriormente a taxa média de desemprego para a região no período estudado foi de 10,42%, ficando apenas 0,07 p.p. abaixo da taxa média nacional. A tabela 3 apresenta os níveis da taxa de

desemprego para os estados que compõe essa região, além dos demais índices nacionais: gini, salários e escolaridade.

Tabela 3 - Taxa de Desemprego, Gini, Salário e Escolaridade - Brasil e Região Sudeste

Ano	Desemprego ¹ (%)				
	Brasil	MG	ES	RJ	SP
1995	7,85	6,76	6,59	7,35	7,47
1996	9,22	9,09	7,97	11,88	9,199
1997	9,77	9,67	8,33	10,79	10,39
1998	10,33	10,25	8,70	9,69	11,58
1999	11,26	11,72	9,45	10,04	11,63
2000 ^a	11,13	11,77	10,19	10,84	11,43
2001	11,00	11,82	10,9	11,65	11,23
2002	11,81	12,24	11,92	11,13	12,20
2003	12,04	12,52	12,08	11,90	12,60
Média	10,49	10,65	9,57	10,58	10,86
Gini ^{2,b}	0,60	0,57	0,58	0,57	0,54
Salário ^{2,b} R\$/h	12,13	11,12	11,53	18,57	20,23
Escol.des. ^{1,b,c}	4,20	4,23	4,40	5,10	4,90
Escol.emp. ^{1,b,c}	5,79	5,58	5,74	6,23	6,08

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados: 1) PNAD; 2) IPEADATA.

Notas: ^a) no ano de 2000 não foi realizada PNAD, esse valor é uma média dos períodos anterior e posterior. ^b) Valores médios, período 1995-2003. ^c) as variáveis são respectivamente, escolaridades médias dos desempregados e empregados.

A taxa de desemprego do estado de São Paulo, como pode-se ver na tabela 3 acima é a maior entre os estados da região Sudeste, situando também, acima da taxa média do Brasil, e 0,44 p.p. acima da taxa média da própria região (10,42%).

Quanto à distribuição de renda da região Sudeste, representado pelo índice de Gini, registrou um valor para seu nível médio bem próximo da média nacional, no entanto, foi 5,49% inferior à média do índice de Gini nacional para o período considerado na análise. Dentro da região, o estado de São Paulo é o que apresentou melhor distribuição de renda com índice 9,76% inferior ao nacional, mas, de forma geral todos os estados dessa região possuem valores muito próximos.

Quanto ao salário dos trabalhadores, que é uma variável relacionada com o nível renda, o valor médio do salário por hora de R\$/h 15,36 para a região, esta entre os maiores do país. Sendo que, o salário médio hora do Brasil é R\$/h 12,13, ou seja, o salário médio do país é 26,6% inferior ao da região Sudeste para o período da análise. Sendo o estado de São Paulo o grande impulsionador dos níveis de salários da região com um valor 31,66% acima média dos salários da região Sudeste e 66,70% acima da media dos salários brasileiros.

No que se refere ao nível de acumulação de capital humano (qualificação) dos estados que compõe essa região, constatou-se, que tanto o nível de escolaridade dos trabalhadores desempregados (4,6 anos) quanto dos trabalhadores empregados (5,9 anos) estão acima dos níveis de médios dessas mesmas variáveis para o país. Já para o Brasil, os valores médios da escolaridade são 4,2 e 5,77 anos de estudo respectivamente para essas duas categorias citadas.

Fazendo um *link* entre as variáveis e em particular para o estado de São Paulo, verifica-se que apesar da taxa de desemprego do estado, ser a maior dentro da região da qual pertence, esse estado também possui a melhor *performance* em termos de salários médio hora. E também, distribuição de renda e escolaridade (qualificação) dos trabalhadores. Portanto, esse estado (SP) se caracteriza como uma área geográfica que possui atratividades, o que justifica em parte sua maior taxa de desemprego. Para o período em consideração, esses fatores justificam em parte o nível da taxa desemprego da região como um todo.

3.5.4. Região Sul

Considerada de grande importância econômica, a região Sul possui a menor taxa média de desemprego entre as regiões brasileiras, 8,94% para o período 1995-2003. E ficou 1,55 ponto

percentual abaixo da taxa média nacional para o período. Prosseguindo, a tabela 4 apresenta a evolução da taxa de desemprego, gini, salário e escolaridade, para o Brasil e os estados que compõem a região.

Tabela 4 - Taxa de Desemprego, Gini, Salário e Escolaridade - Brasil e Região Sul

Desemprego ¹ (%)				
Ano	Brasil	PR	SC	RS
1995	7,85	7,99	4,85	7,66
1996	9,22	6,917	6,10	9,38
1997	9,77	8,69	6,95	10,10
1998	10,33	10,46	7,80	10,81
1999	11,26	11,42	8,61	10,64
2000 ^a	11,13	11,12	7,43	10,34
2001	11,00	10,81	6,26	10,03
2002	11,81	11,51	6,02	10,62
2003	12,04	11,45	6,77	10,65
Média	10,49	10,04	6,75	10,03
Gini ^{2,b}	0,60	0,57	0,51	0,56
Salário ^{2,b} R\$/h	12,13	13,13	13,33	13,14
Escol.des. ^{1,b,c}	4,20	4,30	4,30	4,60
Escol.emp. ^{1,b,c}	5,79	5,65	6,07	5,51

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados: 1) PNAD; 2) IPEADATA.

Nota: ^a) no ano de 2000 não foi realizada PNAD, esse valor é uma média dos períodos anterior e posterior. ^b) Valores médios, período 1995-2003. ^c) as variáveis são respectivamente, escolaridades médias dos desempregados e empregados.

De acordo com os resultados apresentados na tabela 4, com exceção de Santa Catarina, os outros estados apresentam taxas médias de desemprego muito próxima à taxa média nacional. Já o estado de Santa Catarina registrou nesse intervalo de tempo uma taxa média de desemprego 3,74 p.p. abaixo da taxa média para o Brasil e 2,19 p.p. abaixo da taxa média da própria região Sul (8,94%).

A distribuição de renda da região é a melhor entre as regiões brasileiras para o período de análise. Sendo o valor do índice de Gini da região igual a 0,54 enquanto o mesmo índice nacional

é 9,6% superior a esse valor. Entre os estados desta região, Santa Catarina foi aquele que apresentou melhor desempenho, sendo o único que possui um índice de Gini médio mais baixo tanto em relação à região quanto ao Brasil. Quanto ao salário dos trabalhadores, que é uma variável que se relaciona com o nível renda, o valor médio do salário por hora de R\$/h 13,20 para a região, é 8,8% superior ao valor médio do salário por hora do Brasil. Novamente, o destaque é Santa Catarina, com maior salário médio por hora R\$/h 13,33, superior tanto ao nível médio regional quanto ao nacional.

Quanto ao nível de escolaridade dos trabalhadores, variável que afeta em parte as variáveis mencionadas anteriormente, a região Sul apresentou um nível de escolaridade (4,4 anos) superior à média nacional (4,2 anos) para a categoria desempregados, já os empregados possuem taxas médias de escolaridade inferior a taxa média do Brasil. Entre os estados da região, Rio Grande do Sul possui a maior nível de escolaridade para os desempregados, por outro lado, esse estado tem as menores taxas de escolaridade média para os empregados quando comparado à média regional e a média nacional.

3.5.5. Região Centro-Oeste

A região Centro-Oeste é muito importante em termos políticos, pelo fato de abrigar a capital brasileira – Brasília, onde se determinam muitas das medidas políticas de caráter econômico. A tabela 5 apresenta as taxas de desemprego e suas médias para o Brasil, para os estados e sua respectiva região, além das demais variáveis a serem consideradas: gini, salário e escolaridade.

Tabela 5 - Taxa de Desemprego, Gini, Salário e Escolaridade -
Brasil e Região Centro-Oeste

Desemprego ¹ (%)					
Ano	Brasil	MS	MT	GO	DF
1995	7,85	8,42	7,51	10,14	10,34
1996	9,22	11,55	7,81	11,20	14,98
1997	9,77	11,22	9,25	11,09	13,69
1998	10,33	10,89	10,69	10,98	12,41
1999	11,26	11,59	11,49	11,65	16,44
2000 ^a	11,13	11,53	10,77	10,87	16,83
2001	11,00	11,47	10,05	10,09	17,21
2002	11,81	11,99	10,20	10,23	16,08
2003	12,04	9,54	10,96	11,49	15,53
Média	10,49	10,91	9,86	10,86	14,83
Gini ^{2,b}	0,60	0,56	0,57	0,56	0,61
Salário ^{2,b} R\$/h	12,13	12,11	12,33	11,63	28,61
Escol.des. ^{1,b,c}	4,20	4,00	3,80	3,78	5,10
Escol.emp. ^{1,b,c}	5,79	5,70	5,48	5,25	7,08

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados: 1) PNAD; 2) IPEADATA. Nota: ^a) no ano de 2000 não foi realizada PNAD, esse valor é uma média dos períodos anterior e posterior. ^b) Valores médios, período 1995-2003. ^c) as variáveis são respectivamente, escolaridades médias dos desempregados e empregados.

Com exceção do estado de Mato Grosso, os demais estados juntamente com o Distrito Federal tiveram taxas média de desemprego acima da taxa média para o Brasil. A taxa média da região foi 11,6% superior à taxa média do país no período de análise. Observa-se também, que o grande impulsionador da taxa média de desemprego da região é o Distrito Federal, com uma taxa média no período de 14,83%.

A estrutura econômica da região refletida na distribuição de renda, com índice de Gini igual a 0,58, ficou abaixo do valor médio brasileiro de 0,60. No entanto, em comparação com as outras regiões, o Centro-Oeste não apresenta um bom desempenho em termos de distribuição de renda. Quanto aos salários que explicam parte da distorção na distribuição de renda, como se constatou, a região apresenta o maior salário médio entre as regiões, com valor de R\$/h 16,17. Esse salário médio é 33,3% maior que o valor do salário médio R\$/h para o Brasil. O alto valor

do salário médio da região em consideração é explicado em grande parte, pelo valor do salário do Distrito Federal que foi 135,8% maior que média nacional e 76,9% maior que o valor médio regional (Centro-Oeste).

Quanto à acumulação de capital humano (qualificação) dos trabalhadores dos estados que formam a região, verifica-se que a escolaridade média dos desempregados com 3,86 (anos de estudo) é 0,34 p.p. inferior o nível da escolaridade média dos desempregados brasileiros. Por outro lado, os níveis médios de escolaridade dos empregados 5,88 (anos de estudo) estão acima da média nacional. No entanto, deve-se registrar para esse valor de 3,86 foi excluído o nível de escolaridade dos indivíduos (trabalhadores) do Distrito Federal, pois estes trabalhadores apresentam um nível educacional muito superior ao dos demais estados da região. Nesse quesito o Distrito Federal apresenta a uma melhor *performance* em relação aos demais estados brasileiros. Desta forma, constatou-se a relação entre nível de qualificação e salários, sendo que onde teve o maior nível educacional o salário médio foi superior aos demais, como pode ser constatado no caso do DF. Para tirar conclusões mais precisas será utilizado procedimento econométrico de dados em painel dinâmico que será apresentado no próximo capítulo.

3.6. Análise das Variáveis Aplicadas para as Regiões Brasileiras

De acordo com os resultados desse capítulo, constatou-se que o nível médio de escolaridade dos desempregados (E^*) nos estados é de 4,2 anos. Os estados que possuem níveis médios de escolaridade (estoque de capital humano) dos desempregados abaixo desse valor devem implementar suas políticas educacionais a fim de obterem menores taxas de desemprego.

Com base nos estudos realizados no presente capítulo, seções 3.5.1-5, verificou-se que existe evidência de uma relação negativa entre nível de escolaridade dos trabalhadores e taxa de desemprego nos estados. Exceto a região Nordeste, as regiões onde o nível de escolaridade dos desempregados encontra-se abaixo de E^* , as taxas de desemprego são maiores. A região Nordeste possui um taxa de desemprego inferior à maioria das demais, no entanto os níveis de salários médios R\$/h dos seus estados estão entre os mais baixos. Também, sua distribuição de renda para a região é a menos equitativa. Juntos esses fatores justificam em parte, o fato de a região ter uma menor taxa de desemprego, pois, muitos trabalhadores migram¹⁶ para outras regiões na busca de trabalho (melhores condições), dada à baixa atratividade dessa região.

Além do distrito federal, apenas onze estados possuem um nível médio de escolaridade dos seus desempregados acima do nível ótimo necessário para aumentar a empregabilidade dos trabalhadores. Para facilitar a compreensão da correlação entre as variáveis apresentam-se as figuras (2), (3), (4) e (5) a seguir. O quadro abaixo é constituído pelas figuras que apresentam os valores médios das variáveis regionais que são aplicadas na pesquisa, para o período entre 1995 e 2003.

¹⁶ Para uma discussão detalhada sobre o processo de migração nos estados da região Nordeste e do Brasil como um todo, ver Golgher (2006).

Figura 2 - Taxa Média de Desemprego (U) das Regiões: 1995 a 2003.

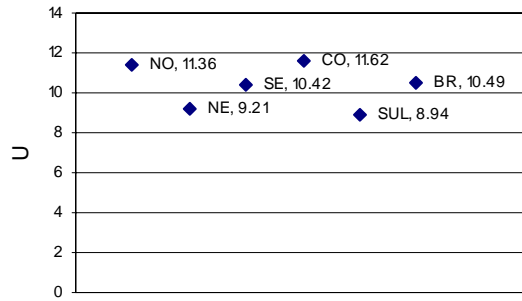


Figura 3 - Salário Médio (W) R\$/h das Regiões: 1995 a 2003.

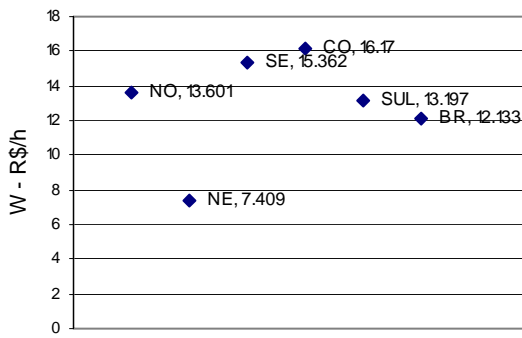
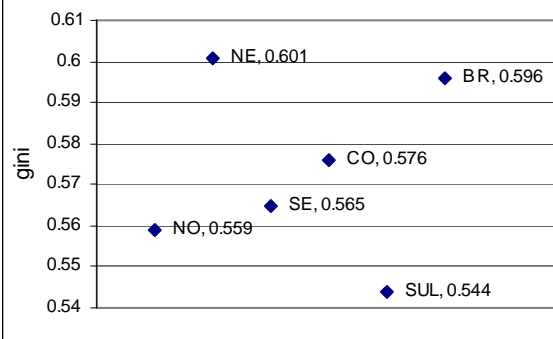
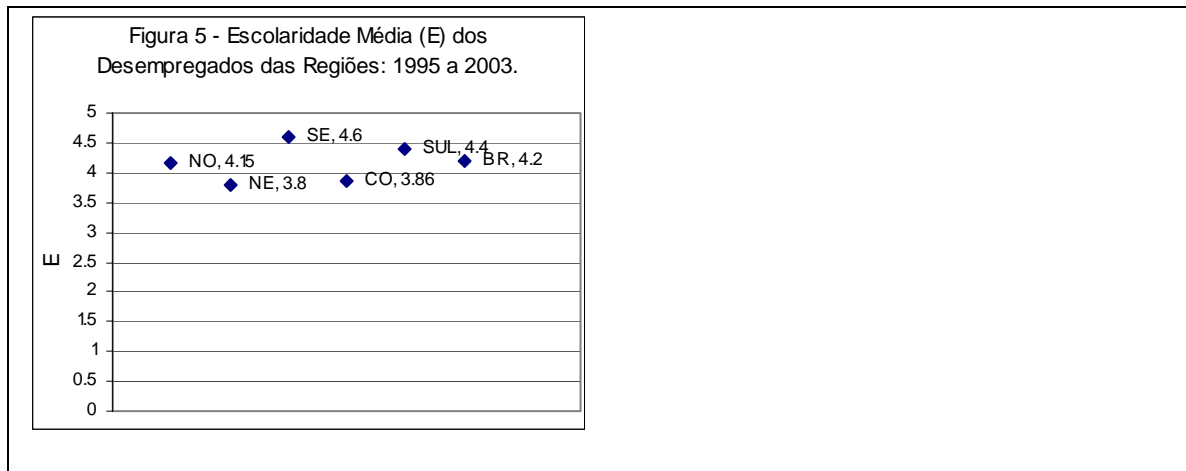


Figura 4 - índice de Gini das Regiões: 1995 a 2003.





Fonte: elaboração do autor com base nos dados da pesquisa – PNAD e IPEADATA (2006).

Como pode ser visto nas figuras do quadro acima, as regiões onde a escolaridade média está acima da média nacional, são também, as regiões onde registram-se os salários, gini e taxa de desemprego melhores que a média brasileira.

Os maiores salários estão na região Centro-Oeste, isso acontece porque essa região abriga o Distrito Federal que detém um contingente desproporcional de pessoas com alto nível escolaridade em relação aos demais estados. Mesmo assim, a região Centro-Oeste ainda não possui uma taxa média de escolaridade dos desempregados acima da média nacional. As regiões Sudeste e Sul, por abrigarem os estados mais desenvolvidos do Brasil, possuem os melhores indicadores econômicos e sociais.

Os resultados mostraram que, exceto a região Nordeste, para as demais regiões foi possível verificar uma relação inversa entre nível de escolaridade e taxa de desemprego, ou seja, maiores níveis de escolaridade pode levar a menor taxa de desemprego.

4. INSTRUMENTAL ECONOMETRICO DE DADOS EM PAINEL

4.1. Introdução

Como foi apresentado no capítulo dois, o modelo teórico de Marston (1985), busca explicar as variações na taxa de desemprego das regiões (estados) considerando os efeitos fixos, ou seja, a estrutura das regiões (estados). Dessa forma, a equação (7), será estimada para os estados brasileiros com a metodologia de dados em painel para o período 1995-2003. O intervalo de tempo como foi apresentado e justificado no capítulo quatro, teve início na segunda metade da década de noventa.

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

4.2. Análise dos Dados

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 PNAD¹⁷ (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) para indivíduos entre 10 e 65 anos de idade. As demais variáveis foram obtidas junto ao IPEADATA¹⁸ (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). Desta forma, as variáveis utilizadas são:

- 1) Taxa de Desemprego dos Estados, txdes;

¹⁷ No ano de 2000 não houve Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Portanto, foi elaborada uma média para esse ano.

¹⁸ www.ipeadata.gov.br.

- 2) Índice de Gini dos Estados, gini;
- 3) Diferença do Salário Médio Hora (R\$/Hrs) dos Estados em Relação ao Salário do Brasil.

Esta variável é utilizada como *proxy* para o Salário, w;

- 4) Participação do PIB do Setor Serviços dos Estados, pibserv;
- 5) Participação do PIB do Setor Industrial dos Estados, pibind;
- 6) Participação do PIB do Setor Agropecuário dos Estados, pibagro;
- 7) Participação do PIB de Setor Comércio dos Estados, pibcome;
- 8) Escolaridade Média dos Desempregados dos Estados, E;
- 9) Escolaridade Média dos Desempregados ao Quadrado dos Estados, E²;

Tabela 6 – 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	4,1510	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 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 observações *outliers* serão absorvidas através de variância específica de painéis.

4.3. Especificação dos Modelos Econométricos

Com o objetivo de mensurar formalmente os efeitos fixos dos estados e outras variáveis, como salário e distribuição de renda. Também, o impacto do nível de escolaridade dos desempregados sobre a taxa de desemprego, utiliza-se a metodologia que atualmente, segundo Greene (2003), constitui num grande instrumento que combina séries temporais e cortes no tempo.

Esse instrumental econométrico, conhecido como dados em painel, é um método comumente utilizado na elaboração das estatísticas publicadas pela OECD (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico), nas quais analisam-se dados macroeconômicos agregados (macroeconômicos), observados anualmente para vários países. Também, é frequentemente utilizado em análises de outras instituições como PSID (Panel Study of Income Dynamics) do centro de pesquisa da universidade de Michigan (EUA), e, NLS (National Longitudinal Surveys of Labor Market Experience) do centro para pesquisa humana da

universidade do estado de Ohio (EUA). Esse método será apresentado e explicado nas próximas sub-seções.

4.3.1. Regressão Aplicando Dados em Painéis

Estimativas com dados que combinam séries temporais com *cross-section* tem se tornado cada vez mais constante na literatura econômica. Baltagi (1995), lista algumas vantagens de usar os painéis de dados: a possibilidade de controle da heterogeneidade individual; maior poder de informação dos dados, mais variabilidade, menor colinearidade entre as variáveis, maior grau de liberdade e mais eficiência; melhor análise da dinâmica de ajustamento; permite identificar e medir efeitos que os dados de series temporais ou *cross-section* puro não captam; construir e testar modelos mais complexos; muitas variáveis podem ser melhores trabalhadas em nível micro, dessa forma, o viés que resulta da agregação das informações pertinentes as firmas ou indivíduos são eliminados.

De acordo com Johnston e Dinardo (1997), o modelo de dados em painel apresenta algumas notações básicas:

Y_{it} = valor da variável dependente para a unidade seccional i no instante t onde $i=1, \dots, n$ e $t=1, \dots, T$

X_{it}^j = valor da j -ésima variável explicativa para a unidade i no instante t . Onde, existe K variáveis explicativas indexadas por $j=1, \dots, K$.

Para um exemplo de painéis equilibrados, ou seja, um modelo com o mesmo número de observações para cada unidade seccional, tem-se um total de $n \times T$ observações. Sendo que para os dados se adequarem na condição de painel deve-se ter $n > 1$ e $T > 1$.

A forma mais apropriada para organizar os dados é a seguinte,

$$(8) \quad Y_{it} = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} \quad X_{it} = \begin{bmatrix} X_{i1}^1 & X_{i1}^2 & \cdots & X_{i1}^K \\ X_{i2}^1 & X_{i2}^2 & \cdots & X_{i2}^K \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{iT}^1 & X_{iT}^2 & \cdots & X_{iT}^K \end{bmatrix} \quad \mu_{it} = \begin{bmatrix} \mu_{i1} \\ \mu_{i2} \\ \vdots \\ \mu_{iT} \end{bmatrix}$$

onde μ_{it} é o termo perturbação para a i -ésima unidade no tempo t .

De forma simplificada, o modelo básico apresentado segue a seguinte especificação:

$$(9) \quad Y_{it} = X_{it}\beta + \mu_{it}$$

O modelo do componente do erro poderá ser descrito como:

$$(10) \quad \mu_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$$

Partindo da especificação da equação (10), assume-se que η_{it} não é correlacionado com a variável X_{it} e o primeiro termo da decomposição α_i é denominado de efeito do indivíduo. Em princípio o modelo de dados em painel pode ser aplicado por dois métodos: o procedimento de efeitos fixos e de efeitos randômicos. No modelo de efeitos fixos α_i está correlacionado com X_{it} e é assumido como constante ao longo do tempo e dos indivíduos (das variáveis). Já o modelo de efeitos randômicos α_i não está correlacionado com X_{it} e é tratado como grupo de distúrbio

específico de cada unidade seccional. Nas secções seguintes os modelos de efeitos fixos e randômicos serão apresentados de forma mais detalhada.

4.3.2. Modelo de Efeitos Fixos

De acordo com Greene (2003), a formulação comum do modelo de efeitos fixos assume que as diferenças entre as unidades podem ser captadas através das diferenças no termo constante. Assim, cada α_i é um parâmetro desconhecido a ser estimado. O modelo de efeitos fixos parte do pressuposto de que a $\text{cov}(X_{it}, \alpha_i) \neq 0$, e conforme Greene (2003), apresenta a seguinte especificação:

$$(11) \quad Y_{it} = X_{it}\beta + i\alpha_i + \eta_{it}$$

ou, em outra forma estas variáveis são:

$$(12) \quad \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} i & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & i & \cdots & 0 \\ & & \vdots & \\ 0 & 0 & \cdots & i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \vdots \\ \eta_n \end{bmatrix}$$

ou

$$Y = [X \ d_1 \ d_2 \ \dots \ d_n] \begin{bmatrix} \beta \\ \alpha \end{bmatrix} + \eta,$$

onde $D = I_n \otimes i_T$ é um conjunto de n variáveis *dummy*.

$$(13) \quad U = X\beta + D\alpha + \eta$$

Para Johnston e Dinardo (1997) a equação (13) corresponde à estimação da regressão de cada variável Y e X sobre o conjunto das *dummies*, e em seguida estimar a regressão dos resíduos de Y sobre os resíduos de X .

De acordo com Greene (2003), a estimação da equação (13) acima corresponde ao método dos mínimos quadrados de variável *dummy* (MQVD). Se n for suficientemente pequeno, então, o modelo pode ser estimado por mínimos quadrados ordinários com K regressores em X e n colunas em D , como uma regressão múltipla com $K + n$ parâmetros.

Por outro lado, se n é grande, os parâmetros de interesse podem ser gerados após a transformação das variáveis através da subtração das médias específicas dos indivíduos, e estimando o modelo por mínimos quadrados ordinários (BALTAGI, 1995).

Para melhor compreender, considere o exemplo apresentado por Johnston e Dinardo (1997), onde a matriz F do tipo $T \times (T - 1)$ que transforma, após multiplicação, um vetor de observações repetidas sobre o mesmo indivíduo num vetor de primeiras diferenças:

$$F = \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & -1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Este processo é uma transformação de primeiras diferenças que remove as médias das variáveis para cada unidade seccional individual e retira dos dados os efeitos fixos. Ou seja, o

valor estimado de Y que pertence ao grupo i é precisamente a média daquele grupo, conforme segue abaixo:

$$(14) \quad \bar{Y} = \bar{X}_i \beta + \bar{\alpha}_i + \bar{\eta}_i$$

Logo, se a média de α_i para o indivíduo i é precisamente α_i , pode-se subtrair a equação (14) à equação (11) para então obter:

$$(15) \quad Y_{it} - \bar{Y}_i = \left(X_{it} - \bar{X}_i \right) \beta + \left(\eta_{it} - \bar{\eta}_i \right)$$

Portanto, fica claro que tanto usando os resultados da primeira diferença quanto aquele que subtraem as médias específicas dos indivíduos os resultados deverão ser os mesmos (JOHNSTON e DINARDO, 1997).

4.3.3. Modelo de Efeitos Randômicos

Seguindo a especificação de Johnston e Dinardo (1997), o modelo de efeitos randômicos pode ser representado da seguinte forma:

$$(16) \quad Y_{it} = X_{it} \beta + \mu_{it}$$

onde,

$$(17) \quad \mu_{i,t} = \alpha_i + \eta_{i,t}$$

Com relação ao modelo em consideração, pode-se afirmar que estes modelos de efeitos aleatórios são uma das formas de lidar com o fato de ter T observações sobre n indivíduo, mas, não é o mesmo que ter nT indivíduos diferentes (JOHNSTON e DINARDO, 1997). Assim, primeiro obtêm-se um estimador para a matriz de covariâncias do termo perturbação. Num segundo momento, usa-se essa matriz de covariância para a estimativa de β .

Quanto aos erros, estes assumem as seguintes hipóteses:

$$(18) \quad E[\alpha_i] = 0;$$

$$(19) \quad E[\eta] = 0;$$

$$(20) \quad E[\eta\eta'] = \sigma_\eta^2 I_{nT};$$

$$(21) \quad E[\alpha_i\alpha_j] = 0, \text{ para } i \neq j;$$

$$(22) \quad E[\alpha_i\alpha_i] = \sigma_\alpha^2;$$

$$(23) \quad E[\alpha_i\eta_{jt}] = 0.$$

onde todos os valores esperados são condicionados por X . Feitas estas considerações a respeito da natureza dos erros a matriz de covariância pode ser escrita da seguinte forma:

$$(24) \quad E[\mu_i\mu_i'] = \sigma_\eta^2 I_T + \sigma_\alpha^2 i\vec{i}' = \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 + \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \cdots & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\eta^2 + \sigma_\alpha^2 & \cdots & \sigma_\alpha^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \cdots & \sigma_\eta^2 + \sigma_\alpha^2 \end{bmatrix}$$

onde i é um vetor coluna $T \times 1$. Assim, desde que as observações i e j são independentes, a matriz covariância dos erros para todas as nT observações pode ser escrita como:

$$(25) \quad \Omega = I_n \otimes \Sigma = E[\mu\mu'] = \begin{bmatrix} \Sigma & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Sigma & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma \end{bmatrix}$$

onde $\Sigma = E(\mu_j \mu_j')$ é a matriz T x T apresentada na Equação (24).

4.3.4. Estimação de Modelos Dinâmicos para Dados em Painéis: Aplicação do Método dos Momentos Generalizados

Muitas relações econômicas são dinâmicas por natureza, e uma das vantagens dos dados em painéis é que eles permitem um melhor entendimento da dinâmica de ajustamento (BALTAGI, 1995). Para permitir uma melhor compreensão dos fatos, essas técnicas econométricas dinâmicas vêm sendo constantemente aplicadas e aperfeiçoadas. Os estimadores obtidos através do Método dos Momentos Generalizados (GMM) para estimativas econométricas dinâmicas com dados em painéis foram desenvolvidos e melhorados por Arellano e Bond (1991); Arellano e Bover (1995); Ahn e Schmidt (1995) e Blundell e Bond (1998). De acordo com Baltagi (1995) as estimativas dinâmicas são caracterizadas pela presença de um *lag* da variável dependente entre os regressores.

No trabalho de Arellano e Bond (1991), os autores apresentaram modelo onde instrumentos adicionais podem ser obtidos num painel de dados dinâmicos se fizesse uso da condição de ortogonalidade que existe entre o *lag* da variável dependente e os erros. Quanto ao trabalho de Arellano e Bover (1995), esses autores desenvolveram uma estrutura de GMM para

encontrar um estimador eficiente de variáveis instrumentais (IV) para modelos de dados em painéis com informações em nível, as quais podem acomodar variáveis defasadas.

Ahn e Schmidt (1995) mostram que, sob suposição padrão, usada nos modelos de dados em painéis dinâmicos, existiam condições quadráticas de momento que vinham sendo ignoradas nas estimativas com variáveis instrumentais, encontradas na literatura precedente. Os autores afirmam que algumas dessas condições são lineares, mas outras são quadráticas, portanto se faz necessário o uso da estrutura GMM não-linear.

Desta forma, considerando os vários estágios em que passou a literatura sobre as estimativas econométricas dinâmicas, apresenta-se na equação (26) a seguir, o modelo básico proposto por Blundell e Bond (1998). A contribuição destes autores foi o avanço em relação aos trabalhos anteriores, buscando sanar os problemas ligados à eficiência das estimativas e, também, dos instrumentos. Assim:

$$(26) \quad Y_{it} = \phi Y_{i,t-1} + \beta'_1 X_{it} + \beta'_2 X_{i,t-1} + \alpha_i + \eta_{it}$$

onde $i = 1, \dots, N$ e $t = 2, \dots, T$, sendo que $\mu_{it} \equiv \alpha_i + \eta_{it}$ é a decomposição dos efeitos fixos do termo erro; e, $|\phi| < 1$. Também, a um fator comum restrito ($\beta_2 = -\phi\beta_1$), desta forma:

$$(27) \quad Y_{it} = \beta'_1 X_{it} + f_i + \xi_{it}$$

Com

$$\xi_{it} = \phi \xi_{i,t-1} + \eta_{it} \quad \text{e} \quad \alpha_i = (1 - \phi)f_i.$$

Prosseguindo, é necessário focar algumas proposições iniciais, assume-se que α_i e η_{it} são independentemente distribuídos entre os $i(s)$ e possui uma conhecida estrutura do componente do erro, no qual:

$$(28) \quad E(\alpha_i) = 0, E(\eta_{it}) = 0 \text{ para } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 2, \dots, T.$$

e

$$(29) \quad E(\eta_{it}\eta_{is}) = 0 \text{ para } i = 1, \dots, N \text{ e } \forall t \neq s.$$

Adicionalmente, tem-se a hipótese padrão de Ahn e Schmidt (1995) a respeito das condições iniciais U_{i1} ,

$$(30) \quad E(Y_{it}\eta_{it}) = 0 \text{ para } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 2, \dots, T.$$

De acordo com Blundell e Bond (1998), as condições (28), (29), (30) implicam em restrições dos momentos que são suficientes para (identificar) estimar α para $T \geq 3$.

Feita essa apresentação dos procedimentos metodológicos a serem utilizados, no próximo capítulo (5) serão apresentados os resultados das estimações e as análises.

5. RESULTADOS E ANÁLISES DAS ESTIMAÇÕES ECONÔMICAS

5.1. Modelo Estático e Testes de Definição

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 X_{it} . Desta forma, primeiramente devemos estimar os dois modelos sob as condições de efeitos fixos e randômicos, para em seguida efetuar os testes de definição. A tabela (7) a seguir apresenta as estimativas dos modelos de efeitos fixos (fe), randômicos (re) e *prais-winsten* (P-W).

Tabela 7 – Modelos de efeitos fixos e randômicos explicando a taxa de desemprego dos estados.

Variáveis (1)	Fixo (fe) (2)	Randômico (re) (3)	P-W (4)
gini	-0,043 (0,176)	-0,058 (0,058)***	-0,069 (0,112)
f _w ^(a)	-0,007 (0,706)	0,016 (0,064)***	0,014 (0,002)*
f _{pibserv}	-0,126 (0,010)*	-0,054 (0,216)	0,007 (0,841)
pibind	-0,028 (0,616)	-0,065 (0,196)	-0,051 (0,266)
f _{pibagro}	-0,159 (0,010)*	-0,115 (0,029)**	-0,048 (0,248)
E	0,042 (0,032)**	0,0498 (0,008)*	0,057 (0,006)*
E ²	-0,004 (0,065)***	-0,0049 (0,023)**	-0,006 (0,031)**
constante	0,025 (0,607)	-0,0867 (0,060)***	-0,096 (0,019)**
R ² – dentro	0,153	0,115	-
- entre	0,055	0,322	-
- total	0,004	0,229	0,280
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	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, as duas informações de maior relevância 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, para verificar se as taxas de desemprego de equilíbrio 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 está 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 o indicio dos efeitos fixos. Desta forma, a seguir será feito testes para verificar se os parâmetros acima estão vinculados a problemas de heterocedasticidade e autocorrelação.

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 (18) 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 8 a seguir apresenta o resumo dos testes.

Tabela 8 – Testes Randômicos e Correlação Serial

<i>Testes</i> (1)	<i>Resultados</i> (2)	<i>Probabilidade H_0</i> (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. A probabilidade do teste conjunto que verifica a presença de efeito randômico e sem autocorrelação, também é zero.

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 (AR1).

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 ($P-W$), 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 através deste método foi com o coeficiente de determinação (R^2), que agora está próximo a 28%, ante aos baixos valores encontrados anteriormente (tabela 7), colunas (2) e (3).

Considerando os resultados obtidos até o momento, existem indícios da necessidade de 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 e causalidade reversa (simultaneidade). Desta forma, na próxima seção será aplicado o modelo dinâmico para os dados do trabalho.

5.2. 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 (7), pois considera os efeitos da própria taxa de desemprego passada (U_{t-1}) sobre o desemprego atual (U_t) em nível e em diferença, portanto um sistema de equações.

$$(31) \quad U_{it} = \beta U_{i,t-1} + \phi W_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \delta E_{i,t} + \tau E_{i,t}^2 + (\mu_{i,t})$$

$$(32) \quad \begin{aligned} U_{i,t} - U_{i,t-1} = & \beta(U_{i,t-1} - U_{i,t-2}) + \phi(W_{i,t} - W_{i,t-1}) + \gamma(X_{i,t} - X_{i,t-1}) \\ & + \delta(E_{i,t} - E_{i,t-1}) + \tau(E_{i,t}^2 - E_{i,t-1}^2) + (\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1}) \end{aligned}$$

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:

$$(33) \quad \epsilon(U_{i,t-s} \Delta \eta_{it}) = 0 \text{ para todo } t = 3, \dots, T \text{ e } s \geq 2$$

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: $E(U_{it}\eta_{it}) = 0$ para $i = 1, \dots, N$ e $t = 2, \dots, T$.

Para a estimativa na forma de sistemas, para Blundell e Bond (1998), deve-se ter como base as condições de momentos da equação (33) e, também, as seguintes condições iniciais de momento:

$$(34) \quad E(\eta_{it}\Delta U_{i,t-1}) = 0 \text{ para todo } t = 4, 5, \dots, T.$$

$$(35) \quad E(\eta_{i3}\Delta U_{i2}) = 0$$

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 (31) e (32) 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 (9) 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 E^2), estão todas em nível. Para as especificações citadas nesse parágrafo, foram realizados vários testes, de forma que esta foi a melhor especificação em termos de resultados estatísticos.

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 9, 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 9 – 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 - GMM		
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 9, apresentam resultados mais interessantes, 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 positivo e foi significativo quando estimado para o período $t-1$, colunas (3), (4) e (5). Isto significa que quanto mais equitativa for a distribuição de renda (menor for o valor do índice de Gini), menor será a taxa de desemprego, no entanto, esse sinal para a variável $\text{gini}_{(t-1)}$ está caracterizando-a como atrativa, logo uma melhor distribuição de renda deveria aumentar a taxa de desemprego, pois, uma região com boa distribuição de renda deverá atrair mais trabalhadores. Desta forma o sinal encontrado para essa variável contraria os pressupostos teóricos iniciais. 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 participação dos 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 estados¹⁹. 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 escolaridade²⁰ 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 (9) em relação a variável independente E .

¹⁹ 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.

²⁰ 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.

A função quadrática²¹ 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 9 e coluna (4) chega-se a seguinte equação:

$$(36) \quad U = 0,0539E - 0,0065E^2,$$

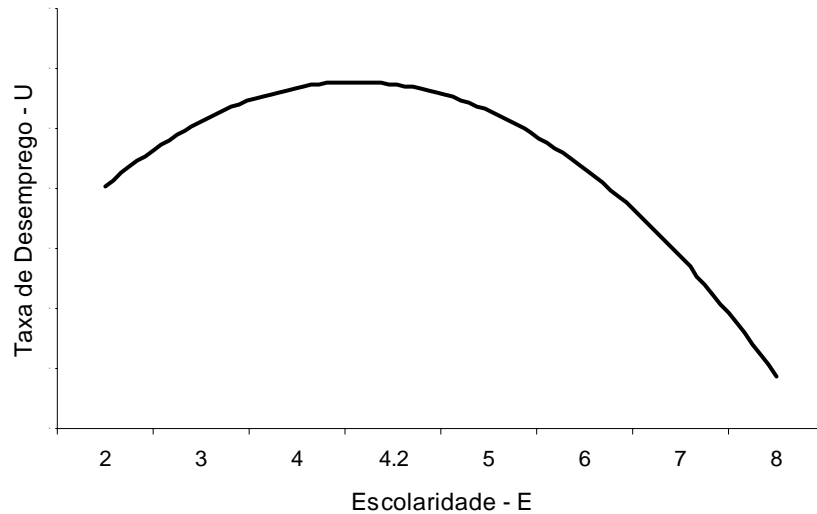
Calculando a derivada parcial da equação (36) e igualando a zero,

$$(37) \quad \frac{\partial U}{\partial E} = 0,0539 - 0,0065(2)E = 0$$

Verifica-se que a taxa ótima de E^* é 4,2 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), na figura 2 abaixo, pode ser visualizado o comportamento da função quadrática especificada para a taxa de desemprego.

²¹ 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 (36), 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.

Figura 6 - Efeito da Escolaridade Média dos Desempregados Sobre a Taxa de Desemprego



A figura 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 (U).

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 (ou seja,

serem válidos) 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, uma vez controlado as demais variáveis e eliminando a existência de correlação das variáveis explicativas com as condições iniciais da economia, o nível de escolaridade apresenta-se como variável de suma importância. No conjunto os resultados confirmam a hipótese de que a baixa escolaridade dos desempregados é uma das causas de maiores níveis das taxas de desemprego nos estados com uma defasagem de três anos²².

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 uma das formas 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 econometricamente 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 no capítulo dois.

²² Foram feitas estimativas com defasagens menores e estas mostraram insignificantes em seus coeficientes.

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.

CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo verificar a relação não linear existente entre os efeitos da escolaridade dos desempregados e taxa de desemprego dos estados brasileiros. Além da escolaridade dos desempregados, também, levou-se em consideração os efeitos específicos dos estados, representados por: salários, gini e estrutura da produção (PIB setoriais). As diferenças entre os estados (regiões), são de grande importância para analisar a taxa de desemprego e eficiência de políticas. Buscou-se fazer uma breve revisão dos trabalhos empíricos que foram desenvolvidos nos últimos anos, abordando tanto a literatura internacional quanto a nacional sobre capital humano.

Para trabalhar com essa heterogeneidade o trabalho se fundamentou na teoria e no modelo proposto inicialmente por Marston (1985), conforme foi apresentado no capítulo dois.

Prosseguindo, buscou-se fazer uma análise agregada das variáveis: desemprego, escolaridade, gini e salário. Também, foram agrupados os estados em suas respectivas regiões para analisar as variáveis que representam os potenciais efeitos fixos, peculiares de cada estado e/ou região. Ainda, analisando os dados empíricos das regiões, foi possível constatar a relação negativa entre escolaridade e desemprego para a maior parte dos estados (regiões), dados os efeitos fixos.

Para melhor visualização foi feita uma análise descritiva das variáveis utilizadas. Após a apresentação das variáveis, apresentou-se de forma detalhada a metodologia econométrica dinâmica de dados em painéis, que foi aplicada no trabalho. Foi dada atenção especial à

metodologia econométrica, pois, esta metodologia além de considerar os efeitos fixos de cada estado, leva em consideração a potencial endogeneidade das variáveis independentes, especialmente o nível de escolaridade dos desempregados.

Diante disso, procurou-se 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).

Buscou-se estimar empiricamente o modelo teórico especificado no capítulo dois. Inicialmente, foi possível confirmar a importância dos efeitos fixos dos estados, sendo constatado um nível de correlação entre os efeitos fixos e as variáveis independentes de 67,9%, ou seja, existem importantes diferenciais persistentes entre os estados e/ou regiões. Logo, aquelas condições iniciais da economia (por exemplo, cultura do povo) de cada estado em consideração, influenciam grande parte as variáveis explicativas. Prosseguindo, fez-se análise do modelo estimado sob os pressupostos dos efeitos fixos e aplicando modelos econométricos dinâmicos na forma de diferenças e sistema (GMM). Desta forma, encontraram-se os valores dos parâmetros das variáveis estimadas e verificou o ponto ótimo de escolaridade média dos desempregados ($E^* = 4,2$ anos), a partir do qual, o nível de escolaridade gera uma diminuição na taxa de desemprego dos estados.

Os resultados encontrados foram: uma relação não-linear entre variação nas taxas de desemprego e variações nos níveis de capital humano acumulado (escolaridade média dos desempregados) para os estados brasileiros; um nível de escolaridade ótima para os desempregados dos estados brasileiros que é de 4,2 anos de estudos; no refere-se à estrutura do mercado, política de estímulo ao setor agrícola é a única que contribui para diminuição da taxa de desemprego; exceto a região Nordeste, as regiões que possuem níveis médios de escolaridade

abaixo da média nacional, possuem também, maiores taxas de desemprego; e no Brasil, dado os efeitos fixos, as políticas que permitem o aumento do capital humano dos desempregados, geram a longo prazo diminuição na taxa de desemprego dos estados.

Por fim, o objetivo geral de estender e aplicar o modelo teórico proposto por Marton (1985), de que a taxa de desemprego é composta pelos componentes fixos apresentados e outros específicos (condições iniciais) de cada região em consideração, verificou-se através estimações realizadas. Também, os estados que possuem escolaridade média abaixo do nível nacional, devem investir em políticas que permitem o aumento de capital humano.

BIBLIOGRAFIA

AHN, S. C.; SCHMIDT, P. Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data. **Journal of Econometrics**. v. 68:5-27, 1995.

ARAGON, Y.; HAUGHTON, D.; HAUGHTON, J; LECONTE, E.; MALIN, E.; RUIZ-GAZEN, A.; THOMAZ-AGNAN, C. Explaining the Pattern of Regional Unemployment: The Case of the Midi-Pyrénées Region. **Paper in Regional Science**, n. 82:155-174, 2003.

ARELLANO, M.; 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.; 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, (6), 1975.

BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. New York: Jhon Willey & Sons, 1995.

BALTAGI, B. H.; LI, Q. Testing AR(1) Against MA(1) Disturbances in an Error Component Model. **Journal of Econometrics**. v. 68:133-151, 1995.

BALTAGI, B. H.; LI, Q. Joint LM test for Homoskedasticity in a one-way error component model. **Journal of Econometrics**. v. 134: 401-417, 2006.

BARROS, R. P.; CAMARGO, J. M.; MENDONÇA, R. S. P. Estrutura do Desemprego no Brasil. **IPEA**, Texto para Discussão n° 478, 1997.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. Os Determinantes da Desigualdade no Brasil. **IPEA**, Texto para Discussão n° 377, 1995.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. Investimentos em Educação e Desenvolvimento Econômico. **IPEA**, Texto para Discussão n° 525, 1997.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in dynamic Panel Data Models. **Journal of Econometrics**. v. 87: 115-143, 1998.

BREUSCH, T.; PAGAN, A. The LM and Its Application to Model Specification in Econometrics. **Review of Economic Studies**, n. 47: 239-254, 1980.

CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. Desemprego: O Custo da Desinformação. **Revista de Brasileira de Economia**, v. 59 (3), 2005.

CARD, D.; KRUEGER, A. B. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fastfood Industry in New Jersey and Pennsylvania. **American Economic Review**, v. 84 (4), 1994.

CHAHAD, J. P. Z. Tendências Recentes no Mercado de Trabalho: Pesquisa de Emprego e Desemprego. **São Paulo Perspectiva**, v.17, (3-4), 2003.

CORSEUIL, C. H.; GONZAGA, G.; ISSLER, J. V. Desemprego Regional no Brasil: Uma Abordagem Empírica. **Revista de Economia Aplicada**, v.3 (3), 1999.

CORSEUIL, C. H.; CARNEIRO, F. G. Os Impactos do Salário Mínimo Sobre Emprego e Salários no Brasil: Evidências a Partir de Dados Longitudinais e Séries Temporais. **IPEA**. Texto para Discussão n. 849, 2001.

DIAS, J. The Quantum of Knowledge Theory. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 49 (1), 1995.

DIAS, J.; DIAS, M. H. A; FERNANDES, F. Crescimento Econômico e Nível de Escolaridade: Teoria e Estimativas Dinâmicas em Painel de Dados. In: **Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia**, Natal-RN, 2005.

FRACALANZA, P. S. Uma Leitura das Teorias do Desemprego de Equilíbrio. **Economia**. v.3, (1), 2002.

FRANCESCONI, J.; ORSZAG, J. M. PHELPS, E. S.; ZOEGA, G. Education and the Natural Rate of Unemployment. **Oxford Economic Papers**, (52): 204-223, 2000.

GIOVANNETTI, B.; MENEZES-FILHO, N. A. Liberalização Comercial e Demanda por Trabalho Qualificado no Brasil. In: **Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia**, Natal-RN, 2005.

GOLGHER, A. B. Diagnóstico do Processo Migratório no Brasil 2: Migração entre Estados. **CEDEPLAR/UFMG**, Texto para Discussão n. 283, 2006.

GONZAGA, G.; TERRA, M. C.; MENEZES-FILHO, N. The Liberalization and the Evolution of Skill Earnings Differentials in Brazil. **PUC-Rio**, Texto para Discussão n. 463, 2002.

GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. New Jersey: Prentice Hal, 2000.

HALL, R.; JONES, C. Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker Than Others. **The Quarterly Journal of Economics**. v. 114, (1), 1999.

HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics. **Econometrica**, v. 46: 1251-1272, 1978.

JOHNSTON, J.; DINARDO. J. **Econometrics Methods**. 4. ed. New York: Mcgraw-Hill. 1997.

KRUEGER, A, B.; LINDAHL, M. Education for Growth: Why and for Whom? **The Journal of Economic Literature**. v. 39 (4): 1101-1136, 1999.

MANKIW, N. G.; ROMER, D. e WEIL, D. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. **NBER**. Working Paper n. 3541, 1990.

MARSTON, S. Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment. **The Quarterly Journal of Economics**. v. 100 (1), 1985.

MENEZES-FILHO, N. A. **A Evolução da Educação no Brasil e seu Impacto no Mercado de Trabalho**. Estudos IFB. 2001. Disponível em <<http://www.ifb.com.br/estudos.asp>>. Acesso em: 20 jan. 2006.

OLIVEIRA, C. W.; 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 n. 704, 2000.

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

PISSARIDES, C. A.; McMASTER, I. Regional Migration, Wages and Unemployment: Empirical Evidence and Implication for Policy. **Oxford Economic Papers**, (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.

REIS, M. C.; GONZAGA, G. Desemprego e Deslocamentos Setoriais da Demanda por Trabalho no Brasil. In: Fontes, R. e Arbex, M. (eds), **Desemprego e Mercado de Trabalho: Ensaios Teóricos e Empíricos**, Viçosa: Editora UFV, 2000.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. McGraw Hill. 1996.

SHACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. Um Estudo Sobre o Retorno em Escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 58 (2), 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. Selection Corrections for Panel Data Models Under Conditional Mean Independence Assumptions. **Journal of Econometrics**. v. 68:115-132, 1995.

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.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)