

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO  
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**TATIANA KOLODIN FERRARI**

**DISPARIDADES E PERSISTÊNCIA DO DESEMPREGO REGIONAL NO BRASIL**

**VITÓRIA  
2012**

**TATIANA KOLODIN FERRARI**

**DISPARIDADES E PERSISTÊNCIA DO DESEMPREGO REGIONAL NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito para obtenção do Grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Gutenberg Hespanha Brasil

**VITÓRIA  
2012**

Dados Internacionais de Catalogação-na-publicação (CIP)  
(Biblioteca Central da Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil)

---

Ferrari, Tatiana Kolodin, 1984-

F375d      Disparidade e persistência do desemprego regional no Brasil  
/ Tatiana Kolodin Ferrari. – 2012.

65 f. : il.

Orientador: Gutenberg Hespanha Brasil.

Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade  
Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Jurídicas e  
Econômicas.

1. Desemprego - Brasil. 2. Séries convergentes. 3. Raízes  
unitárias. I. Brasil, Gutenberg Hespanha. II. Universidade Federal  
do Espírito Santo. Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas.  
III. Título.

CDU: 330

---

## AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer primeiramente ao professor e orientador Gutenberg H. Brasil, que acreditou no meu trabalho e se mostrou muito atencioso em todas as etapas, sempre me incentivando e dando conselhos e sugestões inestimáveis a esta dissertação.

Agradeço também aos professores Pedro Valls e Rogério Arthman, pelos comentários e sugestões que muito acrescentaram na finalização deste trabalho.

Agradecimento especial também ao corpo docente do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), que ao longo desses dois anos me apresentaram novos campos de pesquisa na área de economia, e em especial ao Professor Alan Herscovicci, cujos ensinamentos em sala de aula agregaram muito a minha formação e me instigaram como economista.

Um agradecimento institucional à CAPES, pela concessão da bolsa de estudo, sem a qual seria inviável a realização desse mestrado e conseqüentemente, deste trabalho.

À minha família, com especial carinho a minha mãe, Ingrid, que mesmo longe me deu o apoio necessário para enfrentar mais essa jornada e ao Luiz Couto pela paciência e por me dar o suporte não só para ir mais longe no meu caminho profissional e na busca de aprendizagem intelectual, como por me ajudar a ser uma pessoa melhor a cada dia. Obrigada, sem vocês tudo seria mais difícil.

No mais, fico grata a todos aqueles que direta ou indiretamente me ajudaram nesta caminhada: aos colegas de mestrado; ao Instituto Jones dos Santos Neves, em especial à antiga Coordenação de Economia do Setor Público e do Bem-Estar; ao Mauro do IBGE-ES pela atenção e disponibilização dos microdados da PNAD; ao Fábio Bueno de Lima, pelos ensinamentos de ArcGis; e aqueles que porventura eu tenha esquecido.

Muito Obrigada!!

## LISTA DE TABELAS

<i>Tabela 1 – Amostra e expansão para população da População em Idade Ativa e População Economicamente Ativa na PNAD, Brasil, 1992 a 2009.</i>	30
<i>Tabela 2 – Estatísticas sumário da taxa de desemprego, taxa de participação e crescimento do emprego no período de 1992 a 1999, Brasil e Unidades da Federação.</i>	41
<i>Tabela 3 – Estatísticas sumário da taxa de desemprego, taxa de participação e crescimento do emprego no período de 2001 a 2009, Brasil e Unidades da Federação.</i>	42
<i>Tabela 4 - Resultado do teste de raiz unitária de Breitung e Meyer</i>	49
<i>Tabela 5 - Resultado do teste de raiz unitária de Harris-Tzavalis</i>	49
<i>Tabela 6 – Resultado do teste de raiz unitária do teste de Im, Pesaran e Shin (IPS).</i>	50
<i>Tabela 7 – Modelo autorregressivo de efeitos fixos para convergência incondicional.</i>	51

## LISTA DE FIGURAS

<i>Figura 1 - Relação entre geração de empregos com o desemprego por Unidades da Federação como média do período de 2001 a 2009.</i>	43
<i>Figura 2 - Relação da participação no mercado de trabalho com o desemprego por Unidades da Federação como média do período de 2001 a 2009.</i>	44
<i>Figura 3 - Taxa de desemprego entre os estados brasileiros, 2009.</i>	45
<i>Figura 4 – Persistência da taxa de desemprego entre os estados brasileiros, 1999 e 2009.</i>	47

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	<b>8</b>
<b>2. REFERENCIAL TEÓRICO</b>	<b>11</b>
2.1. INTRODUÇÃO	11
2.2. ANÁLISES EMPÍRICAS	20
2.3. ESTUDOS EMPÍRICOS NO BRASIL	24
<b>3. METODOLOGIA</b>	<b>28</b>
3.1. BASE DE DADOS	28
3.2. ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA	31
<b>4. RESULTADOS DA ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA</b>	<b>40</b>
4.1. ANÁLISE PRELIMINAR	40
4.2. DISPARIDADE	44
4.3. PERSISTÊNCIA	46
4.4. CONVERGÊNCIA OU DIVERGÊNCIA	48
<b>5. CONCLUSÃO</b>	<b>52</b>
<b>APÊNDICE A – EVOLUÇÃO DAS TAXAS DE DESEMPREGO DO BRASIL E UNIDADES DA FEDERAÇÃO, 1992 A 2009.</b>	<b>56</b>
<b>APÊNDICE B – BOX PLOT DA SÉRIE DE CRESCIMENTO DE EMPREGO ABSOLUTO, UNIDADES DA FEDERAÇÃO, 2001 A 2009.</b>	<b>58</b>
<b>APÊNDICE C – TAXA DE DESEMPREGO DA REGIÃO NORDESTE COM E SEM A ÁREA RURAL</b>	<b>59</b>
<b>APÊNDICE D – MODELO DE CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO DE SOLOW</b>	<b>59</b>

## RESUMO

O estudo teve por objetivo analisar o comportamento das taxas de desemprego regionais no Brasil. Especificamente buscou-se identificar a existência de um processo de convergência e se este é caracterizado como condicional ou incondicional. A principal inovação consiste em estender este tipo de análise para as 27 Unidades da Federação. Utilizando testes de raízes unitárias em painel pode-se fortemente rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária, indicando que os choques sobre as taxas de desemprego regionais possuem efeitos transitórios, sendo que a convergência se caracteriza como condicional, o que explica a existência de diferenças estáveis entre os índices de desemprego regionais. As evidências se alinham com a abordagem de equilíbrio ou Teoria Compensatória, tendo como principais explicações para o fenômeno a preferência dos indivíduos por determinados locais.

**Palavras-chave:** Desemprego regional, Raiz unitária, convergência.

## ABSTRACT

This study aimed to analyze the behavior of regional unemployment rates in Brazil. In particular, it attempted to identify the existence of a process of convergence and if it is characterized as conditional or unconditional. The main innovation is to extending this type of analysis for the 27 Federal Units. Using panel unit-root tests, we can strongly reject the unit-root hypothesis, suggesting that shocks to regional unemployment rates have transitory effects and the convergence is characterized as conditional, which explains the existence of stable differences among regional unemployment rates. The evidences align with the equilibrium approach or compensatory theory, which explains the phenomenon as an individual preference for certain areas.

**Keywords:** Regional unemployment, unit-root test, convergence.

## 1. INTRODUÇÃO

A questão do desemprego ocupa papel central no debate econômico e político. Elevados índices de desemprego tendem a gerar problemas como a redução do produto e da renda agregada na economia, além de aumentar as desigualdades e causar problemas sociais e psicológicos aos indivíduos. Dessa forma, a compreensão desse fenômeno em seus diferentes aspectos se mostra de suma importância.

O comportamento das séries de desemprego tem sido objeto de diversos estudos, principalmente para o caso europeu, visto a constatação de elevadas e persistentes taxas de desemprego em diversos países do continente. Diz-se que ocorre persistência do desemprego se a ocorrência de um elevado nível além da taxa natural de desemprego é acompanhado no ano seguinte por um nível acima da taxa natural, ou ainda, pode ser entendido como a ocorrência de choques econômicos que são sentidos por longos períodos (MIKHAIL et al., 2005). Em nível macroeconômico, as principais explicações para as economias que sofrem de um alto e persistente desemprego estão ligadas as diferenças nas estruturas institucionais<sup>1</sup>.

No Brasil, a taxa de desemprego nos anos de 1992 a 2009 apresentou oscilações entre 6,0% a 9,7%, com média de 8,1% para o período, considerando os indivíduos com 15 anos ou mais de idade, segundo dados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD). O gráfico A.1 do apêndice mostra a ocorrência de uma elevação do desemprego no Brasil na segunda metade dos anos 90, que persistiu durante toda a primeira metade da década de 2000. Este período é caracterizado pela política de estabilização do Plano Real, que contou com a liberalização comercial e financeira da economia brasileira e uma política de juros elevada, que culminou em uma pressão negativa sobre o nível de atividade econômica. Além disso, o período é marcado por turbulências no mercado externo, como a crise da Ásia em 1997, da Rússia em 1998 e na Argentina em 2001, todos esses movimentos tiveram impactos sobre a economia brasileira e sobre o mercado de trabalho.

No que tange ao desemprego regional, este tende a se mover na mesma direção da taxa nacional (Gráfico A.2), porém, observa-se que a magnitude difere entre os grupos

---

<sup>1</sup> Para mais detalhes sobre a diferença de desemprego entre países e suas principais explicações ver: LAYARD, R.; NICKELL, S.; JACKMAN, R. **Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market**. Oxford: Oxford University Press, 2005.



demográficos, sendo que uma análise preliminar dos gráficos aponta que estas disparidades tendem a ser persistentes entre os estados brasileiros.

A existência de disparidades de desemprego regional é um relevante problema econômico, dado a sua relação com o desemprego agregado e suas implicações sociais. Conforme assinalam Bande et al. (2004, p.2),

“na ausência de mobilidade de trabalho, a persistência de diferenças importantes nas taxas de desemprego regionais pode ter um impacto direto na NAIRU, dado que altas taxas de desemprego em regiões pobres não exercem pressões descendentes na demanda por salário das regiões com baixo desemprego... Por outro lado, e é bem sabido, o mesmo nível de desemprego agregado possui repercussões diferentes no bem estar social dependendo de sua distribuição. Adicionalmente, sua própria existência confirma o mau comportamento do mercado de trabalho, e serve como justificativa para intervenção pública, com o objetivo de reduzir o problema em regiões com alto desemprego, e portanto, em todo o país. De outro ponto de vista, os elevados diferenciais de desemprego regional devem ser um sinal de que uma parte importante da produção em regiões com altas taxas de desemprego é estabelecida as margens do mercado formal<sup>2</sup>” (Tradução livre).

Além disso, de acordo com Bayer e Juessen (2006), as disparidades de desemprego são muitas vezes percebidas como persistentes. A questão está no centro do problema regional e no foco da política econômica regional.

---

<sup>2</sup> “in the absence of labour mobility, the persistence of important differences in regional unemployment rates may have a direct impact on the Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU), given that high unemployment rates in poor regions do not exert a downward pressure on wage demands of the low unemployment regions... On the other hand, and as is well known, the same aggregate unemployment level has different repercussions on social welfare depending on its distribution. Additionally, its own existence confirms the dismal behaviour of the labour market, and serves as a justification for public intervention, with the aim of reducing the problem in high unemployment regions, and thus, in the whole country. From another point of view, the high unemployment regional differentials may be a sign that an important share of the production in high unemployment regions is established on the fringes of legal markets” (BANDE et al., 2004, p.2).

Dado estes fatos as perguntas que surgem são: Entre os estados brasileiros existe uma disparidade persistente entre as taxas de desemprego? As disparidades podem ser consideradas pela ocorrência de histerese ou representam apenas desvios cíclicos da sua taxa natural? Existe um processo de ajustamento no longo prazo? As taxas de desemprego estaduais tendem a convergir para a taxa de desemprego nacional ou caminham para um equilíbrio específico? Quais são as causas das disparidades entre os diferentes mercados de trabalho?

O presente trabalho procura responder parcialmente a estas questões através da utilização de testes de raiz unitária em painel, examinando as séries das taxas de desemprego das 27 unidades da federação brasileira. Diversos estudos tem recentemente investigado estas questões para as regiões de diferentes países, mas poucos estudos têm examinado este problema no contexto do Brasil. Assim, o presente trabalho também tem como objetivo preencher esta lacuna.

Primeiramente o trabalho procurou analisar a configuração das disparidades regionais, buscando através de testes de estacionariedade em painéis distinguir entre efeitos temporários ou permanentes (caso de histerese) dos choques sobre o mercado de trabalho das economias locais. Os resultados fortemente rejeitaram a presença de raiz unitária, indicado que os choques sobre as taxas de desemprego dos estados brasileiros possuem efeitos transitórios e convergem para um equilíbrio de longo prazo. O segundo passo consistiu em verificar que tipo de equilíbrio ocorre entre as Unidades da Federação pela estimação de um modelo AR(1) das taxas de desemprego. Concluiu-se que cada região converge para um estado estacionário específico, configurando um equilíbrio diferente e estável entre os estados e o Distrito Federal.

Além desta introdução o trabalho está estruturado em mais quatro capítulos. O segundo capítulo refere-se à revisão de literatura, que aborda tanto uma revisão teórica quanto empírica sobre o assunto. Com relação à primeira, destacam-se as interpretações de equilíbrio, desequilíbrio e divergência. A revisão empírica aborda os principais estudos realizados para vários países e uma seção dos estudos realizados para o caso brasileiro.

O terceiro capítulo conta com duas subseções. Na primeira descreve-se a base de dados utilizada e na segunda explicam-se os diferentes conceitos de convergência, assim como esta tem sido analisada pelos trabalhos empíricos e por fim, apresentam-se os modelos de teste de raiz unitária em painel utilizados.

O quarto capítulo apresenta uma análise preliminar das séries de desemprego estaduais e do Distrito Federal; e em seguida, os resultados empíricos da análise de convergência / divergência. Por fim, o quinto capítulo apresenta as principais conclusões, uma breve discussão dos resultados encontrados e considerações para futuras pesquisas.

## **2. REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1. INTRODUÇÃO**

Em muitos países se verifica a existência de elevadas e persistentes diferenças nas taxas de desemprego entre as regiões. No entanto, o problema do desemprego muitas vezes é considerado apenas em uma perspectiva nacional. Elhorst (2003) mostra que há pelo menos três razões pelas quais o problema deve ser considerado também por uma perspectiva regional. Primeiro porque a magnitude da diferença de desemprego entre as regiões de um mesmo país pode ser tão significativa quanto as diferenças de desemprego entre países. A esse respeito, os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2009 mostram que, o estado do Amapá com uma taxa de desemprego de 13,1%, está aproximadamente 8 p.p. acima de estados como o Piauí (4,3%) e Santa Catarina (5,2%). Esta diferença é maior que a verificada em nível nacional entre Brasil e os países da América Latina, por exemplo.

Outro motivo é que essas diferenças nas taxas de desemprego entre as localidades são ineficientes, visto que, a redução dessas disparidades leva a um maior produto nacional e a menores pressões inflacionárias, sem contar os benefícios sociais.

Por fim, a terceira razão se refere ao fato de que muitas vezes os estudos macroeconômicos não fornecem explicação satisfatória para a existência das disparidades de desemprego regional. Segundo Elhorst (2003, p.710),

“Desses estudos emergiu que a maior explicação das disparidades de desemprego entre os países se encontra nas diferenças das instituições do mercado de trabalho, tais como

negociações por salário, previdência social, aposentadoria e sistemas de impostos. No entanto em muitos países as instituições do mercado de trabalho não variam muito entre as regiões, portanto outras variáveis explicativas das disparidades de desemprego regional devem ser encontradas (Tradução livre).<sup>3</sup>

Existem três forças que agem sobre o mercado de trabalho determinando a taxa de desemprego: 1) a oferta de trabalho; 2) a demanda por trabalho; e 3) os salários. Se os mercados fossem eficientes, não haveria disparidades no longo prazo entre as taxas de desemprego de regiões de um mesmo país, pois as forças que agem sobre o mercado de trabalho eliminariam essas diferenças. Para entender a dinâmica do ajustamento, considera-se um choque em uma determinada região que venha a elevar o seu desemprego, como por exemplo, o fechamento de uma indústria. Deparando-se com uma situação de desemprego alguns trabalhadores decidem migrar para outras regiões com menor taxa de desemprego, tendo, portanto, maior probabilidade de encontrar trabalho. O excesso de mão-de-obra disponível nesta região faz com que os salários caiam, sendo que os indivíduos que possuem um salário de reserva maior do que aquele que está sendo oferecido podem decidir deixar a força de trabalho. Por outro lado, os salários mais baixos atraem novas empresas para a região, gerando novos postos de trabalho. Essas forças irão atuar de forma que as diferenças regionais de desemprego desapareçam e a economia encontre-se em um estado de equilíbrio.

Entretanto, essa dinâmica apesar de relevante não consegue reduzir completamente as disparidades em nível regional do desemprego. Assim, dois enfoques conceitualmente muito diferentes buscam explicar as diferenças e a persistências entre as taxas de desemprego regionais. Estas podem ser distinguidas como uma abordagem de desequilíbrio e de equilíbrio.

Na abordagem de desequilíbrio a questão que se coloca é: quão forte são as forças que agem sobre o mercado de trabalho? Se estas forças forem fortes, o desequilíbrio será

---

<sup>3</sup> *From these studies it emerged that the major explanation of unemployment disparities between countries is found in differences in labour market institutions, such as the wage bargaining, social security, retirement and tax systems. However in many countries labour market institutions do not differ to any great extent between regions, therefore other explanatory variables of regional unemployment disparities must be found* (Elhorst, 2003, p.710).

rápido e de pouca importância; se for fraco, este será longo e importante (MARSTON, 1985). Desta forma, as disparidades entre as regiões surgem, pois os mecanismos de ajuste do mercado de trabalho são muito lentos, podendo as diferenças nos níveis de desemprego durar por muitos anos. Neste caso, as diferenças nas taxas de desemprego não são estáveis e podem se afastar com a ocorrência de um distúrbio na economia local.

Muitas são as explicações do porque estas forças não conseguem proporcionar um ajustamento rápido. Segundo a teoria Novo-Keynesiana, a rigidez dos preços e salários, em condições de mercados imperfeitos, geram flutuações econômicas e desemprego. A taxa natural de desemprego (NAIRU) vai ser determinada pelos fatores de rigidez nos mercados de trabalho e de bens, tendo, portanto, origem microeconômica. Conforme aponta Datheïn (2000), “a variação de fatores microeconômicos de rigidez esclareceria as modificações da taxa natural de desemprego ao longo do tempo, enquanto as diferentes intensidades de rigidez justificariam NAIRUs diferentes entre países”. Apesar da abordagem ser construída na diferença entre países, a análise pode ser facilmente estendida para regiões de um mesmo país, visto que, as falhas de coordenação entre os agentes podem gerar comportamentos diferentes levando a graus distintos de rigidez nos mercados de trabalho locais.

Uma das fontes deste comportamento está nos contratos de trabalho que fixam os salários. Ainda de acordo com Datheïn (2000),

“O uso característico, no mercado de trabalho, de contratos de médio ou longo prazo determina uma inércia nominal na fixação dos salários, sendo seu movimento em direção ao equilíbrio não instantâneo ou rápido. Dessa forma, os contratos de trabalho geram um mecanismo de transmissão de choques de demanda para o emprego e a produção, mesmo com agentes econômicos com expectativas racionais. A origem desta inércia deve-se ao fato de existirem custos fixos associados às mudanças ou renegociações de salários..”.

Entre as abordagens neo-keynesianas que buscam justificar a rigidez nos salários, destacam-se as explicações dos modelos de salário-eficiência, de contratos implícitos, *insiders-outsiders* e de barganha sindical.

De acordo com a teoria dos salários de eficiência, a produtividade do trabalho está positivamente relacionada com o nível de salário real, e os trabalhadores têm como característica intrínseca serem displicentes e pouco esforçados. Dessa forma, como as firmas tem interesse que seus trabalhadores se esforcem, estas irão estabelecer salários maiores que os de equilíbrio de mercado para aumentar a produtividade. Os trabalhadores que pouco se esforcem serão penalizados com a demissão. Nesse sentido, a taxa de desemprego funciona como um disciplinador, quanto mais alto o desemprego mais temerosos os trabalhadores ficam de serem demitidos, levando estes a se esforcem mais (SHAPIRO e STIGLITZ, 1984). No caso de recessões, mesmo com um excesso de oferta de trabalho as firmas não reduzirão os salários, pois isto pode causar uma queda na produtividade e conseqüentemente nos lucros. Dathein (2000) mostra que recessões produziriam mais variações no emprego do que nos salários reais, ao contrário do que ocorreria em uma situação concorrencial.

Similarmente, a teoria dos contratos implícitos coloca a possibilidade de que os trabalhadores e também as empresas tenham interesse na manutenção dos salários reais, o que pode ser explicitado em um contrato de trabalho, ou normalmente corresponde a um contrato implícito no comportamento efetivo da empresa. Esta teoria pressupõe que enquanto as empresas seriam neutras ao risco, os trabalhadores seriam avessos a ele. Dessa forma, os salários deixam de representar somente uma remuneração, e passam a incorporar também um seguro contra o risco de variação dos salários na conjuntura. As empresas concordam em manter os salários reais fixos, dado o efeito positivo que a lealdade dos trabalhadores pode gerar (DATHEIN, 2000).

No caso do modelo *insiders – outsiders*, os trabalhadores não são tomados como homogêneos, sendo o mercado de trabalho segmentado entre os trabalhadores *insiders*, aqueles que possuem poder de mercado, e *outsiders*, os desempregados. O poder de mercado adquirido pelos *insiders* faz com que estes tenham salários superiores que impedem os desempregados de entrar no mercado.

Por fim, no modelo novo-keynesiano de barganha sindical considera-se que na negociação de salários, os trabalhadores através dos sindicatos, têm um poder de barganha forte, sendo possível determinar um salário acima do salário de equilíbrio de mercado. Como as negociações ocorrem sobre o nível de salários, os sindicatos ficam indiferentes em relação ao nível de emprego, sendo esta a variável de ajuste para as empresas. Assim, uma das causas da persistência do desemprego viria da atuação

sindical, que ao defender o interesse dos trabalhadores empregados, podem conseguir salários reais superiores aos de equilíbrio, provocando desemprego (DATHEIN, 2000).

O desequilíbrio pode ocorrer também devido a barreiras econômicas e sociais que separam os mercados de trabalho. Marston (1985) aponta para o fato de que a mobilidade dos trabalhadores pode diminuir devido a existência de altos custos de migração. Em consonância, Aragon et al. (2003) apresentam diversas características dos indivíduos que pode afetar sua mobilidade. Cita-se, por exemplo, a composição etária e educacional dos trabalhadores. Indivíduos com elevada educação tendem a ser melhor informados sobre as possibilidades de trabalho e as condições econômicas da região que planejam migrar. Além disso, níveis de educação mais elevados criam melhores oportunidades de inserção no mercado de trabalho e com salários mais altos, o que facilita a migração. Com relação a idade, trabalhadores mais jovens tendem a ter uma menor aversão ao risco e menores custos de migração.

Do lado da demanda por trabalho, as empresas não tendem a reagir tão rápido quanto os trabalhadores, sendo os seus custos de migração maiores e muitas vezes irreversíveis. Aragon et al. (2003) mostram que as características dos trabalhadores também influenciam na decisão de localização das firmas.

Blanchard e Katz (1992) mostram ainda que, enquanto a decisão de migração dos trabalhadores depende tanto da situação do desemprego como dos salários da nova região, no caso das firmas apenas os baixos salários a induzem a migrar. Assim, se os salários forem rígidos pouco incentivo será gerado para as firmas migrarem.

Teorias como a Nova Geografia Econômica enfatizam que há ganhos na aglomeração de empresas em uma determinada região. As firmas seriam relutantes em se mover para regiões isoladas, mesmo que os salários nessas regiões sejam baixos, pois os ganhos com a concentração compensariam as diferenças salariais.

Dessa forma, na abordagem de desequilíbrio entre as regiões, assume-se que elas são tipicamente econômicas e devido a existência de barreiras, regiões que possuem uma fraca demanda por mão-de-obra (regiões menos dinâmicas) vão elevar sua taxa de desemprego acima da taxa observada nas regiões com um mercado forte e alta demanda por mão-de-obra (MARSTON, 1985). Essa tipologia justifica as políticas de investimento para criação de empregos nas regiões menos dinâmicas.

Em contrapartida a abordagem de equilíbrio admite que existem diferenças estáveis nas taxas de desemprego entre as regiões. A persistência das disparidades de desemprego regionais não são causadas por diferenças econômicas, mas originam-se por diferenças nas taxas de desemprego, sendo que cada área teria a sua respectiva taxa natural de desemprego. De acordo com Elhorst (2003) a maioria dos modelos teóricos e dos trabalhos empíricos partem da hipótese de um equilíbrio estável dos diferenciais de desemprego regional.

Marston (1985) formalizou o que ficou conhecido como Teoria Compensatória, segundo a qual qualquer persistência de diferenciais de desemprego entre as regiões refletirá apenas a preferência dos trabalhadores por certas áreas. As altas taxas de desemprego em determinada área seriam compensadas por salários mais altos e amenidades locais.

A formalização do modelo parte da hipótese de que o nível de satisfação dos indivíduos de uma economia é dado pelos bens disponíveis para o consumo ( $X$ ) e pelas amenidades locais ( $A$ ). Estes buscam maximizar a sua utilidade ( $\max u(X, A)$ ), sendo que o consumo dos bens é limitado pelos salários e pela probabilidade de se estar desempregado. Assim, a renda esperada pelo trabalho na região deve cobrir o seu consumo, podendo a utilidade de se morar em determinada região ser escrita por uma função indireta do nível de salários ( $W$ ), desemprego ( $U$ ) e amenidades ( $A$ ):

$$\max (X, A), \text{sendo}, W(1 - U) = X \quad (1.1)$$

$$V(W^+, U^-, A^+) = \max\{u(X, A) + \lambda[W(1 - U) - X]\} \quad (1.2)$$

As variáveis  $W$ ,  $U$  e  $A$  são consideradas exógenas, isto é, são dadas para o trabalhador. O problema enfrentado pelos trabalhadores é escolher entre as diferentes regiões a fim de maximizar  $V(W, U, A)$ . O equilíbrio seria alcançado quando os trabalhadores receberem a mesma utilidade em qualquer lugar:

$$V(W_i, U_i, A_i) = V(W_j, U_j, A_j) = K \quad (1.3)$$

onde  $K$  representa uma constante. Os salários e os atrativos regionais exercem influência positiva sobre a utilidade, enquanto o desemprego tem efeito negativo. Dessa forma, se um indivíduo reside em uma região com elevado índice de desemprego deverá ser compensado pelas outras variáveis, ou seja, terá de receber um salário maior



ou a região possuir atrativos específicos. O equilíbrio será alcançado até que a compensação entre as variáveis da função  $V$  permitam equiparar a utilidade entre as diferentes regiões.

Conforme aponta Elhorst (2003), tradicionalmente, altos salários são relacionados com um efeito positivo sobre a oferta de trabalho e um efeito negativo sobre a demanda de trabalho, sendo assim, acréscimos salariais deveriam gerar um aumento no nível de desemprego.

Essa ideia foi formalizada num contexto regional para os países em desenvolvimento por Harris e Todaro (1970). O modelo foi desenvolvido com dois setores (rural e urbano), tendo perfeita mobilidade da mão-de-obra entre estes. Os autores observaram a ocorrência de um fluxo migratório das áreas rurais, com baixos salários e desemprego, para a área urbana, com salários maiores e alto nível de desemprego.

A migração neste caso pode ser vista como um ajuste ao equilíbrio, em que cada indivíduo ao tomar a decisão de migrar maximiza sua função de utilidade em um contexto de risco. A utilidade é maximizada pela expectativa de ganhos dado o diferencial da renda atual, assim como as perspectivas de renda futura. Por outro lado, existe um risco ocasionado pela alta taxa de desemprego, sendo, portanto, menor a probabilidade de encontrar um emprego. De acordo com Ramos e Araújo (1999) a taxa de desemprego seria a variável de ajuste para igualar a expectativa dos valores presentes, assim, os fluxos migratórios continuariam até que as expectativas dos valores presentes dos rendimentos convergissem.

Diversos estudos empíricos têm investigado a relação entre a taxa de desemprego regional e os salários. A abordagem de Harris e Todaro (1970) e a teoria compensatória de Marston (1985) encontraram suporte empírico nos trabalhos de Hall (1970) e Reza (1978) que demonstraram que salários mais altos são pagos nas regiões com maior desemprego. No entanto, no levantamento bibliográfico realizado por Elhorst (2003) em nove estudos que investigaram esta relação, sete apresentaram uma relação negativa e significativa entre desemprego e salário.

Blanchflower e Oswald (1994 e 1995) foram os principais críticos do modelo de Harris e Todaro, argumentando que o erro desta abordagem está no fato de ignorar na especificação da equação de salários os controles de efeitos fixos regionais. Segundo os

autores, existe um problema de desemprego permanente, no entanto, na análise da relação entre salário e desemprego apenas o componente transitório deve ser avaliado, a solução encontrada pelos autores foi o uso de variáveis *dummies* regionais com o intuito de captar a influência dos efeitos fixos.

Resultados contraditórios dessa relação também são apresentados nos estudos empíricos para o Brasil. Ramos e Araújo (1999) utilizando os dados da PNAD de 1992 a 1996, Contagem populacional de 1996 e do Censo Demográfico de 1991, procuraram identificar os fatores que determinam os fluxos migratórios da mão-de-obra entre os estados brasileiros. Os resultados apontam que os fluxos migratórios se adequam as explicações de um modelo Harris-Todaro, encontrando uma relação positiva entre elevados salários e alto índice de desemprego, exercendo uma atração sobre os fluxos migratórios. Por fim, os autores sugerem que políticas voltadas para a redução da taxa de desemprego regionais deveriam ser voltadas para a redução nas disparidades de renda entre os espaços geográficos.

Em contrapartida, um estudo mais robusto foi realizado por Garcia (2002) em que o objetivo era testar a existência de uma relação negativa entre a taxa de desemprego e o salário real para o Brasil nos moldes do modelo de Blanchflower e Oswald, com algumas extensões, que proporcionaram o ajuste nas horas trabalhadas. O estudo utilizou os microdados da PNAD para o período de 1981 a 1999. O autor concluiu que os salários dos indivíduos em mercados de trabalho com alta taxa de desemprego são menores do que em mercados com baixa taxa de desemprego, quando a equação de salário é controlada por efeito fixo.

Na discussão sobre os diferenciais de rendimentos entre as regiões torna-se necessário levar em conta também as especificidades locais relacionadas ao custo de vida. Para os indivíduos, regiões pouco dinâmicas podem se tornar atrativas devido ao baixo custo de vida, ocasionando um aumento no poder de compra dos salários nominais. Aragon (2003) chama a atenção para o fato de que áreas com baixo custo de vida tendem a apresentar elevadas taxas de desemprego. Segundo o autor, o principal componente no custo de vida dos indivíduos é o preço da habitação, conseqüentemente, espera-se que locais com moradia barata tenham maiores taxas de desemprego.

No caso dos demandantes da força de trabalho, o poder de compra entre as regiões não se torna relevante. Ao escolher o local de produção, as firmas comparam os salários

entre as diferentes regiões, para determinar o seu custo. No entanto, a escolha não se limita a análise dos diferenciais de salário, outras variáveis, como a produtividade dos trabalhos, por exemplo, são consideradas, visto que estas tendem a compensar as diferenças do custo de mão-de-obra entre as regiões (ELHORST, 2003).

Por fim, a abordagem de equilíbrio leva em conta que amenidades locais também exercem poder de atração sobre os trabalhadores para determinadas áreas. Dessa forma, elevadas taxas de desemprego serão esperadas em regiões com melhor infraestrutura, clima ameno e com maior número de atividades culturais, por exemplo.

Marston (1985) estimou um modelo *probit*, utilizando os dados do Censo americano de 1970 a 1978, sendo a variável dependente binária de se o indivíduo estava desempregado ou não. Como variável independente foram incluídas características individuais dos trabalhadores e características locais para captar as diferentes formas de compensação, abrangendo os salários, amenidades e seguro desemprego locais.

Os salários reais apresentaram relação positiva com a taxa de desemprego, sendo o primeiro fator de compensação. O principal teste para a teoria de equilíbrio veio dos resultados encontrados pelas variáveis de amenidades locais. O maior número de parques *per capita*, uma boa qualidade do ar e um clima ameno, foram significantes para atrair e compensar os indivíduos nos locais de elevados níveis de desemprego. O seguro desemprego também teve o efeito de encorajar os indivíduos a permanecer em áreas com altos níveis de desocupação.

Aragon et al. (2003) chamam atenção para o fato de que como as amenidades mudam de forma muito lenta ao longo do tempo, os diferenciais de desemprego tenderiam a mudar também muito lentamente.

Essas duas abordagens, de desequilíbrio e de equilíbrio, vão apresentar diferentes implicações para as políticas públicas. As intervenções políticas tendem a ser mais efetivas no caso de uma situação de desequilíbrio, em que se assume que as diferenças entre as regiões são tipicamente econômicas. Dessa forma, justifica-se a implementação de políticas de investimento para a criação de empregos nas regiões menos dinâmicas. No caso da abordagem de equilíbrio, tais políticas públicas podem atrair mais trabalhadores para as áreas de alto desemprego, não sendo eficazes para sua redução.

Torna-se de suma importância assim, determinar qual explicação é suportada pelos dados, visto as implicações para as políticas governamentais.

## 2.2. ANÁLISES EMPÍRICAS

Com relação à literatura empírica, existe uma grande variedade de modelos que buscam determinar e explicar o desemprego em nível regional. Uma revisão dos principais estudos empíricos presentes na literatura internacional foi realizada por Elhorst (2003), no qual foi possível identificar quatro tipos de modelos com nove construções diferentes<sup>4</sup>. Não é o escopo deste trabalho tratar de cada um desses modelos, procurar-se-á apenas apresentar os mais importantes e que possuem similaridade com os objetivos e a metodologia deste trabalho.

Um grupo de trabalho bastante tradicional, conhecido como *cyclical sensitivity models* (modelos de sensibilidade cíclica), busca explicar a sensibilidade do desemprego regional através das taxas de desemprego nacional. A pesquisa pioneira nesta linha foi realizada por Thirwall (1966) que examinou a sensibilidade do desemprego regional utilizando a seguinte regressão:

$$\Delta U_{r,t} = a_0 + a_1 \Delta U_{n,t} \quad (1.4)$$

em que,  $\Delta U_{r,t}$  representa a variação absoluta da taxa de desemprego das regiões do Reino Unido,  $\Delta U_{n,t}$  a variação absoluta da taxa de desemprego nacional e  $a_1$  é o coeficiente que mede a sensibilidade regional, se este for maior que um ( $a_1 > 1$ ) a região é classificada como muito sensível as flutuações nacionais, caso contrário ( $a_1 < 1$ ), considera-se a região pouco sensível. A regressão foi rodada para cada região separadamente e os resultados mostraram que as localidades que possuíam elevado desemprego tinham maior sensibilidade às variações nacionais.

Trabalhos posteriores melhoraram e estenderam o modelo de análise, mas sempre mantendo o mesmo procedimento de analisar o coeficiente de desemprego nacional.

---

<sup>4</sup> “From our inquiry of the empirical literature it emerged that four different model types covering nine different constructs of regional unemployment determination can be identified: (i) the singles equation model covering the empirical singles equation model, the unemployment-vacancy relationship, the cyclical sensitivity model, and the amenity model; (ii) the implicit model covering the migration-based model, the NAIRU model and the Blanchard and Katz model; (iii) the accounting identity; and (iv) the simultaneous equations model dealing with interactions” (ELHORST, 2003, p.714).

Algumas objeções a essa metodologia também foram realizadas principalmente com relação ao caráter teoricamente agnóstico da relação entre desemprego regional e nacional (CHAPMAN, 1991; MARTIN, 1997).

Recentemente, técnicas de séries temporais foram incorporadas à análise o que permitiu não só verificar a sensibilidade cíclica das taxas de desemprego regional, como também medir a persistência de choques sobre o desemprego. Além disso, através do uso dessa metodologia foi possível testar as explicações de equilíbrio e desequilíbrio entre as taxas de desemprego regional.

Byers (1991) e Martin (1997) utilizam da análise de cointegração para inferir se existe equilíbrio entre as taxas de desemprego regional e nacional no Reino Unido. Segundo os resultados encontrados a persistência das disparidades nas taxas de desemprego regional refletem a existência de uma estrutura de equilíbrio inter-regional e não um desequilíbrio no mercado de trabalho das regiões.

Já Bayer e Juessen (2006) utilizaram testes de raiz unitária para verificar a existência de convergência entre as taxas de desemprego dos estados da Alemanha no período de 1960 a 2002. Através do teste univariado de Dickey-Fuller Aumentado foi possível rejeitar a hipótese de passeio aleatório apenas para um estado. Procedendo-se com uma metodologia mais robusta de teste de raiz unitária em painel, foram observadas evidências de convergência condicional entre as taxas de desemprego regionais, com um grau moderado de persistência dos choques.

No entanto, devido ao choque do petróleo, os autores perceberam que a taxa de desemprego relativa dos estados alemães em relação à taxa nacional tiveram mudanças permanentes. Em vista disso, conduziram os testes permitindo uma quebra estrutural na série. Neste caso, em apenas três de dez estados a hipótese nula de presença de raiz unitária não pode ser rejeitada.

Kunz (2009) também analisando o caso alemão e utilizando-se de teste de raiz unitária em painel e de modelos de efeitos fixos autoregressivos mostrou que a taxa de desemprego regional possui evidências de convergência condicional. Assim, as altas disparidades de desemprego regional podem ser consideradas como taxas específicas de cada região devida a amenidades locais, com os ajustamentos ocorrendo rapidamente para as médias específicas da região, mas não em direção à taxa de desemprego nacional.

O emprego de séries temporais também foi utilizado por Presman e Kelpfish (2007) para análise de convergência das taxas de desemprego dos distritos de Israel. Os resultados mostraram que com a exceção de apenas um distrito, todos os outros apresentaram padrão de convergência condicional, porém com velocidades diferentes. Katrencik et al. (2008), aplicam os testes para o caso da República Tcheca, Polônia e Eslováquia. No caso da República Tcheca a hipótese nula é constantemente rejeitada, enquanto que Polônia e Eslováquia apresentam evidências de histerese, mesmo com a adição de um termo de tendência e quebras estruturais.

Existem diversos outros estudos com metodologias similares de séries temporais para verificar o comportamento das séries de desemprego, o que fica claro com a análise desses estudos é que quando existe convergência, essa acontece de forma condicional.

Apesar de estes modelos terem contribuído para um melhor entendimento da dinâmica do problema de desemprego regional não é possível através deles identificar os fatores que causam essas diferenças. Não obstante, outros trabalhos empíricos buscam acrescentar aos seus modelos variáveis explicativas a fim de entender quais variáveis exercem uma maior influência sobre os ajustamentos a choques e quais variáveis são responsáveis pelas diferenças entre as regiões.

Um dos principais trabalhos foi desenvolvido por Blachard and Katz (1992), em que analisaram a dinâmica do emprego, desemprego e dos salários a nível regional para os Estados Unidos. Constataram que a ocorrência de um choque adverso sobre a economia local tem efeitos permanentes sobre o crescimento do emprego, enquanto que os efeitos sobre o desemprego e os salários relativos tendem a ser transitórios.

A partir desta constatação desenvolveram um modelo de quatro equações, que assume que as regiões produzem diferentes cestas de produtos, sendo vendidos no mercado nacional e que os trabalhadores e as firmas têm livre mobilidade entre as regiões. Dessa forma o modelo permite que diferenças entre as regiões causem diferentes taxas de crescimento no emprego, entretanto a livre mobilidade dos fatores permitirá que ocorra um equilíbrio estável entre as taxas de desemprego e os salários regionais. Através deste modelo concluíram ser a mobilidade dos trabalhadores a principal força de ajustamento. Assim, um estado que enfrenta um choque negativo em sua economia, volta ao seu estado normal não porque os empregos voltaram a crescer, mas basicamente porque os trabalhadores migraram para outros estados. Observaram ainda que, os salários nominais declinaram com o choque e promoveram certa recuperação dos empregos, mas

a resposta da criação de empregos dado a queda dos salários não foi o suficiente para retornar ao nível inicial, anterior ao choque (BLANCHARD e KATZ, 1992).

Este modelo motivou uma série de trabalhos empíricos de como o mercado de trabalho regional se ajusta a choques externos, considerando o emprego, desemprego e a participação da força de trabalho. Decressin e Fatás (1995) por exemplo, analisaram a dinâmica regional na Europa com uma abordagem similar para o período de 1975 a 1987. Observaram que depois de um choque regional no emprego o ajustamento tende a ocorrer por mudanças na taxa de participação da população economicamente ativa, em vez de ajustes pela migração.

Os modelos de Blanchard e Katz (1992) e Decresin e Fatás (1995) analisam exclusivamente os efeitos de choques específicos sobre as regiões. Bande e Karanassou (2009) utilizando um modelo dinâmico de equações múltiplas do mercado de trabalho analisaram não apenas os choques regionais, mas também como o desemprego nas regiões respondem diferentemente a choques de nível nacional. Os autores aplicaram a teoria de reação em cadeia (CRT)<sup>5</sup> que postula que a evolução do emprego se dá pela interação dos processos de ajustamento e efeitos de *spillover* dos choques. “Efeitos de transbordamentos surgem quando choques para uma equação específica se realimentam através do sistema de mercado de trabalho, sendo que os choques se referem a mudanças nas variáveis exógenas” (Tradução livre. BANDE e KARANASSOU, 2009)<sup>6</sup>.

O sistema consistiu em três equações: demanda por trabalho, determinação dos salários e oferta de trabalho. Os autores analisaram a evolução do desemprego regional para a Espanha, dividindo as 17 regiões em dois grupos, os com altas taxas e os com baixas taxas de desemprego. Os principais resultados mostraram que existem diferenças importantes nas respostas dos grupos para choques similares no mercado de trabalho. Os impactos nas regiões com baixa taxa de desemprego tendem a ser mais fortes; no entanto, seu ajustamento após o choque ocorre mais rápido em relação as regiões com altas taxas de desemprego. Além disso, observaram que o investimento foi a principal força a explicar as diferenças na evolução do desemprego entre as regiões.

---

<sup>5</sup> Do inglês: *Chain Reaction Theory*.

<sup>6</sup> *Spillovers arise when shocks to a specific equation feed through the labour market system, where ‘shocks’ refer to changes in the exogenous variables”* (BANDE e KARANASSOU, 2009).

### 2.3. ESTUDOS EMPÍRICOS NO BRASIL

Trabalho pioneiro para o caso brasileiro foi realizado por Corseuil, Gonzaga e Issler (1999) ao analisar a evolução das taxas de desemprego regionais, mais especificamente investigaram a semelhança nos movimentos de curto e longo prazo das taxas de desemprego nas principais regiões metropolitanas do Brasil. A série de desemprego foi extraída da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) divulgada pelo IBGE, contendo dados mensais de junho de 1980 a setembro de 1995 das seis principais regiões metropolitanas do Brasil<sup>7</sup>.

Na análise preliminar dos dados os autores encontram evidências de um diferencial persistente entre as taxas de desemprego regionais. Através da análise do coeficiente de variação, observam que este é menor em Recife e Salvador, justamente as duas regiões que possuem as maiores médias de desemprego. Pelo confronto da taxa média de desemprego em dois períodos de tempo, Corseuil, Gonzaga e Issler (1999) mostram que para o caso das regiões metropolitanas, as séries apresentam uma baixa persistência relativa, aproximando-se dos resultados encontrados por Blanchard e Katz (1992) no caso dos Estados Unidos.

O segundo ponto de análise consiste em verificar a existência ou não de uma persistência absoluta dos choques. Dessa forma, testam a presença de raiz unitária pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Ao nível de 5% de significância não foi possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária, sendo estimado tanto em nível quanto na forma *logit*. Na primeira parte do trabalho os autores concluem que as taxas de desemprego regionais possuem alta persistência absoluta, mas que não se caracterizam por diferenciais constantes, isto é, possuem baixa persistência relativa.

Dado isto, Corseuil, Gonzaga e Issler (1999) passam a verificar o comportamento do desemprego sob três grupos de análise empírica: sensibilidade regional, decomposição de choques e análise de comovimentos. Na abordagem de sensibilidade regional procuram identificar a importância da taxa de desemprego nacional na explicação das taxas a nível regional. Para tal, estimam vetores bivariados de cointegração, sendo especificado como Vetor Auto-Regressivo (VAR).

---

<sup>7</sup> A Pesquisa Mensal do Emprego cobre seis regiões metropolitanas, a saber: Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Salvador e Porto Alegre.



Os resultados apontaram a região do Recife como a única a não possuir cointegração com a série nacional. Entre as demais regiões, Belo Horizonte foi classificada como muito sensível ao desemprego nacional e as demais metrópoles tiveram uma sensibilidade “normal”. Assim, verifica-se que fatores agregados têm extrema importância na determinação dos movimentos de longo prazo do desemprego regional.

Para confirmar esta importância dos fatores agregados e verificar também os comovimentos no curto prazo, aplicaram uma análise multivariada, verificando o curto prazo pelo uso da análise de cofator e o longo prazo por cointegração. A partir deste procedimento, os autores afirmam então a existência de comovimentos tanto no longo prazo como no curto prazo, identificando nas taxas de desemprego destas regiões quatro ciclos em comum, além de duas tendências em comum.

Por fim, realizam uma decomposição do tipo ciclo-tendência para cinco regiões (exceção de Recife) e mostram que, em todas elas, os fatores estruturais (de tendência) se mantêm em níveis próximos às respectivas taxas de desemprego. Com isso, Corseuil, Gonzaga e Issler (1999) sugerem que possíveis políticas para redução do desemprego em cada região deve focar em processos que facilitem a transição dos trabalhadores entre os diferentes setores da economia.

Gomes e Silva (2007) também examinaram as taxas de desemprego das principais regiões metropolitanas do Brasil. Os autores primeiramente contrastaram as hipóteses de histerese e NAIRU para ver qual delas explica melhor a dinâmica do desemprego regional, em seguida, realizaram testes de convergência estocástica. Ambas as análises foram conduzidas por testes de raiz unitária, com a utilização do teste ADF e a metodologia proposta por Lee e Strazicich's (2003), que consiste na aplicação do teste LM com a adição de duas quebras estruturais. Os resultados são semelhantes aos de Corseuil, Gonzaga e Issler (1999) ao indicar uma alta persistência do desemprego nas regiões metropolitanas do Brasil. Concluem que, com exceção do Rio de Janeiro, o fenômeno de histerese consegue explicar melhor o comportamento do desemprego regional e que, com relação à possibilidade de convergência, São Paulo, Belo Horizonte, Salvador e Recife apresentaram convergência em suas taxas de desemprego.

No entanto, nenhum desses trabalhos abrange a totalidade dos estados brasileiros. Tanto Corseuil, Gonzaga e Issler (1999) como Gomes e Silva (2007) utilizam a PME, que abrange apenas seis regiões metropolitanas do Brasil. A extensão para as demais

localidades brasileiras se torna uma tarefa árdua para os pesquisadores, visto a limitação das estatísticas de desemprego no Brasil.

Na tentativa de superar essa limitação de séries históricas e expandir a análise para todo o território nacional, Oliveira e Carneiro (2001) utilizaram os dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) trabalhando com dados de emprego e não desemprego. Assim, os autores investigam as flutuações do emprego entre os estados brasileiros em relação ao agregado brasileiro. Utilizam a metodologia de co-integração de Engle e Granger (1987) e um modelo de correção de erros irrestrito. Os resultados mostram que para a maioria dos estados, a flutuação do emprego é pouco sensível às variações do emprego nacional, apenas Amazonas, Mato Grosso e Sergipe apresentaram alta sensibilidade. Não obstante a maioria dos estados apresenta uma relação estável entre suas taxas de emprego, seis estados não estabeleceram um equilíbrio de longo prazo e apenas o estado de Alagoas não apresentou resultados coincidentes (OLIVEIRA e CARNEIRO, 2001).

A análise a partir da série de emprego, apesar de válida para um melhor entendimento das dinâmicas regionais, pouco esclarece sobre o problema do desemprego. O comportamento da série de emprego nem sempre tem seu correspondente sobre a série de desemprego. Conforme a teoria compensatória de Marston (1985), por exemplo, uma região pode se apresentar bastante dinâmica na geração de empregos, entretanto possuir elevado e persistente índice de desemprego, uma vez que as amenidades locais geram uma alta atratividade dos trabalhadores a esta região.

Uma tentativa de captar as diferenças nas taxas de desemprego entre os estados brasileiros ocorre no trabalho desenvolvido por FRAGA e DIAS (2007), que se utilizam do aparato teórico de Marston (1985) dando especial enfoque a questão da diferença de escolaridade dos desempregados. Além do aspecto do capital humano, o modelo acrescenta outros aspectos considerados específicos dos estados, sendo: 1) a estrutura produtiva, medida pelo PIB de cada setor de atividade econômica; 2) os salários médios reais por hora; e 3) o índice de Gini para captar as distorções na distribuição de renda de determinada região.

Os dados utilizados foram retirados da PNAD e do IPEADATA para os anos de 1995 a 2003. As estimativas realizadas por painéis dinâmicos mostraram que quanto maior forem os salários maior será a taxa de desemprego, concomitantemente, uma melhor distribuição da renda também gera um efeito de atração, aumentando assim o nível de

desocupação na região. Com relação a escolaridade, esta obteve uma relação não-linear com a taxa de desemprego, tendo o formato de U invertido. Para níveis de escolaridade abaixo de 4,15 anos de estudo a relação com o desemprego foi positiva, já os indivíduos com média de estudo acima de 4,15 anos observou-se um efeito negativo com uma defasagem de três anos. Dessa forma, Fraga e Dias (2007) concluem que políticas de combate ao desemprego devem focar na continuidade da educação dos desempregados, sendo que os impactos deste tipo de política levam em média três anos para terem efeitos sobre a taxa de desemprego estadual.

Ainda no que tange a mensuração das amenidades locais, um importante trabalho foi realizado por ROCHA e MAGALHÃES (2011a) com o objetivo de inferir sobre a influência das amenidades naturais nas escolhas locacionais dos trabalhadores de nove regiões metropolitanas, sendo: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre. A base de dados utilizada contou com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o Instituto Nacional de Meteorologia e o Centro de Previsão do Tempo e Estudos Climáticos (CPTEC). Os autores partem do pressuposto que os consumidores ao escolherem o seu imóvel em que vão residir estão escolhendo simultaneamente um conjunto de amenidades, as quais estarão embutidas no preço do imóvel. Já a escolha locacional dos trabalhadores depende, entre outros fatores, dos atributos locacionais e também do salário pago em determinada região. Assim, unindo os dois mercados (de habitação e de trabalho), obtiveram um indicador que mensura o valor que as pessoas estão propensas a pagar pelas amenidades.

Dessa forma, ROCHA e MAGALHÃES (2011a) construíram três modelos, em que o primeiro inclui apenas atributos climáticos, geográficos e de poluição do ar; ao segundo acrescentam a latitude; e no terceiro modelo foi adicionado a densidade demográfica. Essas modelos foram estimados a partir da equação hedônica dos salários e da equação hedônica dos aluguéis.

Entre os principais resultados, pode-se citar uma maior preferência dos trabalhadores por regiões próximas à costa, com maiores índices médios de precipitação anual, em regiões mais úmidas e preferência por temperaturas mais amenas, visto que o diferencial de salário com relação a variável temperatura média do mês de janeiro apresentou sinal negativo, enquanto que a variável temperatura média de julho teve impacto positivo.

Uma vez que janeiro representa o mês mais quente do ano e julho o mês mais frio, esse resultado mostra que os trabalhadores evitam temperaturas extremas.

ROCHA e MAGALHÃES (2011b) realizam um estudo com o mesmo objetivo de analisar a propensão marginal do trabalhador a pagar pelas amenidades, só que utilizando da abordagem de escolha discreta para a valoração das amenidades. Uma das diferenças com relação a abordagem hedônica é que a metodologia de escolha discreta requer que a função de utilidade seja especificada. Esta foi construída considerando que para um determinado trabalhador que mora em certa região a sua função consumo será obtida pela diferença entre a renda do trabalho e o preço do aluguel, a qual representa o gasto com outros bens que não seja a habitação, considera que existem custos relacionados a migração, que não se pode observar e mensurar todos os atributos dos imóveis e que os trabalhadores têm preferências heterogêneas.

Os resultados apontaram mais uma vez que Regiões Metropolitanas próximas ao mar, com baixo nível de poluição, baixo índice de precipitação anual, com menores temperaturas no mês de janeiro e com maiores temperaturas no mês de julho são preferidas para morar pela média dos trabalhadores. *“Além disso, os resultados sugerem que as RMs com os maiores índice de desenvolvimento humano apresentam vantagens aglomerativas com relação às demais Regiões Metropolitanas. Também, foram encontradas evidências de que a densidade demográfica atua como uma amenidade para os trabalhadores”* (ROCHA e MAGALHÃES, 2011b, p.85).

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1. BASE DE DADOS**

Os testes foram estimados a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A preferência por esta fonte de dado se justifica pela sua abrangência geográfica, que disponibiliza informações para todos os estados brasileiros. Além disso, sua escolha também é uma forma de contrapor os trabalhos sobre o tema realizados no Brasil que utilizam a PME, que permite um acompanhamento conjuntural do mercado de trabalho, mas apenas para seis regiões metropolitanas do Brasil.

De acordo com o IBGE, a PNAD foi implantada no Brasil para suprir a falta de informações básicas sobre a população no período intercensitário. Tem como objetivo investigar diversas características socioeconômicas e demográficas, tais como características gerais da população, educação, trabalho, rendimentos, característica dos domicílios, além de temas que são incluídos na pesquisa, pelo suplemento, que tem periodicidade variável e que abrangem temas diversos como, migração, nutrição, saúde, fecundidade, transferências de renda, entre outros.

A publicação da PNAD tem periodicidade anual, sendo realizada neste formato desde 1971. No entanto, nos anos de realização do Censo Demográfico, a pesquisa não é realizada. Dessa forma, a pesquisa atualmente abrange os anos 1971 a 2009, com exceção dos anos de 1970, 1980, 1991, 1994 e 2000, contando com uma série histórica de 33 anos.

Apesar da existência de uma série histórica ocorreram mudanças de cunho conceitual e metodológico na aplicação da pesquisa que em alguns pontos tornaram a série incomparável. Isto ocorre com a parte de mercado de trabalho que tem uma ruptura na pesquisa realizada de 1971 a 1990 e a que se segue de 1992 em diante. A mudança ocorre devido a ampliação do conceito de trabalho ocorrida nos anos 90 seguindo as recomendações da Organização Internacional do Trabalho (OIT).

Até o final da década de 80 a mensuração da população ocupada abrangia as pessoas inseridas em atividades remuneradas, ou que realizassem trabalho de maneira habitual e com uma jornada igual ou superior a 15 horas. No novo conceito de trabalho introduzido no início dos anos 90, são considerados os trabalhos remunerados, assim como os sem remuneração, na produção para o consumo e construção próprios, e na jornada de trabalho o número mínimo de horas de trabalho requeridas passa de 15 para 1 hora. Essa mudança de conceito mensurou de forma mais precisa a situação dos indivíduos em relação ao mercado de trabalho, aumentando consideravelmente o tamanho da População Economicamente Ativa calculada, assim como o contingente de desempregados.

Devido a essas mudanças metodológicas optou-se por trabalhar com os microdados da pesquisa de 1992 em diante, contando assim com uma série histórica de dezesseis anos, visto que 1994 a pesquisa não foi a campo e em 2000 teve-se a realização do Censo Demográfico. Procurando-se obter uma maior eficiência e possibilitar o uso de modelos

estatísticos de séries temporais, os dados da taxa de desemprego para estes anos faltantes foram imputados. Como critério para a imputação utilizou-se a média aritmética simples dos dois meses adjacentes tanto anteriores quanto posteriores aos anos faltantes.

A PNAD é realizada por meio de uma amostra probabilística dos domicílios. A expansão da amostra utiliza como estimador a projeção da população residente, segundo o tipo de área. Dessa forma, os cálculos foram elaborados ponderando-se a cada observação o seu respectivo peso. Além disso, como o objeto de estudo é o desemprego, os indivíduos foram filtrados, ficando limitados a 15 anos ou mais de idade. A Tabela 1 apresenta a amostra total da População em Idade Ativa (PIA) e a PEA de 1992 a 2009 e sua respectiva expansão na população.

Tabela 1 – Amostra e expansão para população da População em Idade Ativa e População Economicamente Ativa na PNAD, Brasil, 1992 a 2009.

Ano	PIA amostra	PIA população	PEA amostra	PEA população
1992	209.809	96.625.507	143.261	66.143.980
1993	213.935	98.517.026	145.204	67.169.406
1995	226.362	103.326.410	154.134	70.538.694
1996	227.566	106.169.456	150.109	70.190.573
1997	209.521	94.825.318	136.960	62.045.612
1998	240.815	110.722.726	161.002	74.070.248
1999	248.012	113.081.110	167.809	76.497.398
2001	269.175	122.124.878	180.264	81.852.979
2002	276.340	125.058.882	187.468	84.837.082
2003	278.240	128.066.794	188.588	86.874.777
2004	289.116	132.395.683	198.588	90.760.836
2005	297.539	135.057.340	206.637	93.674.710
2006	301.443	137.632.069	207.686	94.964.947
2007	296.036	140.124.461	203.071	96.075.361
2008	293.717	142.998.610	201.321	98.027.230
2009	300.795	145.385.375	206.806	99.681.978

Fonte: IBGE – PNAD 1992 a 2009. Elaboração própria.

Outra ressalva que precisa ser mencionada com respeito a mudança metodológica da pesquisa, diz respeito a área rural da região Norte do país. Somente a partir de 2004 é que a PNAD alcançou a cobertura completa do território nacional; os anos anteriores tinham abrangência nacional, mas não contemplavam a área rural dos estados do Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia e Roraima. No entanto, a Tabela B.1 do apêndice mostra que a retirada dessas áreas para tornar a série compatível não apresentou

mudanças significativas, portanto optou-se pela não retirada dessas áreas, sabendo apenas que os anos anteriores dizem respeito apenas à área urbana do estado.

Com relação à definição das variáveis, considerou-se como PIA os indivíduos com 15 anos ou mais de idade. Dentro destas, está a parcela da PEA que são todas as pessoas ocupadas mais as desocupadas no período de referência da pesquisa. As pessoas ocupadas são aquelas que exerceram algum tipo de trabalho, já as desocupadas abrangem os indivíduos que estão sem trabalho e que tomaram alguma providência para procurar emprego no período de referência. Com essas variáveis podemos calcular a taxa de desemprego que consiste na razão entre as pessoas desocupadas e a população economicamente ativa.

### 3.2. ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA

Uma das questões centrais no debate do crescimento econômico tem sido a noção de convergência. A ideia básica é que economias inicialmente pobres, distantes do seu estado estacionário, tenderiam a crescer mais rápido que as economias ricas.

Essa dinâmica deriva do modelo neoclássico de crescimento de longo prazo de Solow (1956). Dada uma função de produção Cobb-Douglas, com rendimentos de escala constantes e rendimentos decrescentes dos fatores de produção, do tipo:

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}; \quad 0 < \alpha < 1 \quad (3.1)$$

em que,  $Y$  é o produto,  $K$  o capital,  $L$  o trabalho e  $A$  o progresso tecnológico, todos em função do tempo ( $t$ ). Nas economias mais ricas, como já têm um acúmulo grande de capital, o rendimento deste tende a diminuir, dada a hipótese de rendimentos decrescentes. Por outro lado, nas economias menos desenvolvidas, o rendimento do capital é mais alto, o que induz os agentes a investirem mais. Dessa forma, o modelo mostra que, independentemente do ponto de partida, as economias convergirão no longo

prazo para um estado de crescimento estacionário<sup>8</sup>, em que se atinge o ponto de nível ótimo e único de estoque de capital por trabalho eficiente ( $K^*$ ). Este nível é dado por<sup>9</sup>:

$$k^* = \left( \frac{s}{\alpha + n + \delta} \right)^{1/(1-\alpha)} \quad (3.2)$$

Pela equação 3.2, observa-se que a convergência das economias para o mesmo estado de equilíbrio no longo prazo, requer que estas tenham o mesmo nível tecnológico e os mesmos aspectos institucionais. A ideia de que as economias mais pobres crescerão mais rápido que as economias mais ricas, significa que há uma correlação negativa entre o nível de renda inicial e a taxa de crescimento (ISLAM, 2003). Assim, ao longo do tempo ocorrerá uma diminuição do hiato existente entre as economias, o que se traduz em um processo de *catching up* por parte das economias menos desenvolvidas. Essa relação é denominada de  $\beta$  – convergência absoluta ou incondicional.

No entanto, o modelo de Solow também considera que os países podem atingir diferentes estados estacionários. Neste caso, a hipótese de que as economias são homogêneas é relaxada.

A ideia de convergência neste caso é que uma economia crescerá mais rápido quanto mais afastada estiver do seu nível de estado estacionário. Esta definição é denominada de  $\beta$  – convergência condicional.

Surge desta definição a concepção de clubes de convergência, em que há um grupo de países homogêneos sendo conduzidos ao mesmo estado estacionário. BAUMOL (1986) constatou a existência de três grupos, o qual designou por economias de mercado industrializadas, economias planejadas e economias intermediárias, com cada grupo convergindo para um nível diferente de equilíbrio de longo prazo.

Alguns estudiosos apresentam uma visão oposta, considerando que existe divergência entre as economias no seu processo de desenvolvimento<sup>10</sup>. Neste caso, as desigualdades são consideradas inerentes ao sistema econômico e que sem intervenção do Estado as forças de mercado tenderiam a aumentar as desigualdades entre as regiões ao invés de

---

<sup>8</sup> O estado de crescimento estacionário, do inglês *steady-state*, é a situação em que todas as variáveis (estoque de capital, produto, consumo, investimento e poupança) assumem valor constante no tempo.

<sup>9</sup> Para detalhes do modelo de Solow e derivação do equilíbrio de longo prazo ver Apêndice C.

<sup>10</sup> A esse respeito ver Myrdal (1957); PERROUX, F. **A Economia do século XX**. Porto: Herder, 1967; HIRSCHAMN, A. **The strategy of economic development**. New Haven: Yale University Press, 1958; entre outros.



diminuí-las. Myrdal (1972), por exemplo, introduziu a premissa de que existe um processo de causalção circular cumulativo, em que uma mudança inicial no sistema provoca uma reação na mesma direção da alteração original, intensificando este movimento quer seja positivo ou negativo. Assim, as economias que conseguem operacionalizar um ciclo virtuoso de crescimento cumulativo distanciam-se das outras, criando pólos de concentração econômicos que atraem os recursos produtivos e crescem a taxas mais elevadas. O resultado final é então a divergência regional e o aumento das assimetrias (ANTUNES, 2004).

Existe uma vasta literatura que analisa a convergência entre os países, com foco principalmente na convergência dos rendimentos, do produto e de produtividade. Seguindo a sugestão de Quah (1996)<sup>11</sup>, assim como fez Bayer e Juessen (2006)<sup>12</sup>, vamos estender este conceito para outra área da economia, para o caso de disparidades no nível de desemprego dentro de um mesmo país.

Com relação aos estudos empíricos, as principais abordagens econométricas empregadas na análise de convergência se dão por corte transversal (cross-section), técnicas de séries temporais e regressão com dados em painel.

A maioria dos trabalhos utiliza a metodologia de corte transversal, em que examinam a relação entre a taxa de crescimento da variável em estudo ponderada no tempo e o seu valor inicial<sup>13</sup>. Segundo Islam (2003) a utilização dessa abordagem estava no fato de que os pesquisadores procuravam responder se as economias pobres estavam estreitando sua diferença com relação aos países ricos.

No entanto, esse método de estimação apresenta diversos problemas. Bernard e Durlauf (1995) mostram que o procedimento de corte transversal trabalha com a hipótese nula de que nenhum país está convergindo e com a hipótese alternativa que todos os países estão, o que deixa de considerar uma série de casos intermediários. Assim, no caso da convergência absoluta este método não seria um problema, mas no caso da

---

<sup>11</sup> “Certainly, understanding economic growth is important. But growth is only one of many different areas in economics where analyzing convergence sheds useful insight” (QUAH, 1996, p. 1354).

<sup>12</sup> O trabalho de Bayer e Juessen (2006) foi um dos primeiros a usar técnicas de análise de convergência para estudar a taxa de convergência do desemprego regional. O estudo foi aplicado para o caso da Alemanha, seguindo também a sugestão dado por Quah (1996).

<sup>13</sup> A metodologia de corte transversal é proposta por Barro e Sala-i-Martin (1991, 1992), que aplicam um modelo de mínimos quadrados ordinários da taxa de crescimento do PIB em relação ao logaritmo da renda *per capita* inicial.

convergência condicional este não seria válido (ISLAM, 2003). Quah (1993) aponta também o problema conhecido como a “Falácia de Galton”, que demonstra que o sinal negativo do coeficiente do nível inicial da variável nada pode concluir quanto a existência de convergência, podendo representar apenas um sintoma de regressão à média. Além disso, há críticas estatísticas com relação a multicolinearidade e erros de especificação, que afetam a robustez do coeficiente de convergência.

Em vista disso, surgiram outras formas alternativas para medir a convergência, entre elas a proposta de Bernard e Durlauf (1996) que utilizam uma definição alternativa para os testes de convergência baseados em técnicas de séries temporais.

Na primeira definição, denominada convergência no produto (*Convergence in output*), dois países  $i$  e  $j$  convergem se, no longo prazo, as suas previsões do produto ( $y$ ) forem iguais em determinado tempo  $t$ :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad (3.3)$$

sendo  $I_t$  a informação disponível no tempo  $t$ . Essa definição pergunta quando no longo prazo as previsões das diferenças no produto vão tender a zero, sendo compatível com a ideia de convergência incondicional. Para satisfazer a definição de convergência,  $(y_{i,t+k} - y_{j,t+k})$  tem que ser um processo estacionário de média zero. Se eles convergem, os produtos devem ser cointegrados, com vetor de cointegração  $[1, -1]$  (BERNARD e DURLAUF, 1996, p. 99).

Na segunda definição (*Common trends in output*), as economias não convergem para o mesmo ponto, mas possuem trajetórias comuns, com as previsões dos produtos sendo proporcionais no tempo  $t$ :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - \alpha y_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad (3.4)$$

Os países  $i$  e  $j$  possuem trajetórias comuns se a série dos seus produtos são cointegrados com vetor  $[1, -\alpha]$  (BERNARD e DURLAUF, 1996, p.100). Como essa definição considera que há uma trajetória comum, mas com magnitudes diferentes entre os países, isto é, eles caminham para diferentes estados estacionários, caracterizando-se como uma convergência condicional.

A análise de convergência utilizando séries temporais tem sido frequentemente implementada através de testes de raiz unitária. Se a série analisada possuir raiz unitária, significa que os choques têm caráter permanente, conhecido como fenômeno de

histerese e, portanto, não há convergência. O procedimento geralmente utiliza-se da metodologia do tipo Dickey-Fuller ou sua extensão Dickey-Fuller Aumentado, que consiste em estimar a seguinte regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO):

$$\Delta u_{i,t} = \phi + (\rho - 1)u_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta u_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.5)$$

Onde,  $u_{i,t}$  é a série em análise,  $\Delta$  é um operador de defasagens e  $\varepsilon_{i,t}$  é um ruído branco. Se houver presença de raiz unitária na série,  $\rho = 1$ , indicando que há divergência. A hipótese alternativa de que  $\rho < 1$ , implica que as séries são estacionárias. Para distinguir o processo de convergência como condicional ou incondicional, verifica-se o intercepto  $\phi$ . De acordo com Presman e Kelpfish (2007), a convergência incondicional caracteriza-se pelo intercepto igual a zero,  $\phi = 0$ . A convergência condicional é interpretada como uma série estacionária com o intercepto diferente de zero,  $\phi \neq 0$ .

A abordagem de séries temporais foi desenvolvida para a análise de base de dados em que as observações de séries de tempo são grandes, isto é,  $T \rightarrow \infty$ . Alguns trabalhos já mostraram que o teste de ADF tem pouco poder em distinguir raiz unitária da alternativa estacionária em séries de tempo finitas/pequenas<sup>14</sup>.

Recentemente, foram desenvolvidas metodologias de testes de raiz unitárias com dados em painel, que permitem que a série de tempo utilizada não seja tão grande. Segundo Barbieri (2006) as vantagens na utilização de painel está em poder agrupar dados dos indivíduos de modo que não haja a necessidade de possuir uma extensão de dados de tempo tão grande, sendo mais compatível com a maioria dos dados disponíveis, além disso, possui um maior poder de teste em relação as metodologias de séries temporais e se ajusta melhor à proposta de estudos de convergência, uma vez que passam a ser estudados de forma agregada em vez de se analisar cada série de tempo individualmente.

Dessa forma, como a série de tempo utilizada neste trabalho caracteriza-se como uma série de tempo pequena, sendo  $T = 18$ , optou-se por aplicar testes de raiz unitária em painel a fim de gerar resultados mais robustos.

---

<sup>14</sup> Ver a esse respeito: MADALLA, G. S.; KIM, I. M. Unit Roots, Cointegration and Structural Change, Cambridge University Press, Cambridge, 1998.; CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomics should know about unit roots. In: NBER Macroeconomics Annual 1991, MIT Press, vol. 6, jan. 1991, p. 141-220. Disponível em: <http://www.nber.org/chapters/c10983.pdf>.

A abordagem por dados em painéis consiste em agrupar os dados (*pooling data*), e no caso de um modelo AR(1) a regressão pode ser especificada como:

$$\Delta u_{i,t} = \rho_i u_{i,t-1} + z'_{i,t} \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3.6)$$

$$\varepsilon_{i,t} = (1 - \rho) \eta_i + v_{i,t} \quad (3.7)$$

Em que,  $i = 1, \dots, N$ ;  $t = 1, \dots, T$ ,  $u_{i,t}$  é a variável a ser analisada,  $\Delta$  é um operador de defasagens e  $z'_{i,t} \gamma_i$  é o componente determinístico, que pode ser zero, ou especificar uma constante, representando os efeitos fixos ou a tendência na regressão. Considera-se o termo  $\varepsilon_{i,t}$  como o termo de erro estacionário, que no modelo em painel é acrescido o efeito específico não observado do indivíduo ( $\eta_i$ ). Assim, a alternativa  $H_0$ , implica o caso extremo em que toda a persistência é causada pelo mecanismo autorregressivo, isto é, não há efeito específico não observado do indivíduo, sendo  $\rho = 1 \rightarrow (1 - \rho) \eta_i = 0$ .

Existe uma variedade de metodologias para a análise de raiz unitária com dados em painel, a escolha do teste a ser utilizado deve levar em conta os pressupostos feitos nos limites assintóticos do modelo dadas as especificidades da série de dados utilizada. No presente estudo, visto possuir uma série com  $T=18$  e  $N=27$ , optar-se-á por modelos que assumem o limite assintótico de  $N$  e  $T$  como sendo fixos ou com  $T$  fixos e  $N$  tendendo ao infinito.

O modelo de Breitung e Meyer desenvolvido em 1994 permite a existência de um grande número de dados de corte transversal, com  $N \rightarrow \infty$ , com uma dimensão temporal fixa. Dessa forma, o modelo é apropriado para o caso de painéis com grande dimensão individual, mas com pequena série temporal ( $T < 25$ ).

De acordo com Nickell (1981) o teste de raiz unitária com dados em painel feitas por MQO, gera estimativas viesadas quando  $T$  é considerado fixo. O viés ocorre sobre a hipótese alternativa ( $\rho < 1$ ), o qual a estimativa produzida por MQO é tendenciosa contra  $\rho=1$ . O viés acontece porque a correlação entre  $u_{i,t-1}$  e  $\varepsilon_{i,t}$  não é zero, sendo que quanto maior for a variância de  $\eta_i$  sobre a variância de  $v_{i,t}$ , maior será o viés (NICKELL, 1981).

Devido à perda de poder do estimador de MQO em rejeitar  $\rho=1$ , Breitung e Meyer (1994) propuseram um teste alternativo em que o estimador de MQO tem um viés assintótico independente da variância dos efeitos individuais. Trabalham com a hipótese de que os coeficientes autorregressivos são homogêneos entre os indivíduos,  $\rho_i = \rho$

para todo  $i$ . Considerando um modelo  $AR(1)^{15}$ , o procedimento de Breitung e Meyer (1994) consiste em retirar de ambos os lados da equação a primeira observação ( $u_{i,0}$ ).

$$u_{i,t} - u_{i,0} = \rho(u_{i,t-1} - u_{i,0}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3.8)$$

$$\varepsilon_{i,t} = v_{i,t} - (1 - \rho)(u_{i,0} - \eta_i) \quad (3.9)$$

Dessa forma, os efeitos individuais são eliminados ao deduzir a primeira observação de cada dado de corte transversal e o termo é incorporado ao termo de erro específico de cada região. Segundo Bond et al. (2002), sobre  $H_1: \rho < 1$ , o estimador MQO continua sendo viesado, no entanto, o viés assintótico é dado por:

$$\rho \lim_{N \rightarrow \infty} \hat{\rho}_{BM} = \frac{\rho + 1}{2}, \quad (3.10)$$

não sendo uma função de  $\eta_i$ . Assim, o teste não depende da variância dos termos de erro e, portanto, não é afetado pela heterogeneidade individual.

Similarmente, Harris – Tzavalis (HT) (1999) derivaram o viés assintótico e a variância entre os estimadores dentro do grupo e propõem um teste para a hipótese nula de raiz unitária baseado na correção do viés das estimativas. Este também assume a hipótese de que os coeficientes autorregressivos são homogêneos entre os indivíduos, considerando  $\rho_i = \rho$  para todo  $i$ .

Para estimar a equação (3.6), o teste de HT considera que sobre a hipótese nula, o estimador de MQO com variável dummy (LSDV<sup>16</sup>) possui distribuição normal e segue a seguinte forma no caso de possuir apenas efeitos fixos:

$$\sqrt{N} \left( \rho - 1 + \frac{3}{T+1} \right) \rightarrow N \left( 0, \frac{3(17T^2 - 20T + 17)}{5(T-1)(T+1)^3} \right) \quad (3.11)$$

Se for adicionado o termo de tendência, então:

---

<sup>15</sup> O modelo pode ser facilmente generalizado para equações do tipo  $AR(p)$ . Neste caso, retira-se  $u_{i,t-1}$  de ambos os lados da equação e obtemos um painel equivalente ao teste ADF, em que pode ser incluindo também uma tendência:

$$\Delta u_{i,t} = \alpha_1^* u_{i,t-1} + \phi_t + \sum_{j=1}^{p+1} \alpha_j^* \Delta u_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

sendo,  $\alpha_1^* = (\alpha - 1) = 0$ . Para o teste, corrige-se os efeitos fixos subtraindo a observação inicial do termo de defasagem:

$$\Delta u_{i,t} = \tilde{\alpha}_1^* (u_{i,t-1} - u_{i,0}) + \phi_t + \sum_{j=1}^{p+1} \tilde{\alpha}_j^* \Delta u_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

Para mais detalhes consultar BREITUNG, J. (2000).

<sup>16</sup> Do inglês, *Least Square Dummy Variable*.

$$\sqrt{N} \left( \rho - 1 + \frac{15}{2(T+2)} \right) \rightarrow N \left( 0, \frac{15(193T^2 - 728T + 1147)}{112(T-2)(T+2)^3} \right) \quad (3.12)$$

A principal vantagem deste teste está na hipótese feita de que a dimensão temporal é fixa, deixando que  $N$  tenda ao infinito. No entanto, o teste possui um sério problema, uma vez que o ajustamento do viés depende crucialmente de que os erros  $(\varepsilon_{i,t})$  não sejam homocedásticos. Se esse pressuposto for violado o teste de raiz unitária de HT pode sofrer séria distorção.

Outra limitação que envolve tanto o modelo de HT quanto o de Breitung e Meyer está em assumir que os parâmetros autorregressivos são idênticos no painel. Um teste alternativo que permite que  $\rho_i$  seja diferente entre os dados transversais, foi desenvolvido por Im, Pesaran e Shin (2003) (IPS).

A proposta do teste IPS consiste em calcular separadamente a presença de raiz unitária para cada um dos dados de corte transversal através da estatística que foi chamada de  $t$ -bar. Esta nada mais é que uma média das estatísticas individuais do teste de ADF ( $t_{iT}$ ).

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT} \quad (3.13)$$

Os valores da estatística  $t$ -bar foram computados pelo método de Monte Carlo e tabelados. No entanto, os valores de  $t$ -bar variam de acordo com o número de *lags* incluídas na regressão ADF. O modelo também permite correlação serial dos resíduos, heterogeneidade e variância do erro entre os grupos (IM, PESARAN e SHIN, 2003).

A hipótese nula a ser testada pelo modelo é:

$$H_0: \rho_i = 0 \text{ para todo } i$$

contra a hipótese alternativa de que:

$$H_1: \rho_i < 0, i = 1, 2, \dots, N_i; \rho_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N.$$

Essa formulação das hipóteses aceita que  $\rho_i$  se diferencie entre os grupos, permitindo que alguns indivíduos da série tenham raiz unitária, mas não todos, sob a hipótese alternativa. No entanto, a análise dos resultados precisa ser feita com alguma cautela, pois, dada a heterogeneidade da hipótese alternativa, a rejeição da hipótese nula não implica necessariamente que a presença de raiz unitária foi rejeitada para todos os  $i$ , apenas mostra que a hipótese nula foi rejeitada para  $N_i < N$  indivíduos, isto é,  $\lim_{N \rightarrow \infty} (N_1/N) = \delta, 0 < \delta \leq 1$ . O teste não fornece nenhuma orientação da

magnitude de  $\delta$ , ou da identidade particular de determinado  $i$ , em que a hipótese nula é rejeitada.

Im, Pesaran e Shin (2002) mostram que quando não há correlação serial entre os dados, o teste t-bar apresentou boa performance mesmo em séries de tempo pequenas, com  $T = 10$ . Já na existência de correlação serial o teste necessita que tanto  $N$  como  $T$  sejam grandes.

Os três testes de raiz unitária em painel apresentados possuem características em seus limites assintóticos compatíveis com a série de desemprego deste trabalho. Assim, empregar-se-á os testes de Breitung e Meyer (1994), HT (1999) e IPS (2002) para identificar se existe convergência nas taxas de desemprego dos estados brasileiros.

No caso de ser comprovada a existência de convergência, resta saber se está é condicional ou incondicional. Tal análise será feita pela estimação do modelo autoregressivo de efeitos fixos – AR(1), dado por:

$$u_{i,t} = \phi_i + \rho_i u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.14)$$

Para distinguir o processo de convergência como condicional ou incondicional, verificamos o intercepto  $\phi$ . A convergência incondicional, compatível com a ideia de abordagem de desequilíbrio de Marston (1995), caracteriza-se pelo intercepto igual a zero,  $\phi = 0$ . No caso da convergência condicional, ou abordagem de equilíbrio, a série estacionária apresenta intercepto diferente de zero,  $\phi \neq 0$ .

Em resumo, os testes empregados permitem identificar três condições possíveis entre as séries de desemprego regional, sendo:

Convergência incondicional	Convergência condicional	Divergência
$\rho < 1, \phi = 0$	$\rho < 1, \phi \neq 0$	$\rho = 1$

## **4. RESULTADOS DA ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA**

### **4.1. ANÁLISE PRELIMINAR**

Através dos microdados da PNAD obtiveram-se os seguintes indicadores: 1) Taxa de desemprego, definido como as pessoas com 15 anos ou mais de idade que não estavam trabalhando, mas procuraram emprego na semana de referência da pesquisa; 2) Taxa de participação das pessoas de 15 anos ou mais de idade, sendo a razão da população economicamente ativa sobre a população em idade ativa; 3) por fim, a população ocupada, referente às pessoas de 15 anos ou mais de idade ocupadas na semana de referência da pesquisa, sendo possível através deste observar o crescimento do número de empregos.

A Tabela 2 mostra estes indicadores como uma média para o período de 1992 a 1999 e a Tabela 3 para o período de 2001 a 2009, ambos para o Brasil e por Unidades da Federação. Com relação ao desemprego, observa-se que os estados com as maiores taxas durante o período de 1992 a 1999, como Amazonas (14,1%), Distrito Federal (10,5%), Alagoas (9,8%), Amapá (9,7%), São Paulo (9,4%) e Rio de Janeiro (8,7%), continuam a apresentar elevadas taxas de desemprego no período de 2001 a 2009. Do mesmo modo, os estados com as menores taxas de desemprego em 1992 a 1999 são os mesmos no período de 2001 a 2009, com destaque para Santa Catarina, Piauí e Tocantins. Além disso, os baixos valores do desvio padrão mostram que não há grande variabilidade dos dados no período. Tais fatos indicam a existência de um diferencial persistente entre os estados ao longo do tempo.

As diferenças poderiam ser decorrentes de um maior dinamismo de uma região em relação a outra ou por escolha da população em participar ou não da força de trabalho. No entanto, os dados de crescimento do emprego mostram que não há um padrão de relação deste com o desemprego. Entre as regiões mais dinâmicas encontram-se estados com altas e persistentes taxas de desemprego, como São Paulo, Rio de Janeiro e Bahia, assim como regiões com baixas taxas de desemprego, por exemplo, Paraná e Santa Catarina.



Tabela 2 – Estatísticas sumário da taxa de desemprego, taxa de participação e crescimento do emprego no período de 1992 a 1999, Brasil e Unidades da Federação.

Brasil e Unidades da Federação	Taxa de Desemprego <sup>1</sup>					Taxa de participação <sup>2</sup>					Geração de emprego <sup>4</sup>					Taxa de crescimento	
	Mín.	Max.	Média	Desv. Padrão	Desv. Padrão	Mín.	Max.	Média	Desv. Padrão	Desv. Padrão	Mín.	Max.	Crescimento absoluto <sup>4</sup>	anual <sup>3</sup>	Desv. Padrão		
Brasil	6,0	9,6	7,4	1,5	1,5	65,4	68,4	67,3	1,2	1,2	-8.476.884	10.510.212	7.242.464	1,6	6.148.415		
Acre	7,8	10,6	8,6	1,1	1,1	63,1	71,9	67,8	2,7	2,7	-20.724	32.610	29.847	3,6	16.990		
Alagoas	7,8	13,8	9,8	2,3	2,3	57,0	65,4	61,1	3,2	3,2	-132.081	165.126	4.499	0,1	103.889		
Amazônia	4,8	14,4	9,7	3,3	3,3	56,9	67,2	61,5	3,1	3,1	3.614	12.385	46.752	6,7	3.885		
Amazonas	10,1	18,7	14,1	3,6	3,6	61,5	70,3	64,9	3,6	3,6	-98.281	83.251	87.000	2,1	67.329		
Bahia	6,6	9,3	7,7	0,9	0,9	64,3	69,7	67,5	2,0	2,0	-469.028	801.739	708.693	2,0	447.535		
Ceará	4,6	6,6	5,6	0,9	0,9	65,5	70,7	68,1	1,7	1,7	-356.474	515.128	386.290	2,0	294.843		
Distrito Federal	7,9	14,8	10,5	2,6	2,6	65,2	70,4	67,8	1,7	1,7	-42.351	138.245	128.754	2,4	66.339		
Espírito Santo	4,5	8,3	6,3	1,2	1,2	67,4	73,3	70,1	2,0	2,0	-182.630	221.521	141.580	1,6	130.570		
Goiás	4,8	8,5	6,6	1,2	1,2	68,2	72,1	69,8	1,5	1,5	-117.335	356.094	281.776	2,0	165.720		
Maranhão	2,9	4,6	3,5	0,6	0,6	73,4	77,3	75,0	1,2	1,2	-308.646	454.176	363.844	2,4	245.573		
Mato Grosso	4,1	7,2	5,8	1,1	1,1	68,4	74,0	71,7	2,3	2,3	-163.873	228.395	193.535	2,7	124.235		
Mato Grosso do Sul	4,5	9,4	7,1	2,1	2,1	71,3	73,0	72,0	0,7	0,7	-130.030	164.708	110.953	1,8	95.734		
Minas Gerais	4,5	8,6	6,3	1,5	1,5	66,6	69,8	68,4	1,4	1,4	-836.720	923.158	844.529	1,6	584.586		
Pará	7,4	10,3	8,5	1,1	1,1	62,6	67,0	65,8	1,8	1,8	-194.538	304.741	249.095	3,3	160.449		
Paraná	2,6	8,0	5,2	1,9	1,9	61,0	64,7	63,7	1,3	1,3	-151.724	156.239	112.117	1,2	106.325		
Pernambuco	4,5	9,0	6,3	1,6	1,6	68,8	73,0	70,9	1,3	1,3	-555.078	775.020	392.493	1,4	430.169		
Piauí	5,9	10,3	8,2	1,4	1,4	62,6	66,3	64,3	1,4	1,4	-431.309	488.089	153.876	0,8	292.341		
Rio de Janeiro	2,5	4,9	3,5	0,9	0,9	66,8	73,7	69,3	2,5	2,5	-193.373	185.158	280.192	3,6	140.622		
Rio Grande do Norte	6,8	11,2	8,7	1,8	1,8	58,5	61,6	60,6	1,1	1,1	-774.211	708.244	275.794	0,7	486.045		
Rio Grande do Sul	6,0	9,1	7,5	1,2	1,2	59,7	66,7	62,8	2,6	2,6	-198.315	185.801	56.648	0,8	134.917		
Roraima	3,8	7,5	5,8	1,5	1,5	71,9	76,2	73,6	1,8	1,8	-602.896	681.443	147.188	0,4	408.857		
Santa Catarina	5,3	8,8	6,6	1,1	1,1	64,6	71,8	68,6	2,4	2,4	-51.359	74.243	63.664	2,8	41.028		
São Paulo	2,9	7,1	4,7	1,7	1,7	63,2	78,7	70,1	5,2	5,2	-19.475	12.912	20.734	4,3	12.103		
Sergipe	6,4	10,3	8,2	1,4	1,4	69,9	74,9	72,6	1,8	1,8	-350.701	430.694	337.003	2,1	263.064		
Tocantins	7,1	12,4	9,4	2,2	2,2	65,7	69,5	68,0	0,9	0,9	-1.940.266	2.171.457	1.593.697	1,6	1.336.709		
	3,5	7,5	5,1	1,3	1,3	67,9	73,0	71,2	1,8	1,8	-60.338	114.405	124.265	4,1	57.073		

<sup>1</sup>Taxa de desemprego: Pessoas com 15 anos ou mais de idade que não estavam trabalhando mas procuraram emprego na semana de referência.

<sup>2</sup>Taxa de participação: Percentual da população economicamente ativa sobre a população em idade ativa (15 anos ou mais de idade).

<sup>3</sup>A taxa de crescimento do emprego se refere ao percentual médio de crescimento anual

<sup>4</sup>A variação absoluta do emprego é dado pelo total de pessoas empregadas no ano final menos o total de pessoas empregadas no ano inicial.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – IBGE.  
Elaboração própria.

Tabela 3 – Estatísticas sumário da taxa de desemprego, taxa de participação e crescimento do emprego no período de 2001 a 2009, Brasil e Unidades da Federação.

Brasil e Unidades da Federação	Taxa de Desemprego <sup>1</sup>				Taxa de participação <sup>2</sup>				Geração de emprego <sup>4</sup>				
	Min.	Max.	Média	Desv. Padrão	Min.	Max.	Média	Desv. Padrão	Min.	Max.	Crescimento absoluto <sup>4</sup>	Taxa de crescimento anual <sup>3</sup>	Desv. Padrão
Brasil	7,1	9,7	8,7	0,8	67,0	69,3	68,4	0,7	355.464	5.063.536	17.224.648	2,6	1.484.588
Acre	4,2	8,8	6,5	1,3	65,6	72,9	69,9	2,4	-4.225	94.059	154.713	8,8	30.433
Alagoas	7,0	11,3	8,9	1,4	59,6	64,0	61,4	1,6	-33.408	147.755	127.178	1,4	52.811
Amazônia	6,3	19,5	13,6	3,8	52,0	69,9	63,7	5,5	-8.866	25.012	103.812	7,1	10.837
Amazonas	8,5	15,3	10,8	2,0	61,0	70,2	65,7	2,7	-42.452	344.980	635.421	7,6	112.021
Bahia	9,1	10,7	9,8	0,5	66,3	70,3	68,9	1,3	25.647	371.797	1.408.768	2,9	131.182
Ceará	6,3	8,2	7,5	0,6	66,6	69,2	67,8	0,8	19.969	203.266	791.956	2,8	72.212
Distrito Federal	11,0	14,4	12,7	1,4	68,2	71,9	70,1	1,2	10.729	90.306	295.337	3,5	28.705
Espírito Santo	5,7	10,2	8,3	1,5	70,0	72,0	71,1	0,7	-68.183	113.081	296.575	2,4	52.969
Goiás	6,5	9,2	7,5	0,8	68,8	72,4	70,4	1,3	6.582	221.553	624.634	3,0	68.389
Maranhão	5,4	7,3	6,5	0,7	64,3	70,1	68,4	1,8	-73.017	135.406	273.310	1,4	79.085
Mato Grosso	5,6	8,3	6,6	1,0	70,1	74,0	71,6	1,3	-29.176	139.208	318.412	2,9	52.073
Mato Grosso do Sul	5,8	8,6	7,4	0,9	69,1	73,1	71,4	1,2	3.957	91.637	251.785	3,0	26.643
Minas Gerais	6,0	9,2	8,0	1,1	68,1	71,3	69,9	1,0	-13.103	418.912	2.044.085	2,8	151.185
Pará	5,4	10,1	7,9	1,7	64,8	70,4	67,8	1,8	-85.434	1.064.878	1.462.795	8,1	350.862
Paraná	6,8	9,4	8,0	0,8	59,0	66,2	62,6	2,4	-91.467	136.752	200.962	1,8	77.974
Paraná	4,5	7,6	6,3	0,9	71,2	72,9	72,0	0,6	-765	368.708	848.120	2,1	120.101
Pernambuco	9,7	12,2	10,8	0,9	61,6	65,8	64,4	1,2	-140.643	221.442	292.603	1,1	102.949
Piauí	3,9	5,8	4,7	0,8	66,5	74,4	72,1	2,4	-46.268	171.474	361.088	3,3	70.227
Rio de Janeiro	9,1	12,8	11,2	1,3	61,7	63,0	62,5	0,5	18.926	459.533	1.176.979	2,2	133.823
Rio Grande do Norte	6,7	10,6	8,7	1,3	57,8	66,9	63,2	3,2	-21.314	94.637	325.554	3,2	36.482
Rio Grande do Sul	5,5	7,0	6,3	0,5	71,3	73,6	72,6	0,8	20.618	332.784	517.096	1,2	95.152
Rondônia	4,4	9,0	6,6	1,5	66,9	72,9	70,9	1,9	-9.230	291.495	378.159	9,1	94.708
Roraima	5,4	12,6	8,8	2,2	60,5	76,7	70,1	5,3	-8.204	27.533	72.815	6,6	13.772
Santa Catarina	4,2	5,6	4,7	0,5	70,8	73,7	72,8	0,9	1.457	247.055	605.415	2,5	71.022
São Paulo	7,8	12,6	10,1	1,6	66,2	69,0	68,0	1,1	-137.248	1.472.133	3.354.062	2,3	447.686
Sergipe	8,0	12,3	10,4	1,4	65,7	71,6	68,2	1,8	-6.412	71.984	186.904	2,9	25.875
Tocantins	4,2	7,0	5,7	0,8	72,4	75,6	74,3	1,1	-4.930	49.330	116.114	2,4	21.215

<sup>1</sup>Taxa de desemprego: Pessoas com 15 anos ou mais de idade que não estavam trabalhando mas procuraram emprego na semana de referência.

<sup>2</sup>Taxa de participação: Percentual da população economicamente ativa sobre a população em idade ativa (15 anos ou mais de idade).

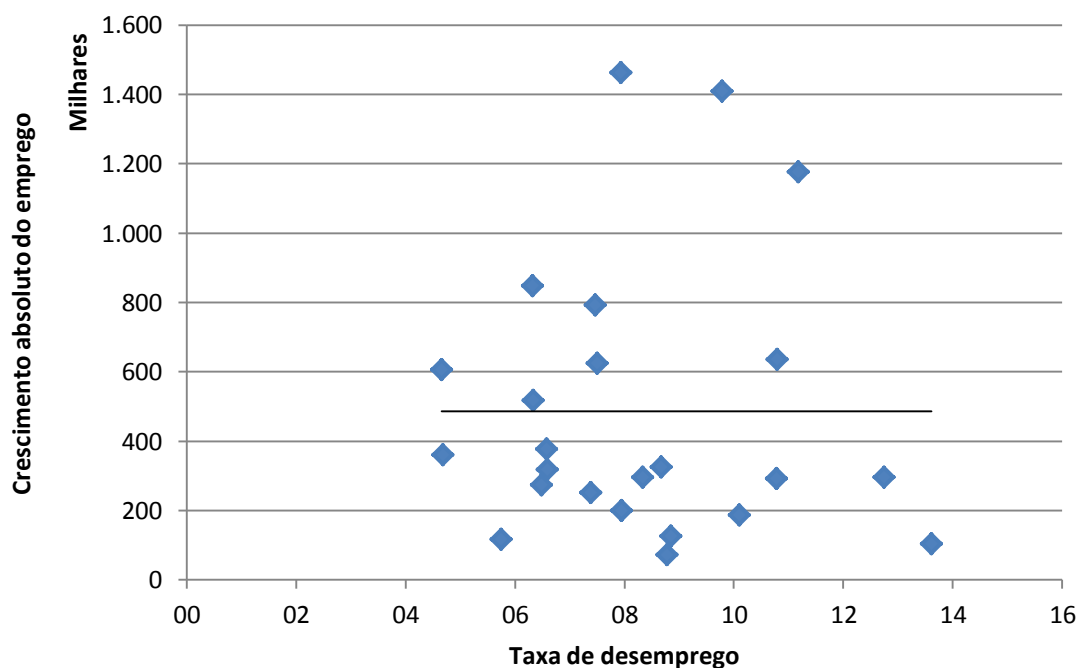
<sup>3</sup>A taxa de crescimento do emprego se refere ao percentual médio de crescimento anual

<sup>4</sup>A variação absoluta do emprego é dado pelo total de pessoas empregadas no ano final menos o total de pessoas empregadas no ano inicial.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – IBGE.  
Elaboração própria.

Retirando-se os estados de São Paulo e Minas Gerais por serem considerados *outliers*<sup>17</sup>, observa-se na Figura 1 a falta de relação entre geração de emprego e o desemprego, uma vez que possui uma linha de tendência praticamente horizontal. Por outro lado, a Figura 2, com uma linha de tendência negativamente inclinada, mostra uma relação negativa entre desemprego e a taxa de participação. Ao que tudo indica os indivíduos ao se depararem com a situação de elevado desemprego tendem a optar por deixar a força de trabalho.

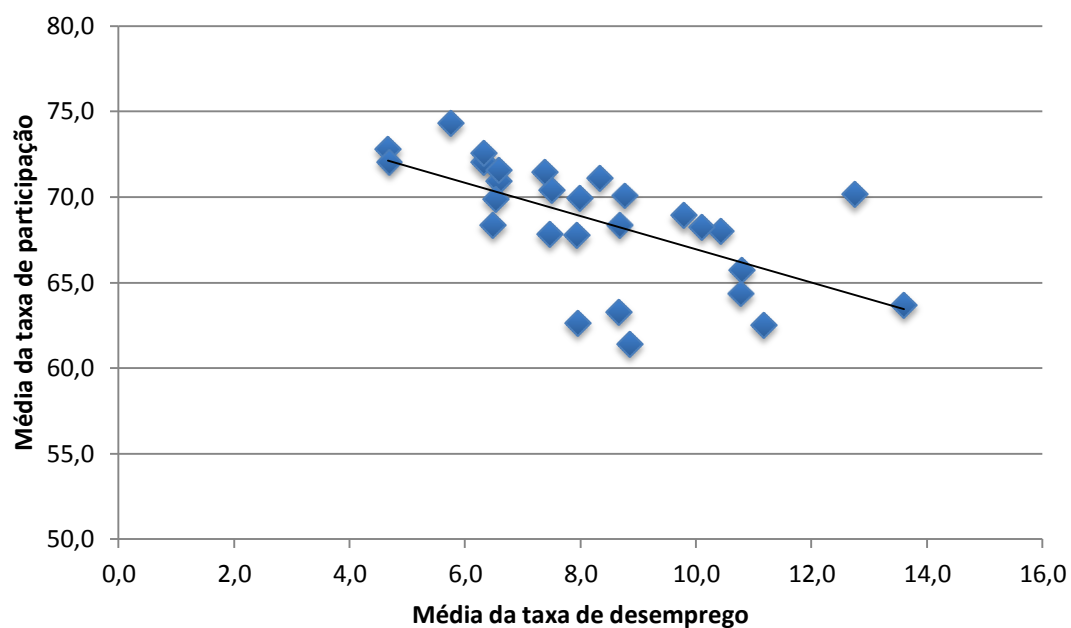
Figura 1 - Relação entre geração de empregos com o desemprego por Unidades da Federação como média do período de 2001 a 2009.



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – IBGE. Elaboração própria.

<sup>17</sup> O box plot da série para identificação de outliers é apresentado no Apêndice B.

Figura 2 - Relação da participação no mercado de trabalho com o desemprego por Unidades da Federação como média do período de 2001 a 2009.



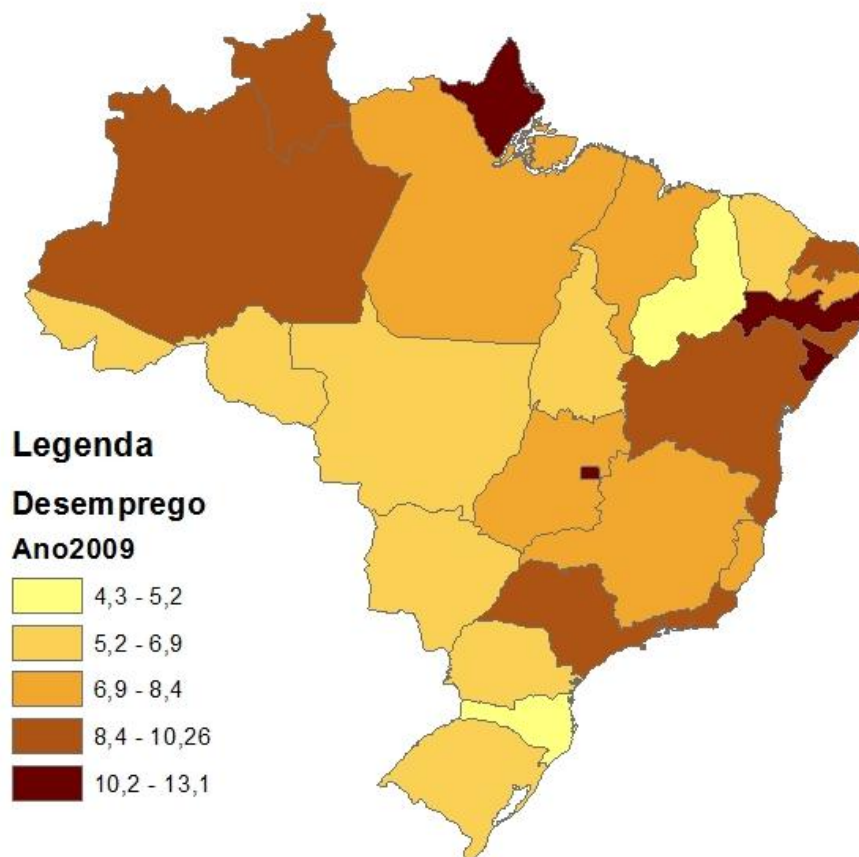
Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – IBGE. Elaboração própria.

## 4.2. DISPARIDADE

Para observar melhor a questão da disparidade, far-se-á nesta subseção uma breve análise por estado da taxa de desemprego em 2009.

A média do desemprego no Brasil em 2009 foi de 8,28%. No entanto, a Figura 3 mostra que a disparidade entre os estados brasileiros foi de 8,8 p.p., variando de 4,3% no estado do Piauí a 13,1% no Amapá.

Figura 3 - – Taxa de desemprego entre os estados brasileiros, 2009.



Fonte: PNAD – IBGE. Elaboração própria.

Além disso, não é possível verificar algum tipo de concentração do desemprego entre os estados de uma mesma região. Quando se compara as regiões brasileiras as disparidades não se apresentam muito expressivas, variando de 5,8% na Região Sul a 8,8% na região Nordeste, isto é, 3 p.p de diferença. Por outro lado, ao se analisar os estados de uma mesma região observam-se regiões com alta disparidade entre seus estados, como o Nordeste e o Norte, que apresentam variação de 7,9 p.p e 7,0 p.p, respectivamente, e regiões mais homogêneas como o Sul e o Sudeste, com variações de 0,9 p.p e 2,4 p.p., respectivamente.

### 4.3. PERSISTÊNCIA

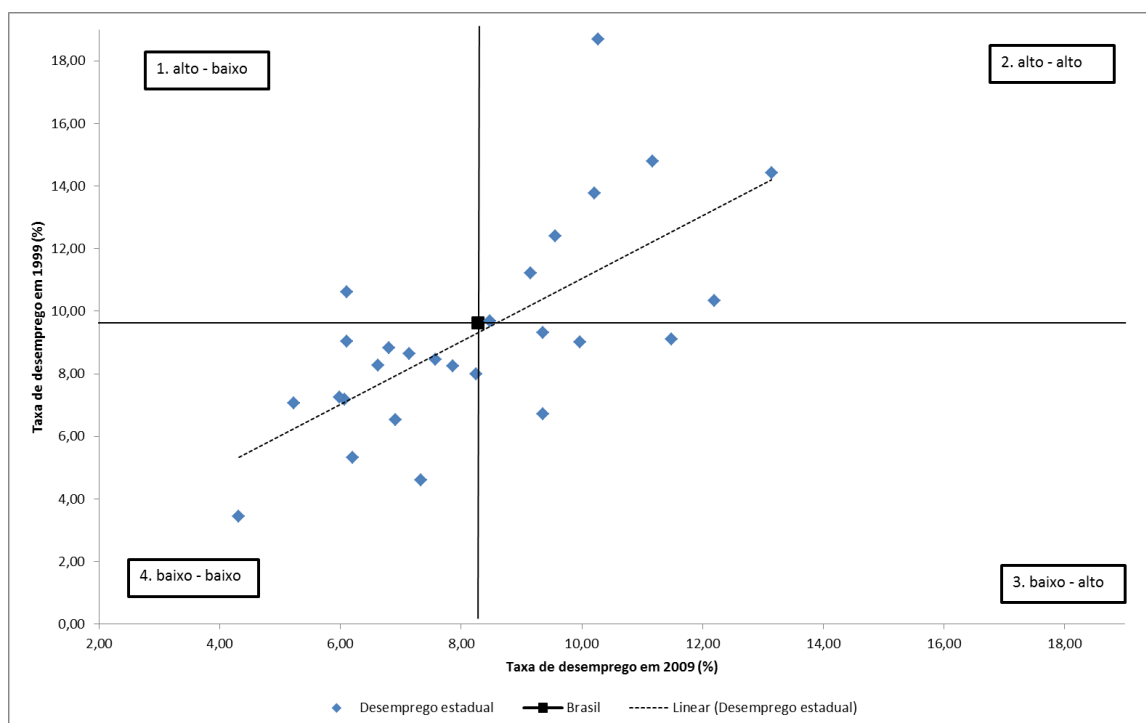
Diz-se que ocorre persistência na taxa de desemprego se um nível elevado, maior que sua taxa natural, ocorre por repetidos períodos. Mikhail et al (2003), por exemplo, consideram a existência de persistência no desemprego se o efeito de um choque for sentido por no mínimo dois períodos. O quão rápido a taxa de desemprego irá se reduzir e voltar a sua taxa natural irá depender de quão forte forem os mecanismos de ajuste do mercado de trabalho.

Existem diversas formas de medir a ocorrência de persistência nas taxas de desemprego. Blanchard e Katz (1992) em um exercício simples para examinar a sua ocorrência entre os estados dos EUA, confrontam os dados de desemprego relativo num intervalo de 10 anos em um gráfico de dispersão. Sua análise indica que a taxa de desemprego relativo nos EUA não apresenta uma tendência e exibe uma persistência bastante baixa.

O mesmo exercício é aplicado para as regiões metropolitanas do Brasil por Corseuil, Gonzaga e Issler (1999), que chega a resultados parecidos ao apresentado por Blanchard e Katz (1992). Segundo estes a série de desemprego das regiões metropolitanas apresentam uma persistência relativa baixa.

Na Figura 4 aplica-se este exercício para a série de desemprego de todos os estados brasileiros no período de 1999 e 2009, incluindo a linha de regressão e as linhas com as taxas de desemprego nacional por ano. Observa-se claramente a existência de uma elevada persistência, a maioria dos estados que possuíam altas taxas de desemprego em 1999 continuam com elevadas taxas em 2009, assim como os estados com desemprego abaixo da média nacional em 1999 permaneceram praticamente os mesmos em 2009.

Figura 4 – Persistência da taxa de desemprego entre os estados brasileiros, 1999 e 2009.



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração própria.

Apenas o estado do Acre mudou de uma posição de alto desemprego em 1999 (10,6%) para assumir valor inferior a taxa nacional em 2009 (6,1%), o que pode estar relacionado com a inclusão da área rural a partir de 2004. Em movimento contrário, quatro estados, sendo Sergipe, Bahia, Rio Grande do Norte e Roraima, possuíam taxas inferiores à média nacional em 1999 e em 2009 apresentaram taxa de desemprego superior, como pode ser visto no quadrante 3 da Figura 4.

No segundo quadrante da figura, com uma configuração de alto desemprego em 1999 e alto desemprego em 2009, encontram-se oito estados brasileiros. Entre eles chama a atenção à presença dos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco e Distrito Federal, estes estados apresentam uma das economias mais dinâmicas do país, por outro lado, também estão entre aqueles que mais atraem mão-de-obra. Destaca-se ainda o estado do Amazonas, que ao alcançar o patamar de 18,7% em 1999, vem apresentando reduções significativas ao longo dos anos, o que pode representar um processo de ajustamento que ocorre de forma lenta.

Dado a observação destes dados, a pergunta que surge é de onde surgem as diferenças e as persistências nas taxas de desemprego entre as regiões? São elas explicadas por

mecanismos lentos de ajustamentos após os choques ou por uma estrutura de diferenças estáveis entre as regiões?

#### 4.4. CONVERGÊNCIA OU DIVERGÊNCIA

O foco desta subseção é explorar em que medida as taxas de desemprego regional convergem para um equilíbrio regional ou para um equilíbrio específico da região ou ao invés disso, forças de divergência são encontradas. Para tanto, são conduzidos testes de raiz unitária em painel e a estimação do modelo autorregressivo de efeitos fixos, utilizando o software Stata 11.

Primeiramente, procura-se verificar se as séries de desemprego são estacionárias ou não estacionárias. No caso de estacionariedade, os choques ocorridos sobre a taxa de desemprego são transitórios, convergindo para uma situação de equilíbrio no longo prazo entre as regiões. Por outro lado, a presença de raiz unitária implica que os choques têm efeitos permanentes, configurando a existência de histerese na série.

Na Tabela 3 apresenta-se o resultado do teste de raiz unitária de Breitung e Meyer, que considera o coeficiente autorregressivo como homogêneo. O modelo foi especificado apenas com a presença de constante e apresentados para as séries de desemprego absoluto e desemprego relativo<sup>18</sup>.

Para a série de desemprego relativo no período de 1992 a 2009, o teste de Breitung e Meyer rejeita a hipótese nula, com 99% de confiança se nenhuma, 1 ou 2 defasagens forem incluídas. Na tabela são reportados as estimativas considerando-se o máximo de 3 defasagens, neste caso a hipótese  $H_0$  é rejeitada com 90% de confiança.

No caso da série de desemprego absoluta, com 99% de confiança a estacionariedade da série é aceita para até 1 defasagem.

De modo geral, os resultados apresentados na Tabela 3 rejeitam fortemente a hipótese nula de presença de raiz unitária, o que mostra a existência de convergência do desemprego, não tendo evidências, portanto, da hipótese de histerese.

---

<sup>18</sup> O desemprego relativo se refere a diferença da taxa de desemprego estadual em relação a taxa de desemprego nacional.



Tabela 4 - Resultado do teste de raiz unitária de Breitung e Meyer

<b>1. Taxa de Desemprego Relativo</b>		
<b>Breitung e Meyer</b>		
Lags	p-1	p-valor
0	-6.974	0.000***
1	-5.002	0.000***
2	-4.196	0.000***
3	-1.466	0.071*

<b>2. Taxa de Desemprego Absoluta</b>		
<b>Breitung e Meyer</b>		
Lags	p-1	p-valor
0	-4.111	0.000***
1	-2.327	0.010***
2	-0.980	0.163
3	-1.476	0.069*

Nota: Os asteriscos \*, \*\* e \*\*\* denotam a rejeição da hipótese nula nos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 5 - Resultado do teste de raiz unitária de Harris-Tzavalis

<b>1. Taxa de Desemprego Relativo</b>			
Modelo	p	z	p-valor
com constante	0.390	-14.425	0.000***
constante e tendência	0.235	-8.7984	0.000***

<b>2. Taxa de Desemprego Absoluta</b>			
Modelo	p	z	p-valor
com constante	0.523	-10.180	0.000***
constante e tendência	0.3971	-5.1479	0.000***

Nota: Os asteriscos \*, \*\* e \*\*\* denotam a rejeição da hipótese nula nos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O teste de Harris – Tzavalis por assumir o T como fixo enquanto N tende ao infinito possui um bom ajuste a série de dados em análise (T=18 e N=27), aumentando o poder de teste. Neste caso consideramos o teste especificando diferentes estruturas do modelo, na primeira especificação é considerada apenas a constante, na segunda acrescenta-se a tendência linear que descreve o processo no qual a série é gerada.

Como pode ser observado pela Tabela 4, as diferentes especificações do modelo não alteraram o resultado encontrado. Ambas apresentaram forte rejeição da hipótese de

presença de raiz unitária, novamente dando suporte para a existência de convergência nas séries de desemprego.

Por fim, analisa-se a estacionariedade da série pelo teste IPS, que relaxa a hipótese de que os parâmetros autoregressivos da série são comuns. Tal consideração torna o modelo mais robusto visto a existência de fatores institucionais, culturais, entre outros que faz com que  $\rho_i$  seja diferente entre os dados transversais.

As mesmas especificações adotadas no modelo Harris – Tzavalis, são procedidas no teste IPS. Conforme exposto na metodologia, não é possível incluir defasagens para o cálculo das estatísticas  $\tilde{t} - bar$  e  $Z_{\tilde{t} - bar}$ , que assumem o limite assintótico de que T é fixo e N tende ao infinito, e para a estatística t-bar, em que T e N são fixos.

Os resultados do teste IPS são apresentados na Tabela 5. Tanto para a série de desemprego relativo quanto de desemprego absoluto os resultados encontrados são similares aos testes anteriores, sendo a hipótese nula fortemente rejeitada em todas as estatísticas de teste com 99% de confiança. Novamente, a inclusão da tendência e da média do corte transversal não alteraram as conclusões.

Tabela 6 – Resultado do teste de raiz unitária do teste de Im, Pesaran e Shin (IPS).

1. Taxa de Desemprego Relativo							
Modelo	para N e T fixos				para T fixo e $N \rightarrow \infty$		
	t-bar	1%	5%	10%	$\tilde{t} - bar$	$Z_{\tilde{t} - bar}$	p-valor
com constante	-2.446 ***	-1.82	-1.73	-1.69	-1.887	-3.478	0.000***
constante e tendência	-2.731 ***	-2.46	-2.38	-2.33	-2.275	-6.126	0.000***
2. Taxa de Desemprego Absoluta							
com constante	-2.165 ***	-1.82	-1.73	-1.69	-1.887	-3.478	0.0003***
constante e tendência	-2.399 ***	-2.46	-2.38	-2.33	-2.023	-4.403	0.000***

Nota: Os asteriscos \*, \*\* e \*\*\* denotam a rejeição da hipótese nula nos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os trabalhos anteriores realizados para o caso brasileiro por Corseuil, Gonzaga e Issler (1999) e Gomes e Silva (2007) encontram evidências da existência de histerese para as principais regiões metropolitanas do Brasil. Ao contrário destes trabalhos, as estimações realizadas por painel e para todos os estados brasileiros fortemente rejeita a presença de raiz unitária, não encontrando evidência de histerese. Assim, a dinâmica do desemprego para os estados brasileiros segue um processo estacionário que converte para o seu equilíbrio de longo prazo.

Resta agora analisar se o processo de convergência ocorre para o mesmo equilíbrio (convergência incondicional) ou apresentam diferenciais de equilíbrio estáveis (convergência condicional). A convergência incondicional é testada pela estimativa do modelo autorregressivo de efeitos fixos, na forma:

$$u_{i,t} = \alpha_i + \rho_i u_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

em que testa-se a significância conjunta dos efeitos fixos  $\alpha_i$ . Na Tabela 6 são apresentados os resultados na estimação.

Tabela 7 – Modelo autorregressivo de efeitos fixos para convergência incondicional.

1. Taxa de desemprego relativo – R <sup>2</sup> =0.655			
Var.	Coeficiente	T	P >t
Const	-0.302	-7.4	0.000***
Lag 1	0.497	27.7	0.000***
F(26, 404) = 8.05***		Prob>F = 0.000	
1. Taxa de desemprego absoluto – R <sup>2</sup> =0.683			
Var.	Coeficiente	T	P >t
Const	8.27	181.92	0.000***
Lag 1	0.503	29.53	0.000***
F(26, 404) = 3.12***		Prob>F = 0.000	

Nota: Os asteriscos \*, \*\* e \*\*\* denotam a rejeição da hipótese nula nos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O teste F rejeitou a hipótese de que todos os efeitos fixos das unidades são zero tanto para série de desemprego absoluto quanto para a relativa. Assim, conclui-se que pelo menos uma região tem o seu efeito fixo diferente de zero e, portanto, a convergência ocorre de forma condicional, com diferenças estáveis entre as regiões.

As principais conclusões que podem ser retiradas da investigação empírica realizada nesta seção é que tanto o desemprego relativo como o absoluto apresentam convergência de suas séries para um equilíbrio específico da região e ocasiona disparidades, ou seja, diferenças estáveis entre os desempregos regionais. Assim, a alta persistência das disparidades como mostra na Figura 3 podem ser vistas como taxas de desemprego específicas de cada região, com cada região tendo um específico *steady-state*. As evidências se alinham com a abordagem de equilíbrio de Marston (1985), ou a chamada Teoria Compensatória, que explica as diferenças no desemprego regional

devido a amenidades locais. A questão que surge agora é: quais são e como certas variáveis fazem com que a taxa de desemprego se diferencie entre as regiões?

## 5. CONCLUSÃO

Este trabalho procurou mostrar a importância do estudo das diferenças de desemprego a nível regional. Um problema que ainda necessita de uma maior formalização na teoria econômica, e que se torna importante na medida em que as reduções dessas diferenças geram um efeito positivo sobre o produto, dado um uso mais eficiente do potencial humano e a redução do subemprego. Além disso, entender o desemprego por esta perspectiva torna-se de suma importância para a formulação e implementação de políticas públicas regionais, visto que o comportamento do mercado de trabalho tende a reagir diferentemente às políticas de abrangência nacional, nem sempre apresentando os resultados esperados.

Apesar de geralmente as taxas de desemprego regionais se moverem na mesma direção do índice nacional, as disparidades entre as regiões são persistentes. No caso do Brasil, os resultados da análise de disparidade e persistência mostraram que a diferença entre os estados foi de 8,8 p.p. no ano de 2009, desigualdade superior a encontrada na comparação entre países e esta heterogeneidade possui elevada persistência, sendo os estados que possuíam altas taxas de desemprego em 1999, praticamente os mesmos dez anos depois.

Duas abordagens emergiram na tentativa de explicar as diferenças e persistências entre as taxas de desemprego regionais. No caso da abordagem de desequilíbrio, as disparidades são entendidas pela existência de mercados imperfeitos, com falhas e barreiras que impossibilitam um ajuste rápido das forças que atuam sobre o mercado de trabalho. Em contrapartida, a ideia por trás da explicação de equilíbrio mostra a existência de diferenças estáveis entre as taxas de desemprego regionais, tendo como principal justificativa fatores específicos de cada localidade e preferência dos trabalhadores por determinadas amenidades locais.

Há ainda a visão da existência de uma causalção circular cumulativa, em que uma mudança inicial provoca uma reação na mesma direção, intensificando o movimento

quer seja positivo ou negativo. Portanto, as forças de mercado ao invés de equilibrarem a economia tenderiam a aumentar as desigualdades entre as regiões.

Dado estes fatos, o este trabalho procurou analisar a configuração dessas disparidades regionais, buscando através de testes de estacionariedade em painéis distinguir entre efeitos temporários ou permanentes (caso de histerese) dos choques sobre o mercado de trabalho das economias locais. No caso dessas disparidades desaparecerem ao longo do tempo, a convergência é caracterizada como absoluta ou incondicional, com todas as regiões caminhando para um mesmo estado estacionário. Além disso, mesmo no caso de choques transitórios as taxas de desemprego ainda sim poderiam apresentar diferenças estáveis entre as regiões, configurando o caso de uma convergência condicional, em que cada estado caminharia para o seu nível específico de equilíbrio. A distinção entre os processos de convergência foram estimados pelo modelo AR(1).

Os resultados em todos os testes aplicados fortemente rejeitaram a presença de raiz unitária, indicado que os choques sobre as taxas de desemprego dos estados brasileiros possuem efeitos transitórios e convergem para um equilíbrio de longo prazo. Com relação ao tipo de equilíbrio, encontraram-se evidências de diferenças estáveis entre os índices de desemprego regionais, isto é, cada estado possui uma taxa natural de desemprego específica.

Os resultados encontrados divergem dos trabalhos realizados por Corseuil, Gonzaga e Issler (1999) e Gomes e Silva (2007) para o Brasil, em que ambos encontraram evidências de que a histerese explica melhor as disparidades e persistências entre as taxas de desemprego regionais. As diferenças nos resultados são explicadas primeiramente pela abrangência geográfica das pesquisas; enquanto os trabalhos citados consideram apenas as regiões metropolitanas, o presente estudo trabalha com todos os estados brasileiros, considerando tanto as áreas urbanas como rurais. Em geral, a ocorrência de choques tende a afetar mais intensamente as áreas urbanas, tendo as áreas rurais uma maior estabilidade, com isso, a inclusão dessas áreas no presente estudo tende a suavizar o impacto de choques sobre a economia. Além disso, os trabalhos anteriores utilizaram a PME como fonte de dados, que por possuir periodicidade mensal consegue apresentar uma análise conjuntural do mercado, enquanto que a PNAD com dados anuais, não capta as sazonalidades ocorridas ao longo do ano. Por fim, há a diferença de metodologias. Enquanto Corseuil, Gonzaga e Issler (1999) utilizam o teste de ADF e Gomes e Silva (2007) aplicaram o teste LM com a adição de quebras

estruturais evitando rejeitar erradamente a presença de raiz unitária por causa de uma má especificação de tendência presente na série, o presente trabalho utilizou testes de raízes unitárias em painéis, que geram resultados mais robustos em relação às metodologias de séries temporais, passando a análise a ser realizada no agregado e não em cada série de tempo individual.

O resultado encontrado de convergência com equilíbrio específico de cada região se alinha com a abordagem teórica de equilíbrio e com a Teoria Compensatória. Através da discussão teórica e dos principais trabalhos apresentados na seção 2 é possível identificar possíveis variáveis que explicam porque as taxas de desemprego se diferenciam de estado para estado.

Os fluxos de migração muitas vezes são encarados como um processo de ajustamento, originados pela existência de desigualdades regionais. Segundo Myrdal (1972), o processo migratório tende a acompanhar a dinâmica econômica, ocorrendo o deslocamento dos indivíduos na busca de empregos nas regiões mais industrializadas e desenvolvidas do país. Em estudo realizado por da Silva e Silveira Neto (2004) observou-se que em 1993 os estados que mais receberam migrantes foram: São Paulo (24,28%), Distrito Federal (11,76%) e Rio de Janeiro (10,61%). Em 2003, o principal destino dos migrantes continuou a ser São Paulo (22,48%) e Distrito Federal (12,27%), com a inclusão do estado de Goiás na terceira colocação (8,23%). Como apresentado na seção 4, São Paulo, Distrito Federal e Rio de Janeiro configuraram entre as regiões com as maiores taxas de desemprego durante todo o período analisado. Destas evidências conclui-se que o processo migratório está ligado a outros fatores do que só a busca pela inserção no mercado de trabalho.

A visão da abordagem de equilíbrio postula que a escolha locacional dos indivíduos leva em conta os salários, os atrativos regionais, ponderando com o efeito negativo do desemprego. Assim, ao contrário da teoria econômica do *mainstream*, que postula que elevadas taxas de desemprego causariam uma pressão sobre o nível salarial ocasionando a sua queda; na teoria compensatória, a existência de elevados níveis salariais irá atrair os trabalhadores aumentando o nível de desemprego local. Similarmente, uma região com baixo custo de vida tenderá a um elevado desemprego.

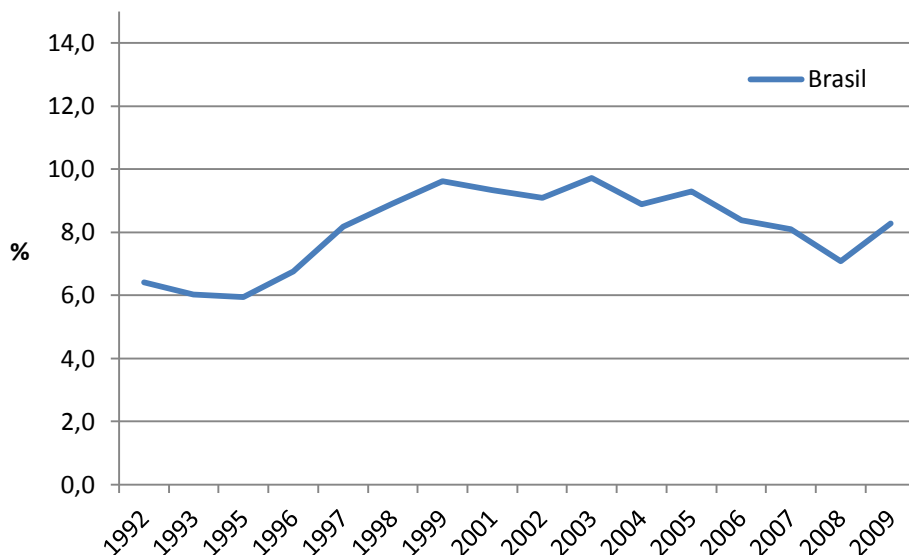
Com relação às amenidades, elevadas taxas de desemprego vão ser esperadas em áreas com um clima ameno, melhor infraestrutura e com maiores atividades culturais e de lazer. Esses fatores encontram suporte no trabalho de ROCHA e MAGALHÃES (2011a

e 2011b), em que apontaram a preferência dos trabalhadores das regiões metropolitanas do Brasil em residir próximo ao litoral, em locais com baixo nível de poluição, baixo índice de precipitação anual, com menores temperaturas no mês de janeiro e com maiores temperaturas no mês de julho.

Seguindo a principal hipótese apresentada por este trabalho de que as diferenças nas taxas de desemprego regional são estáveis, as principais variáveis para explicar este comportamento parecem ser encontradas na Teoria Compensatória. O presente trabalho apontou uma primeira visão das possíveis causas dessas disparidades, não podendo ser comprovadas por análises empíricas devido a limitações de tempo e de base de dados. Como sugestão para trabalhos futuros, que viriam a complementar esta análise e explorar este tema ainda pouco estudado para o caso brasileiro, seria a incorporação de variáveis de amenidades locais e salários reais em modelos empíricos que procurem verificar a influência destas sobre as taxas de desemprego regionais.

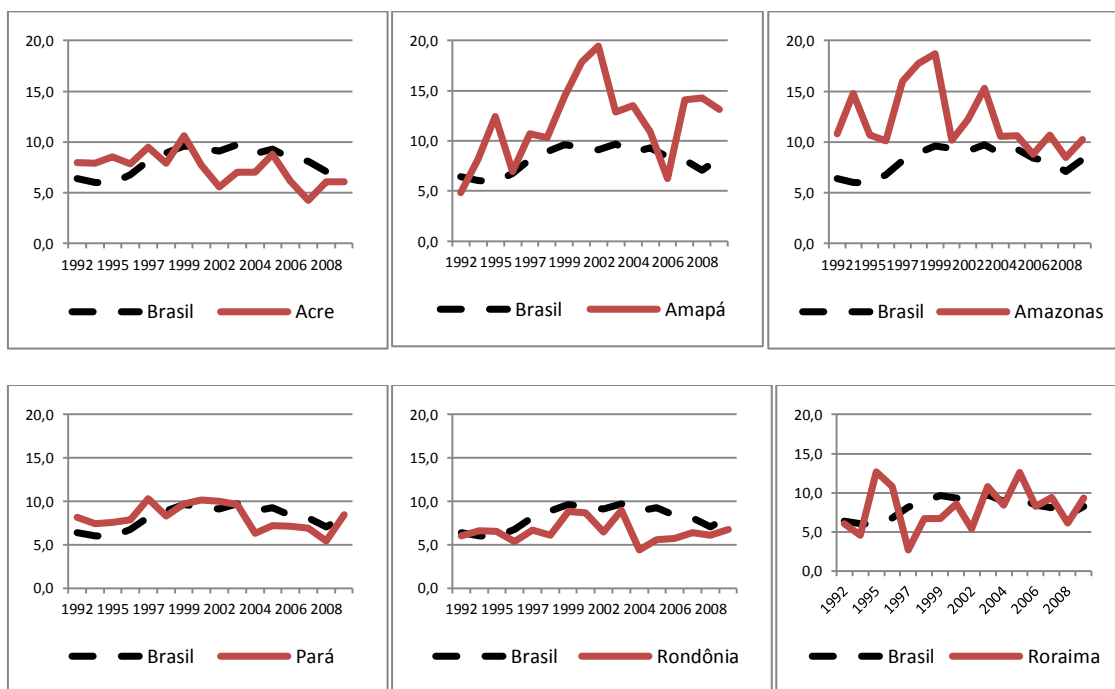
## APÊNDICE A – Evolução das taxas de desemprego do Brasil e Unidades da Federação, 1992 a 2009.

Gráfico A.1 - Evolução da taxa de desemprego no Brasil, 1992 a 2009

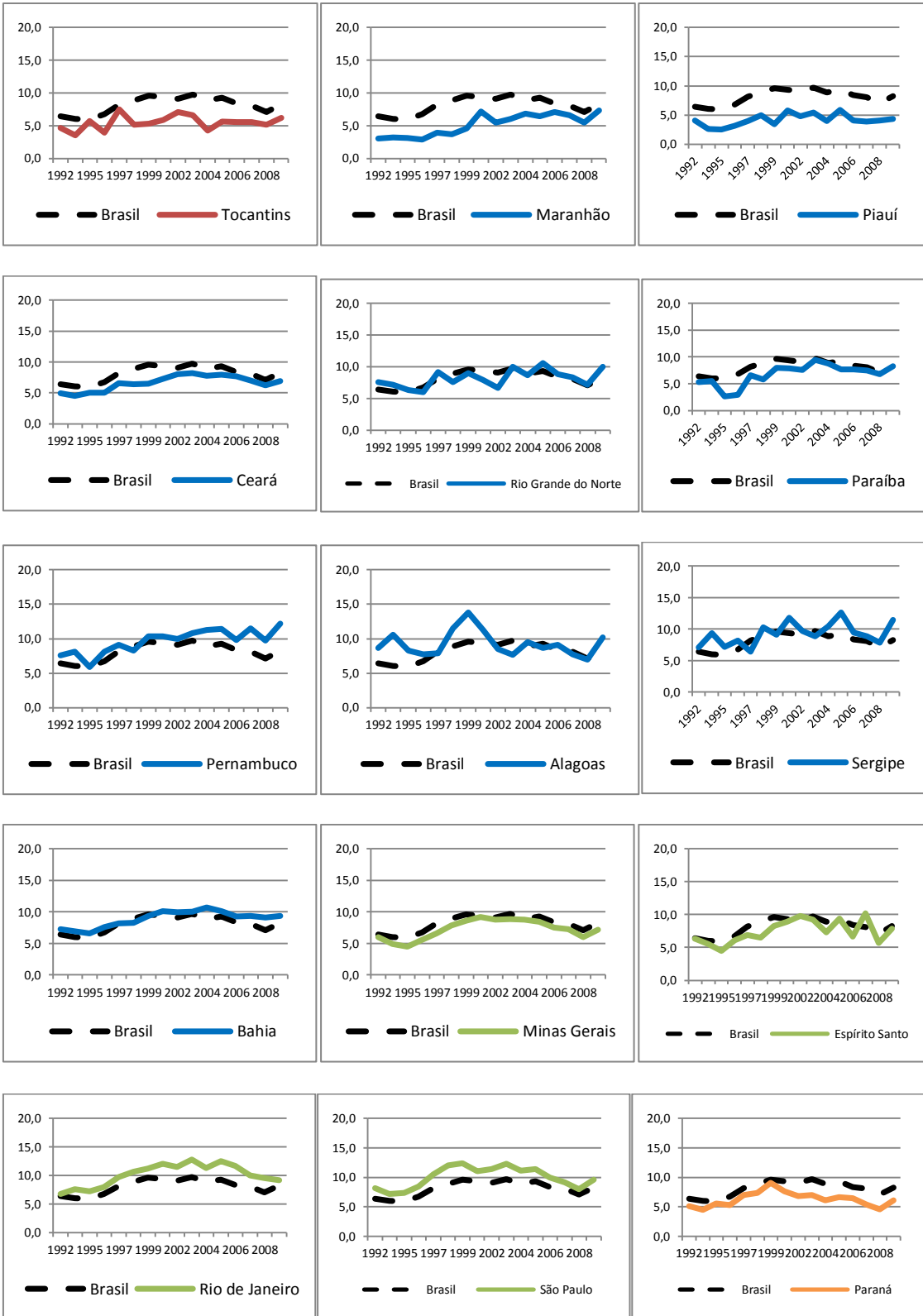


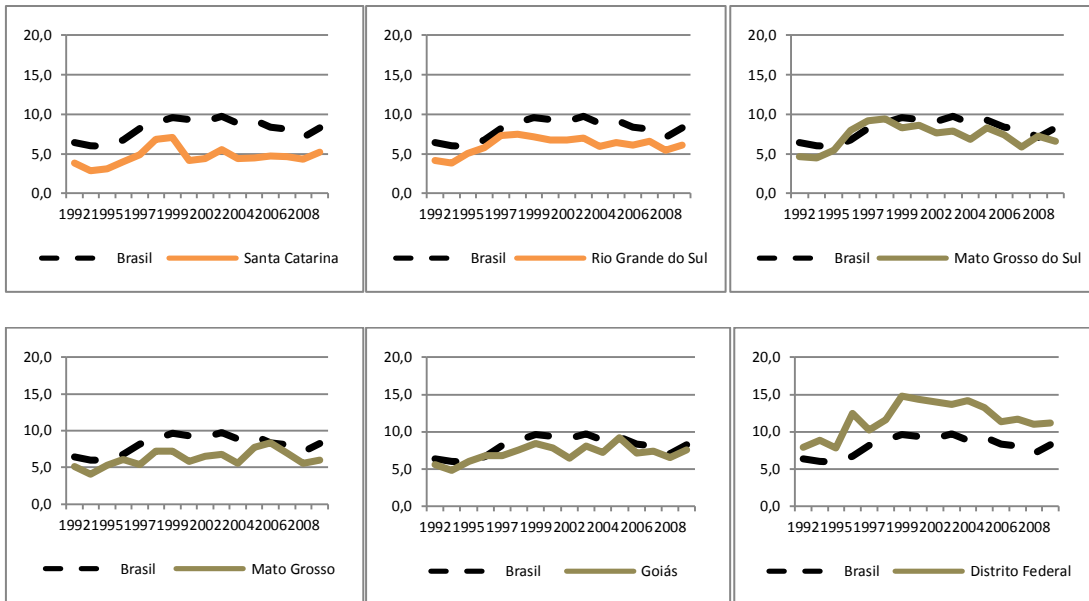
Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – IBGE.  
Elaboração própria.

Gráfico A.2 – Evolução da taxa de desemprego das Unidades da Federação, 1992 a 2009

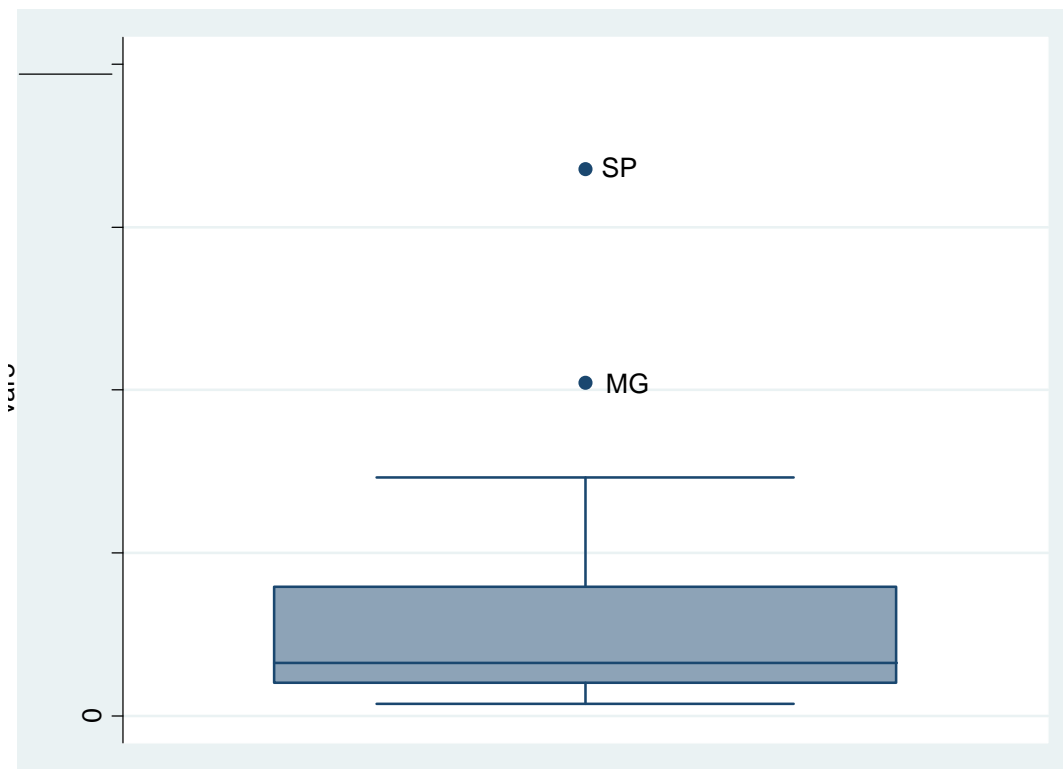








**APÊNDICE B – BOX PLOT DA SÉRIE DE CRESCIMENTO DE EMPREGO ABSOLUTO, UNIDADES DA FEDERAÇÃO, 2001 a 2009.**



## APÊNDICE C – TAXA DE DESEMPREGO DA REGIÃO NORDESTE COM E SEM A ÁREA RURAL

Brasil e Unidades da Federação	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2004*	2005*	2006*	2007*	2008*	2009*
	<b>Brasil</b>	9,0	9,4	8,5	8,2	7,2	8,4	8,9	9,3	8,4	8,1	7,1
<b>Norte</b>	8,7	9,6	8,2	8,9	7,6	9,8	7,1	7,9	7,1	7,7	6,6	8,6
Acre	8,7	10,5	7,5	4,9	7,1	6,9	6,7	8,4	5,8	4,0	6,1	6,1
Amapá	14,2	11,4	6,5	14,5	14,5	13,4	13,3	10,7	6,1	13,9	14,3	13,1
Amazonas	12,0	12,3	9,4	11,9	9,8	12,1	10,4	10,4	8,7	10,4	8,6	10,3
Pará	8,4	9,2	8,7	8,3	6,5	9,8	6,5	7,3	7,3	7,1	5,5	8,5
Rondônia	5,8	7,3	7,1	7,9	7,7	8,2	4,3	5,5	5,6	6,3	6,1	6,8
Roraima	10,2	15,3	9,5	11,1	7,0	11,0	8,4	12,6	8,2	9,4	6,1	9,5
Tocantins	4,2	5,6	5,5	5,6	5,4	6,2	4,2	5,6	5,5	5,6	5,4	6,2

\* Dados com a incorporação da área rural.

Fonte: IBGE - PNAD 2004, 2005, 2006, 2007, 2008 e 2009. Elaboração própria.

## APÊNDICE D – MODELO DE CRESCIMENTO DE LONGO PRAZO DE SOLOW

Em uma economia realiza-se a produção de um bem com a combinação de dois fatores de produção: capital (K) e trabalho (L).

$$Y_t = F(K_t, L_t)$$

Nesta modelo, assume-se que a função de produção apresenta retornos constantes à escala, isto é, se a escala de produção dobra, então o produto também dobra. Formalmente:

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda \cdot F(K, L) = \lambda Y$$

No entanto, os fatores de produção apresentam rendimentos decrescentes. O aumento sucessivo de mais uma unidade em um dos fatores, mantendo-se o outro constante, aumenta a produção, só que os aumentos sucessivos são cada vez menores. Matematicamente, a derivada de primeira ordem é positiva, o que expressa o aumento no nível de produção; por outro lado, a derivada de segunda ordem é negativa, resultando no fato de acréscimos provocarem efeitos cada vez menores.

$$\frac{\partial Y}{\partial K} > 0 ; \frac{\partial^2 Y}{\partial K^2} < 0$$

$$\frac{\partial Y}{\partial L} > 0 ; \frac{\partial^2 Y}{\partial L^2} < 0$$

O modelo pode ser estendido adicionando a função o progresso tecnológico (A). O qual, segundo Mendes e Vale é *labour-augmenting*, o que significa que o conhecimento tecnológico afeta a produtividade do trabalho e não a produtividade do capital. Dessa forma, adicionando o conhecimento tecnológico temos:

$$Y_t = F(K_t, A_t L_t)$$

A função pode ser reescrita em termo de eficiência, o que significa representar as variáveis segundo a unidade efetiva de trabalho:  $y_t = Y_t/AL_t$  ;  $k_t = K_t/AL_t$

$$y_t = F(k_t, 1) \rightarrow y_t = f(k_t)$$

Assume-se que o trabalho e o progresso tecnológico crescem a taxas constantes e exógenas no tempo, sendo representadas, respectivamente, por  $n$  e  $a$ . A variação no estoque de capital depende positivamente do investimento realizado, mas reduz o seu nível de acordo com a taxa de depreciação ( $\delta$ , com  $0 < \delta < 1$ ). Assim:

$$K_t = I_t - \delta K_t$$

SOLOW (1956) assume que parte da produção é consumida e a outra parte é poupada, sendo que a poupança (S) se traduz no mesmo montante em investimentos (I).

$$Y_t \equiv C_t + I_t$$

$$I_t = sY_t$$

O investimento é, portanto, proporcional ao produto com sua parcela determinada pela taxa de poupança ( $s$ ). Em termos de unidade de trabalho efetivo (AL) temos:  $i_t = I_t/A_t L_t$

$$i_t = s \cdot f(k_t)$$

A partir dessas definições é possível determinar o nível de capital correspondente ao estado estacionário, aquele que proporciona o equilíbrio de longo prazo. A variação do capital ao longo do tempo é obtida pela sua derivada em relação a  $t$ .

$$k_a = \frac{K}{AL} = \frac{dk_a}{dt} = \frac{\partial k_a}{\partial K} \cdot \frac{dK}{dt} + \frac{\partial k_a}{\partial A} \cdot \frac{dA}{dt} + \frac{\partial k_a}{\partial L} \cdot \frac{dL}{dt}$$

$$\frac{dk_a}{dt} = \frac{1}{AL} \cdot \frac{dK}{dt} - \frac{K}{A^2 L} \cdot \frac{dA}{dt} - \frac{K}{AL^2} \cdot \frac{dL}{dt}$$

$$\frac{dk_a}{dt} = \frac{1}{AL} \cdot \frac{dK}{dt} - \frac{K}{AL} \cdot \frac{dA/dt}{A} - \frac{K}{AL} \cdot \frac{dL/dt}{L}$$

Como  $\frac{dA/dt}{A} = a$ ;  $\frac{dL/dt}{L} = n$  e  $\frac{dK}{dt} = I - \delta K$ , simplificamos a equação, reescrevendo-a como:

$$\frac{dk_a}{dt} = \frac{1}{AL} (I - \delta K) - k(a + n)$$

$$\frac{dk_a}{dt} = s \cdot f(k) - k(a + n + \delta)$$

Esta é a equação fundamental do modelo de Solow. Igualando a equação a zero podemos encontrar o nível de capital ( $k^*$ ) de equilíbrio de longo prazo.

$$s \cdot f(k^*) = (a + n + \delta)k^*$$

O modelo de Solow assume que a função de produção assume o caráter de uma função do tipo Cobb-Douglas, assim:

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}$$

$$s \cdot f(k^*)^\alpha = (a + n + \delta)k^*$$

Dessa forma, o valor do capital por unidade efetiva de trabalho no estado estacionário corresponderá a:

$$k^* = \left( \frac{s}{a + n + \delta} \right)^{1/(1-\alpha)}$$

## REFERÊNCIAS

- ANTUNES, M. A. A. **A evolução das disparidades regionais em Portugal ao nível das NUTS III: Uma análise empírica com base nos processos de convergência.** Dissertação de Mestrado: Universidade de Coimbra, 2004.
- ARAGON, Y.; HAUGHTON, D.; HAUGHTON, J.; et al. Explaining the pattern of regional unemployment: The case of the Midi-Pyrénées region. **Regional Science**, vol.82, 2003, p.155-174.
- BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data.** John Willey & Sons, 1995.
- BANDE, R.; FERNÁNDEZ, M.; MONTUENGA, V. Regional Unemployment in Spain: Disparities, Business Cycle and Wage Setting. XIX National Conference on Labour Economics, Modena, September 2004. Disponível em: [http://www.aiel.it/bacheca/MODENA/PAPERS/bande\\_fernandez\\_montuenga.pdf](http://www.aiel.it/bacheca/MODENA/PAPERS/bande_fernandez_montuenga.pdf).
- BANDE, R.; KARANASSOU, M. Labour market flexibility and regional unemployment rate dynamics: Spain 1980 – 1995. **Regional Science**, vol. 88, n.1, 2009, p.181 – 207.
- BARBIERI, L. A Panel Unit Root Tests: A Review. **Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali**, Università Cattolica Del Sacro Cuore, n.43, out.2006. Disponível em: [http://dipartimenti.unicatt.it/dises\\_wp\\_rossa\\_06\\_43.pdf](http://dipartimenti.unicatt.it/dises_wp_rossa_06_43.pdf).
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence and welfare: What the long-run data show. **The American Economic Review**, vol. 76, n.5, 1986, p.1072-1085.
- BAYER, C.; JUESSEN, K. **Convergence in West German regional unemployment rates.** University of Dortmund, 2006. Disponível em: <https://eldorado.tu-dortmund.de/bitstream/2003/23074/1/tr39-06.pdf>.
- BERNARD, A. B.; DURLAUF, S. N. Convergence in international output. **Journal of Applied Econometrics**, vol. 10, n.2, 1995, p. 97 – 108.
- BLANCHARD, O.; KATZ, L. Regional Evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity*, n.1, 1992, p.1 - 75.
- BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. Estimating a wage curve for Britain, 1973-1990. **Economic Journal**, v.104, n.426, p.1025-1043, Sept. 1994.
- BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. An introduction to the wage curve. **Journal of Economic Perspectives**, v.9, n.3, p.153-167, 1995.
- BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data. In: *Advances in Econometrics*, vol.15, Amsterdam, JAI Press, 2000.
- BYERS, J. D. Testing for Common Trends in Regional Unemployment. **Applied Economics**, n.23, p.1087 – 1092.

CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomics should know about unit roots. In: NBER Macroeconomics Annual 1991, MIT Press, vol. 6, jan. 1991, p. 141-220. Disponível em: <http://www.nber.org/chapters/c10983.pdf>.

CHAPMAN, P. G. The Dynamics of Regional Unemployment in the UK, 1974-1989. **Applied Economics**, n.23, 1991, p.1059 – 1064.

CORSEUIL, C. H.; GONZAGA, G.; ISSLER, J. V. Desemprego regional no Brasil: uma abordagem empírica. **Economia Aplicada**, v.3, n.3, 1999, p.407 - 435.

DATHEIN, R. **O crescimento do desemprego nos países desenvolvidos e sua interpretação pela teoria econômica**: as abordagens neoclássica, keynesiana e schumpeteriana. Tese (Doutorado em economia), Instituto de Economia, UNICAMP, 2000.

DECRESSION, J.; FATÁS, A. Regional Labor Market Dynamics in Europe. **European Economic Review**, n.39, 1995, p. 1627-1655.

ELHORST, J. P. The mystery of regional unemployment differentials: Theoretical and empirical explanations. *Journal of Economic Surveys*, vol.17, n.5, 2003, p.709 – 748.

EVANS, P.; KARRAS, G. Convergence revisited. **Journal of Monetary Economics**, vol.37, 1996, p.249-265.

FRAGA, G. J.; DIAS, J. Taxa de desemprego e a escolaridade dos desempregados nos estados brasileiros: Estimativas dinâmicas de dados em painéis. **Economia Aplicada**, São Paulo, V.11, n.3, jul. – set. 2007, p. 407 – 424.

GARCIA, L. L. **A curva de salário para o Brasil: uma análise microeconômica a partir dos dados da PNAD de 1981 a 1999**. Dissertação (Mestrado em economia): Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2002. Disponível em: <[http://www.cedeplar.ufmg.br/economia/dissertacoes/2002/Leonardo\\_Lopes\\_Garcia.pdf](http://www.cedeplar.ufmg.br/economia/dissertacoes/2002/Leonardo_Lopes_Garcia.pdf)>.

GOMES, F. A. R.; da SILVA, C. G. Hysteresis vs. NAIRU and Convergence vs. Divergence: The behavior of regional unemployment rates in Brazil. In: **XXXIV Encontro Nacional de Economia – ANPEC**, Salvador, BA, 2006.

HALL, R. E. Why is the unemployment rate so high at full employment? **Brookings Papers on Economic Activity**, n.3, p.369-402, 1970.

HARRIS, J. R.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. **American Economic Review**, v. LX, n. 1, mar. 1970.

HARRIS, R. D. F.; TZAVALIS, E. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. **Journal of Econometrics**, n.91, 1999, p.201-226.

IBGE. Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios PNAD 1992, 1993, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, n.115, 2002, p.53 – 74.

ISLAM, N. What have we learnt from the convergence debate? **Journal of economic surveys**, vol.17, n.3, 2003, p. 309-362.

KATRENCIK, D.; TYROWICZ, J.; WÓJCIK, P. **Unemployment convergence in transition**. Faculty of Economic Sciences, University of Warsaw, Working Papers n.7, 2008. Disponível em: [http://www.wne.uw.edu.pl/inf/wyd/WP/WNE\\_WP7.pdf](http://www.wne.uw.edu.pl/inf/wyd/WP/WNE_WP7.pdf).

KUNZ, M. **Disparities, persistence and dynamics of regional unemployment rates in Germany**. Institute for Employment Research, IAB - Discussion Paper 8/2009. Disponível em: <http://doku.iab.de/discussionpapers/2009/dp0809.pdf>.

MADALLA, G. S.; KIM, I. M. **Unit Roots, Cointegration and Structural Change**, Cambridge University Press, Cambridge, 1998.

MARSTON, S. Two views of the geographic distribution of unemployment. **Quarterly Journal of Economics**, vol. 100, n.1, Fev.1985, p.57-79.

MARTIN, R. Regional Unemployment Disparities and their Dynamics. **Regional Studies**, n.31, 1997, p. 237 – 252.

MIKHAIL, O.; EBERWEIN, C. J.; HANDA, J. Testing for persistence in aggregate and sectoral Canadian unemployment. **Applied Economics Letters**, v. 12, p. 893-898, 2005.

MYRDAL, G. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. Editora Saga: Rio de Janeiro, 3.ed., 1972.

NICKELL, S. J. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. **Econometrica**, vol. 49, n. 6, nov. 1981, p. 1417 -1426.

OLIVEIRA, C. W. A.; CARNEIRO, F. G. Flutuações de Longo Prazo do Emprego no Brasil: uma análise alternativa de co-integração. **Revista Brasileira de Economia**, vol.55, n.4, set/dez. 2001, p. 493-512.

PRESMAN, N.; KLEPFISH, V. **Regional Unemployment Rate Convergence in Israel**. Bank of Israel, Israel, 2007.

QUAH, D. Galton`s Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. **Scandinavian Journal of Economics**, vol. 95, n.4, 1993, p. 427-443.

QUAH, D. **Empirics for economic growth and convergence**. Centre for Economic Performance, 1996 (Discussion paper n. 253). Disponível em: <http://cep.lse.ac.uk/pubs/download/DP0253.pdf>.

RAMOS, C. A.; ARAÚJO, H. **Fluxos Migratórios, Desemprego e Diferenciais de renda**. IPEA, jul. 1999 (Texto para discussão n. 657). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td0657.pdf>.



REZA, A. M. Geographical Differences in Earnings and Unemployment Rates. **The Review of Economics and Statistics**, vol. 60, n.2, apr. 1978, p.201 -208.

ROCHA, R. M.; MAGALHÃES, A. M. As amenidades naturais influenciam a escolha locacional dos trabalhadores? Evidências para as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro, v.28, n.2, jul-dez.2011, p.369 – 387.

ROCHA, R. M.; MAGALHÃES, A. M. Qualidade das amenidades urbanas: Uma estimação da propensão marginal a pagar para as regiões metropolitanas do Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.41, n.1, jan – mar. 2011, p. 59 – 90.

da SILVA, T. F. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Migração e seleção no Brasil: evidências para o decênio 1993-2003. **Anais do X Encontro de Economia Regional do Nordeste**, Fortaleza, 2005.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, vol.70, n.1, fev. 1956, p. 65-94.

SHAPIRO, C.; STIGLITZ, J. Equilibrium unemployment as a worker discipline device. **The American Economic Review**, v. 74, n.3, jun. 1984.

THIRLWALL, A. P. Regional Unemployment as a Cyclical Phenomenon. **Scottish Journal of Political Economy**, n.13, 1966, p. 205 – 219.