

DISPARIDADES E PERSISTÊNCIA NAS DIFERENÇAS DE DESEMPREGO REGIONAL NO BRASIL

Tatiana Kolodin Ferrari

Programa de Pós-Graduação em Economia/PPGECO-UFES/ES
Universidade Federal do Espírito Santo, Av. Fernando Ferrari, s/n, 29060-900, Vitória-ES
tatianak.ferrari@gmail.com

Gutemberg Hespanha Brasil

Departamento de Estatística e PPGECO-UFES/ES
Universidade Federal do Espírito Santo, Av. Fernando Ferrari, s/n, 29060-900, Vitória-ES
ghbrasil@terra.com.br

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.
EST - Estatística.

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.
EST - Estatística.

1. INTRODUÇÃO

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.

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), altas taxas de desemprego em regiões pobres não conseguem exercer pressões descendentes na demanda por salário das regiões com baixo desemprego, além disso, 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.

Outro ponto importante é assinalado por Bayer e Juessen (2006), que mostram que as disparidades de desemprego são muitas vezes percebidas como persistentes.

Dados 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?

Este estudo 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 têm recentemente investigado estas questões para as regiões de diferentes países, mas poucos estudos têm examinado este problema no contexto do Brasil.

Além desta introdução o trabalho está estruturado em mais quatro seções. A seção 2 refere-se à revisão de literatura. Na seção 3 descreve-se a base de dados e os modelos de teste de raiz unitária em painel utilizados. Os resultados são apresentados na quarta seção. Por fim, a seção 5 apresenta as principais conclusões e considerações para futuras pesquisas.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Existem três forças que agem sobre o mercado de trabalho determinando a taxa de desemprego: a oferta de trabalho; a demanda por trabalho; e os salários. Se os mercados fossem eficientes, essas forças iriam atuar de forma a gerar um estado de equilíbrio eliminando qualquer disparidade de desemprego entre as regiões no longo prazo. Entretanto, a ação destas não consegue reduzir completamente as disparidades em nível regional. Na tentativa de explicar as causas dessas diferenças e persistência entre as taxas de desemprego regionais surgiram duas abordagens: a de desequilíbrio e a 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 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.

Para a teoria Novo-Keynesiana, a explicação para tal fenômeno é de cunho microeconômico, originada na rigidez de preços e salários em condições de mercados imperfeitos¹.

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 à existência de altos 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. Blanchard e Katz (1992) mostram ainda que, enquanto a decisão de migração dos trabalhadores depende tanto da situação do

¹Entre 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.

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 ainda 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, 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 origina-se por diferenças nas taxas de desemprego, sendo que cada área teria a sua respectiva taxa natural de desemprego.

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. A alta taxa de desemprego em determinada área seriam compensada por salários mais altos e amenidades locais.

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.

Por fim, a abordagem de equilíbrio leva em conta que amenidades locais também exercem poder de atração sobre os trabalhadores. Dessa forma, elevadas taxas de desemprego serão esperadas em regiões com melhor infraestrutura, clima ameno e com maior número de atividades culturais, por exemplo. O principal teste para a teoria de equilíbrio veio dos resultados encontrados por Marston (1985) nas 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.

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.

2.1. ANÁLISES EMPÍRICAS

Com relação à literatura empírica, existe uma grande variedade de modelos que buscam determinar e explicar o desemprego em nível regional. Neste trabalho daremos foco para os estudos feitos em nível nacional.

Um trabalho pioneiro 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 seis principais regiões metropolitanas do Brasil². A série de desemprego foi extraída da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) divulgada pelo IBGE.

² A PME cobre as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Recife, Salvador e Porto Alegre.

Na análise preliminar dos dados os autores encontram evidências de um diferencial persistente entre as taxas de desemprego regionais. Em seguida, verificam a existência ou não de uma persistência absoluta dos choques. Dessa forma, testam a presença de raiz unitária através do 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, os autores passam a verificar o comportamento do desemprego sob a abordagem de sensibilidade regional para 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). Os resultados apontaram a região do Recife como a única a não possuir cointegração com a série nacional. Assim, verifica-se que fatores agregados têm extrema importância na determinação dos movimentos de longo prazo do desemprego regional.

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 seis 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 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 o fenômeno de histerese consegue explicar melhor o comportamento do desemprego regional e que, 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. A extensão para as demais localidades brasileiras se torna uma tarefa árdua para os pesquisadores, visto a limitação das estatísticas de desemprego no Brasil.

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. 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. Com relação à escolaridade, esta obteve uma relação não-linear com a taxa de desemprego, tendo o formato de U invertido.

3. METODOLOGIA

3.1. BASE DE DADOS

Os testes foram estimados a partir dos microdados da PNAD divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A publicação da PNAD tem periodicidade anual, mas não é realizada nos anos do Censo Demográfico. Ao longo série histórica da pesquisa ocorreram mudanças de cunho conceitual e metodológico 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.

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 (PEA) calculada, assim como o contingente de desempregados.

Devido a esta mudança optou-se por trabalhar com os microdados da pesquisa de 1992 em diante, contando assim com uma série histórica de dezesseis anos, visto que em 1994 e 2000 a pesquisa não foi realizada. 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 anos adjacentes tanto anteriores quanto posteriores aos anos faltantes.

Outra ressalva que precisa ser mencionada 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 com a incorporação das áreas rurais dos estados do Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia e Roraima. A retirada dessas áreas para tornar a série compatível não apresentou mudanças significativas, portanto optou-se pela não retirada.

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

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 ricas³. Isto significa que há uma correlação negativa entre o nível de renda inicial e a taxa de crescimento. 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 β -convergência absoluta ou incondicional.

No entanto, se relaxarmos a hipótese de que as economias são homogêneas, o modelo poderia considerar países atingindo diferentes estados estacionários. 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 β -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.

Alguns estudiosos apresentam uma visão oposta, considerando que existe divergência entre as economias no seu processo de desenvolvimento. 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 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 polos 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.

Existe uma vasta literatura que analisa a convergência entre os países, com foco principalmente na convergência dos rendimentos, do produto e da produtividade. Seguindo a abordagem de Bayer and Juessen (2006)⁴, 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, séries temporais e regressão com dados em painel.

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

³ Essa dinâmica deriva do modelo neoclássico de crescimento de longo prazo de Solow (1956).

⁴ 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, com aplicação no caso alemão.

robustos. 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, 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.

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:

$$\Delta u_{i,t} = \rho_i u_{i,t-1} + z'_{i,t} \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3.1)$$

$$\varepsilon_{i,t} = (1 - \rho) \eta_i + v_{i,t} \quad (3.2)$$

Em que, $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$, $u_{i,t}$ é a variável a ser analisada, Δ 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 (η_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 ($T < 25$); Breitung and Meyer (1994).

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 sob 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 η_i sobre a variância de $v_{i,t}$, maior será o viés.

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)⁵, o procedimento de Breitung e Meyer (1994) consiste em retirar de ambos os lado da equação a primeira observação ($u_{i,0}$).

$$u_{i,t} - u_{i,0} = \rho(u_{i,t-1} - u_{i,0}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3.3)$$

$$\varepsilon_{i,t} = v_{i,t} - (1 - \rho)(u_{i,0} - \eta_i) \quad (3.4)$$

Dessa forma, os efeitos individuais são eliminados ao se 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), sob $H_1: \rho < 1$, o estimador MQO continua sendo viesado, no entanto, o viés assintótico é dado por:

$$\rho \lim_{N \rightarrow \infty} \hat{\rho}_{BM} = \frac{\rho+1}{2}, \quad (3.5)$$

não sendo uma função de η_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 .

⁵ O modelo também pode ser facilmente generalizado para equações do tipo AR(p). Para mais detalhes consultar BREITUNG, J. (2000).

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

$$\sqrt{N} \left(\rho - 1 + \frac{3}{T+1} \right) \rightarrow N \left(0, \frac{3(17T^2 - 20T + 17)}{5(T-1)(T+1)^3} \right) \quad (3.6)$$

Se for adicionado o termo de tendência, então:

$$\sqrt{N} \left(\rho - 1 + \frac{15}{2(T+2)} \right) \rightarrow N \left(0, \frac{15(193T^2 - 728T + 1147)}{112(T-2)(T+2)^3} \right) \quad (3.7)$$

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 ρ_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}).

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.

A hipótese nula a ser testadas 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 ρ_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, $\lim_{N \rightarrow \infty} (N_i/N) = \delta, 0 < \delta \leq 1$. O teste não fornece nenhuma orientação da magnitude de δ , ou da identidade particular de determinado i , em que a hipótese nula é rejeitada.

Im, Pesaran e Shin (2003) 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 (2003) 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:

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

Para distinguir o processo de convergência como condicional ou incondicional, verificamos o intercepto ϕ . 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

Conforme apresentando em Ferrari (2012) a média do desemprego no Brasil em 2009 foi de 8,28%. No entanto, 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. Além disso, não foi verificado nenhum tipo de concentração do desemprego entre estados de uma mesma região.

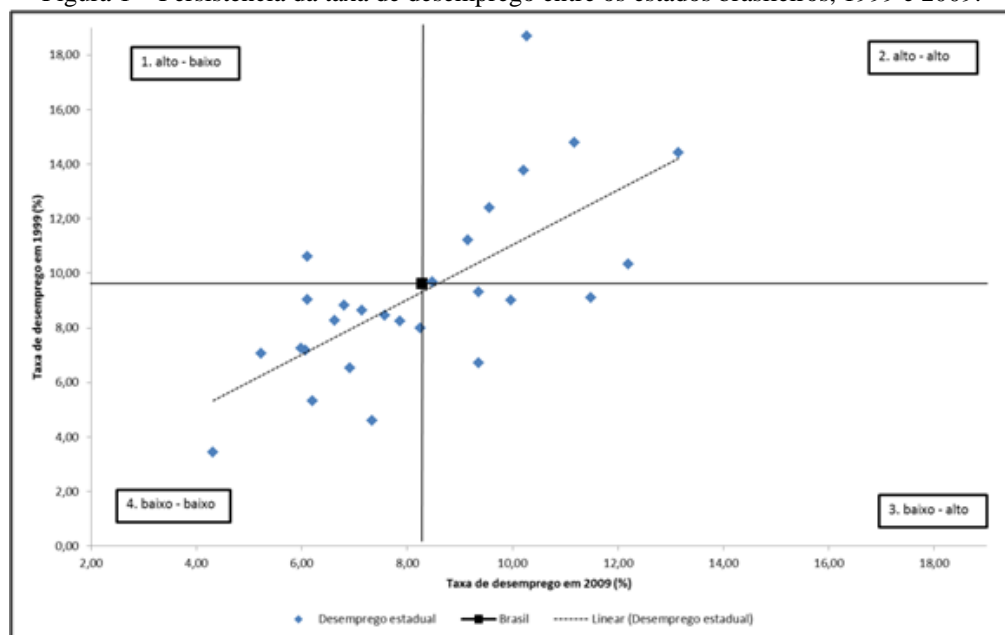
No que tange a persistência na taxa de desemprego, a ocorrência desta é caracterizada se um nível elevado, maior que sua taxa natural, ocorre por repetidos períodos. Blanchard e Katz (1992) aplicam um exercício simples para examinar a ocorrência de persistência: confrontam os dados de desemprego relativo num intervalo de 10 anos em um gráfico de dispersão. O mesmo exercício é aplicado para as regiões metropolitanas do Brasil por Corseuil, Gonzaga e Issler (1999), que concluem que as séries de desemprego das regiões metropolitanas apresentam uma persistência relativa baixa.

Na Figura 1 aplica-se este exercício para a série de desemprego dos 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. 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, 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 1.

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?

Figura 1 – Persistência da taxa de desemprego entre os estados brasileiros, 1999 e 2009.



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração própria.

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 1 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 relativo⁶.

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 1 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.

Tabela 1 - Resultado do teste de raiz unitária de Breitung e Meyer

1. Taxa de Desemprego Relativo		
Breitung e Meyer		
Lags	$\rho-1$	p-valor
0	-6.974	0.000***
1	-5.002	0.000***
2	-4.196	0.000***
3	-1.466	0.071*

2. Taxa de Desemprego Absoluta		
Breitung e Meyer		
Lags	$\rho-1$	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.

O teste de HT por assumir o T como fixo enquanto N tende ao infinito possui um bom ajuste a série de dados em análise. 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 2, 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.

⁶ O desemprego relativo se refere a diferença da taxa de desemprego estadual em relação a taxa de desemprego nacional.

Tabela 2 - Resultado do teste de raiz unitária de Harris-Tzavalis

1. Taxa de Desemprego Relativo

Modelo	p	z	p-valor
com constante	0.390	-14.425	0.000***
constante e tendência	0.235	-8.7984	0.000***

2. Taxa de Desemprego Absoluta

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.

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 ρ_i seja diferente entre os dados transversais.

As mesmas especificações adotadas no modelo HT, são procedidas no teste IPS. Conforme exposto na metodologia, não é possível incluir defasagens para o cálculo das estatísticas \bar{t} e $Z_{\bar{t}-bar}$, 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 3. 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 3 – 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%	$\bar{t} - bar$	$Z_{\bar{t}-bar}$	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	0.000***
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 converge para o seu equilíbrio de longo prazo.

Resta agora analisar se o processo de convergência ocorre para o mesmo equilíbrio (convergência incondicional) ou apresenta 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 α_i . Na Tabela 4 são apresentados os resultados na estimação.

Tabela 4 – Modelo autorregressivo de efeitos fixos para convergência incondicional.

1. Taxa de desemprego relativo – $R^2=0.655$			
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 – $R^2=0.683$			
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 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, apresentada na figura 1, podem ser vista como taxas de desemprego específicas de cada região, com cada região tendo um específico *steady-state*.

5. CONCLUSÃO

Este trabalho procurou analisar a configuração das disparidades regionais de desemprego, buscando através de testes de estacionariedade em painéis distinguir entre efeitos temporários ou permanentes dos choques sobre o mercado de trabalho das economias locais. Os resultados em todos os testes aplicados fortemente rejeitaram a presença de raiz unitária, indicando 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), 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 seis 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 dados com periodicidade mensal, que conseguem 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 diferenças metodológicas.

O resultado encontrado neste trabalho, de convergência com equilíbrio específico de cada região, se alinha com a abordagem teórica de equilíbrio e com a Teoria Compensatória. Segundo estas, a escolha locacional dos indivíduos leva em conta os salários, os atrativos regionais, ponderando com o efeito negativo do desemprego.

No que tange a mensuração das amenidades locais, Rocha e Magalhães (2011) inferiram sobre a influência das amenidades naturais nas escolhas locacionais dos trabalhadores de nove regiões metropolitanas. Apontaram a preferência dos trabalhadores 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. Sugestões para trabalhos futuros 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.

REFERÊNCIAS

- 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.
- 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.
- 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.
- 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>.
- BLANCHARD, O.; KATZ, L. Regional Evolutions. **Brookings Papers on Economic Activity**, n.1, 1992, p.1 - 75.
- BOND, S., C. Nauges and F. Windmeijer (2002), Unit Roots and Identification in Autoregressive Panel Data Models: A Comparison of Alternative Tests. Em: <ftp://www.cemfi.es/pdf/papers/wshop/nauges.pdf>.
- BREITUNG, J. and W. MEYER (1994), ‘Testing for Unit Roots in Panel Data: Are wages on different bargaining levels cointegrated?’, **Applied Economics** 26, 353-361.
- BREITUNG, J. **The local power of some unit root tests for panel data**. In: Advances in Econometrics, vol.15, Amsterdam, JAI Press, 2000.
- 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.
- FERRARI, T. K. **Disparidade e persistência do desemprego regional no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia), Programa de Pós-graduação em Economia, UFES, 2012.
- 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.
- HARRIS, R. D. F.; TZAVALLIS, 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, 2003, p.53 – 74.
- MARSTON, S. Two views of the geographic distribution of unemployment. **Quarterly Journal of Economics**, vol. 100, n.1, Fev.1985, p.57-79.
- 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.
- 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>.
- 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.