

# Flutuações no Mercado de Trabalho Brasileiro: Regiões Metropolitanas e Não-Metropolitanas

Camila Kraide Kretzmann

*Mestre em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM),  
Brasil*

Marina Silva da Cunha

*Doutora em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. Professora Associada do  
Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá, Brasil*

---

## Resumo

O objetivo do artigo é estudar as flutuações no mercado de trabalho das regiões metropolitanas e não-metropolitanas no Brasil. A hipótese é de que o mercado formal de trabalho vem apresentando comportamento diferenciado entre estas regiões, apresentando-se menos dinâmico nas metrópoles brasileiras. É utilizada a análise de cointegração através do método tradicional proposto por Engle-Granger, além do método inovador e ainda pouco conhecido de Pesaran et alii (2001), que permite a análise de séries estacionárias e/ou não-estacionárias. Os dois métodos indicam os mesmos resultados e sugerem que há um diferencial no comportamento de geração de emprego formal entre as regiões metropolitanas e não-metropolitanas tanto no Brasil quando nos estados, com exceção de Pernambuco.

*Palavras-chave:* Mercado de trabalho, Regiões Metropolitana e Não-Metropolitanas e Cointegração

*Classificação JEL:* J21, C22, R10

---

## Abstract

The objective of the article is to study the fluctuations in the labor market of the metropolitan and non-metropolitan regions in Brazil. The hypothesis is of that the formal market of work is presenting behaviour differentiated between these regions, presenting itself less dynamic in the Brazilian metropolises. The analysis is still used of cointegration through the traditional method proposed by Engle-Granger, besides the innovatory method and little known of Pesaran et alii (2001), which allows the analysis of stationary series and/or nonstationary. Two methods indicate the same results and suggest that there is differential in the behaviour of generation of formal job between the metropolitan and non-metropolitan regions so much in Brazil when in the states, with the exception of Pernambuco.

## 1. Introdução

No período recente, pesquisas vêm apontando um comportamento diferenciado na geração de emprego metropolitano e não-metropolitano, utilizando informações da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE), da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) e do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED/MTE). Segundo Kubrusly e Saboia (2006), enquanto os dados da PME/IBGE sugerem dificuldades na geração de emprego nas principais metrópoles do Brasil, os dados do CAGED apresentam forte geração de empregos formais no interior do país. Conforme Ramos (2006) o crescimento da ocupação nas regiões não-metropolitanas foi superior ao das regiões metropolitanas nos últimos anos, considerando informações da PNAD/IBGE.<sup>1</sup>

Neste contexto, o objetivo do presente trabalho é verificar as alterações no comportamento das flutuações de emprego nas regiões metropolitanas e não-metropolitanas brasileiras.<sup>2</sup> Conforme salientado, sabe-se que há um grande dinamismo nas regiões não-metropolitanas, com um significativo o crescimento do saldo de emprego formal no interior do país em detrimento das metrópoles.

Com isto, o artigo levanta a hipótese de que o mercado de trabalho nas regiões metropolitanas vem apresentando comportamento relativamente diferenciado e menos dinâmico que o das regiões não-metropolitanas do país, a qual será verificada através da análise de cointegração, pelo método tradicional de Engle e Granger (1987) e de Pesaran et alii (2001), que tem a vantagem de incorporar não só séries não-estacionárias, mas também as estacionárias.

Para tanto, o trabalho está dividido em três partes, além desta introdução e das considerações finais. A seguir, a seção 2 aborda as teorias de desenvolvimento regional que corroboram com a idéia de que existe uma desconcentração industrial e, conseqüentemente, realocização do emprego formal, além dos trabalhos empíricos relacionados ao caso. A seção 3 apresenta o comportamento do mercado de trabalho nos últimos dez anos nas regiões metropolitanas e não-metropolitanas brasileiras. A seção 4 aborda, além do método utilizado, que consiste na utilização do teste tradicional de Engle e Granger (1987), por se tratar de duas séries, a metodologia proposta por Pesaran et alii (2001). E, por fim, a seção 5 apresenta os resultados finais e discussões.

---

\* Recebido em fevereiro de 2008, aprovado em agosto de 2009.

E-mail addresses: [camilakre@yahoo.com.br](mailto:camilakre@yahoo.com.br) and [mscunha@uem.br](mailto:mscunha@uem.br)

<sup>1</sup> Conforme Ramos (2006), no período 1992-1999, o crescimento da ocupação aumentou 1,90% a.a. nas regiões metropolitanas e 1,70% a.a. nas não-metropolitanas, já no período 2001-2004 este crescimento foi, respectivamente, igual a 2,70% a.a. e 3,00% a.a..

<sup>2</sup> As regiões metropolitanas compreendem não mais que suas respectivas capitais estaduais.

## 2. Aspectos Teóricos e Empíricos

As flutuações no mercado de trabalho podem ser explicadas pelas teorias de desenvolvimento regional, uma vez que há uma estreita ligação entre a localização industrial e a geração de emprego nas diferentes regiões brasileiras, sejam elas interioranas ou metropolitanas.

A teoria da localização refere-se a todas as atividades econômicas no espaço, explicando as localizações da produção e os fluxos inter-regionais de insumos e mercadorias, simultaneamente. Esta teoria deve ser dinâmica, pois entre seus objetivos está a explicação do impacto das mudanças nas técnicas, custos de transporte, níveis de renda e gostos sobre os padrões locais de consumo e da produção (Richardson 1981).

Segundo Marshall (1982), a indústria localizada é identificada como uma indústria concentrada em certas localidades, sendo que, entre as causas desta localização, podem-se destacar as condições físicas (natureza do clima e do solo), a existência de minas e de pedreiras, e o fácil acesso por terra ou por mar. Assim, as indústrias localizadas tiveram suas origens a partir das condições do local, cujas vantagens são as seguintes: não há segredos de profissão, existem atividades complementares à indústria principal e a indústria oferece mercado constante de mão-de-obra especializada.

A realocação espacial das empresas industriais fez com que as novas indústrias buscassem espaços com menos densidade urbana, vida familiar sossegada e opções de lazer, ou seja, um ambiente favorável para os negócios (Dias e Neto 2004).<sup>3</sup> Assim, existe uma saída das indústrias de alta tecnologia das metrópoles para as cidades sem estas condições tradicionais, mas com qualidade de vida, às quais poderiam ser identificadas aqui como pertencentes à região não-metropolitana.

Para Lourenço (2006), após certos levantamentos, a desconcentração não se deu somente na década de 1990, mas foi renovada a partir de 1994, com o Plano Real e a abertura comercial, sendo que ainda há uma continuidade dessa tendência no país até recentemente.

Entre várias pesquisas sobre o comportamento do mercado de trabalho regional, podem destacar-se o estudo do desemprego regional no Brasil de Corseuil et alii (1999), no qual se constatam co-movimentos, não só de curto prazo, como também de longo prazo, no comportamento do emprego e o trabalho de Albuquerque Oliveira e Carneiro (2001), que analisaram as flutuações do emprego entre os diversos estados brasileiros em relação ao emprego observado no Brasil, utilizando a metodologia de cointegração de Engle e Granger (1987) e o modelo de correção de erros proposto por Pesaran et alii (1996).<sup>4</sup> Foram utilizadas as informações do CAGED/MTE, de 1985 a 1996. Conforme este estudo, o emprego,

<sup>3</sup> Para maiores detalhes ver Dias e Neto (2004).

<sup>4</sup> Pesaran, M. H.; Shin, Y.; Smith, R. J. *Testing for the existence of a long run relationship*. Department of Applied Economics, University of Cambridge, 1996 (DAE, Working Paper, 9622).

na maioria dos estados brasileiros, segue uma trajetória comum em relação ao emprego nacional, mas no longo prazo existem diferenciais permanentes.<sup>5</sup>

Na literatura internacional encontram-se os trabalhos de Chapman (1991) e Robson (1998), que não sugerem evidências de equilíbrio de longo prazo entre as taxas de desemprego. O primeiro fez uma aplicação por meio de técnicas de cointegração e causalidade para o Reino Unido, identificando que os diferentes níveis de desemprego entre as regiões ocorrem devido aos desequilíbrios na demanda. As diferenças estruturais entre as regiões e a composição industrial explicaram tais diferenciais do desemprego nas regiões. O segundo trabalho também estimou fraca relação de equilíbrio de longo prazo entre as taxas regionais e nacional de desemprego para o Reino Unido, porém, utilizando a metodologia de Pesaran et alii (1996).

Blanchard e Katz (1992) evidenciaram diferenciais no comportamento da taxa de desemprego entre os estados dos Estados Unidos no período a partir do Pós-Guerra até a década de 1990. Os movimentos do emprego foram acompanhados com as inovações na demanda de trabalho, isto é, através de choques de demanda (e oferta) foi possível obter mecanismos de ajustamento macroeconômico.

### 3. O Desempenho do Mercado de Trabalho Brasileiro

A fonte de dados para este trabalho foi obtida junto às informações mensais do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED) – Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Analisam-se as séries de saldo de emprego,<sup>6</sup> que foram dessazonalizadas pelo método da média aritmética móvel, centralizados em 12 períodos.<sup>7</sup> O ajustamento sazonal foi aplicado para obter uma melhor compreensão do movimento de longo prazo das séries, foco deste trabalho.<sup>8</sup> Assim, as séries originalmente de janeiro de 1996 a março de 2007, transformaram-se em séries dessazonalizadas de julho de 1996 a setembro de 2006. Foram consideradas as nove regiões metropolitanas abrangidas pelo Ministério do Trabalho e Emprego, que contemplam as regiões metropolitanas de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e Recife, sendo estas as regiões da Pesquisa

<sup>5</sup> Pode-se ressaltar que no presente trabalho a hipótese a ser testada refere-se ao movimento de longo prazo entre regiões metropolitanas e não-metropolitanas do Brasil e dos estados, diferente da análise realizada por Albuquerque Oliveira e Carneiro (2001), além de tratar de um período mais recente.

<sup>6</sup> A utilização do saldo de emprego está vinculada ao fato de que tal método é capaz de captar as diferenças no mercado de trabalho, nas regiões, ao invés da utilização de medidas agregadas de estoque de emprego. Entre os trabalhos que utilizaram o saldo do emprego, podem ser citados Davis e Haltiwanger (1992), que analisaram os Estados Unidos e Albuquerque Oliveira e Carneiro (2001) para o Brasil. O saldo é calculado a partir do número de pessoas admitidas no mercado de trabalho formal, subtraídas as pessoas desligadas, no qual se obtém a geração de novos postos de trabalho.

<sup>7</sup> Para maiores detalhes, ver Hoffmann (2006). Optou-se por trabalhar com o método de média móvel, uma vez que não foi possível aplicar o ajustamento sazonal X-11 ARIMA, pois havia valores negativos nas séries, o que impede o ajuste através de um modelo multiplicativo.

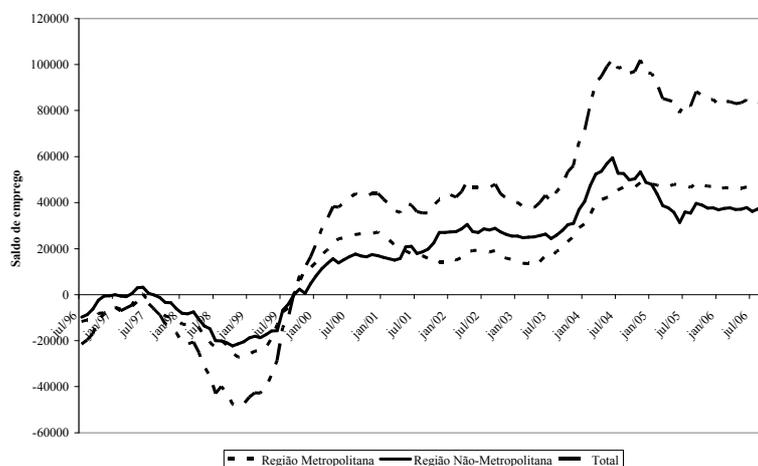
<sup>8</sup> Com a retirada dos efeitos sazonais, pode-se obter uma nova série, com menor dispersão que a original, permitindo, conseqüentemente, uma avaliação mais correta da fase em que a economia se encontra (Escária 1995).

Mensal do Emprego (PME/IBGE), além das regiões metropolitanas de Curitiba, Fortaleza e Belém e suas regiões não-metropolitanas.

Wonnacott e Wonnacott (1990) apresentam alguns conceitos relacionados à sazonalidade, e defendem a análise de séries dessazonalizadas, já que a aplicação de uma regressão simples da variável dependente sobre o tempo acusa certa tendência.

O saldo do emprego dessazonalizado nas regiões metropolitanas e não-metropolitanas das unidades da federação consideradas, ou seja, para o Brasil, está apresentado na figura 1. Inicialmente, o saldo de emprego é negativo no país, nas regiões não-metropolitanas e nas regiões metropolitanas, sendo que nesta última o saldo é um pouco melhor, fase esta que perdurou até o final de 1999.

A partir do Plano Real até janeiro de 1999, houve uma rápida expansão da demanda interna, em função da redução do imposto inflacionário e da valorização da taxa cambial, fato este que levou a um rápido crescimento das importações. De acordo com Silber (2002) as restrições iniciais ao crédito e o crescimento da taxa de juros não foram suficientes para controlar a rápida expansão do nível de atividade econômica, a variação do PIB confirma tal expansão.<sup>9</sup> No setor externo, observou-se transformação de um superávit em um déficit comercial. Assim, no período de janeiro de 1996 a janeiro de 1999, o saldo do emprego gerado pelas regiões metropolitanas foi de 555.242 e o das não-metropolitanas igual a 430.837, sendo então a região não-metropolitana a que menos desligava.



Fonte: Elaboração a partir dos dados do CAGED/MTE.

Fig. 1. Saldo de emprego no mercado de trabalho nas regiões metropolitanas e não-metropolitanas, Brasil, 1996-2006

<sup>9</sup> A taxa de crescimento econômico de 1996 a 2006, em percentual, foi igual a 2,15; 3,38; 0,04; 0,25; 4,31; 1,31; 2,66; 1,15; 5,71; 2,94 e 3,7, respectivamente, conforme o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Para Giambiagi (1999) um maior dinamismo da economia permitiria uma maior geração de empregos a partir dos anos 2000, e uma queda gradual da taxa de desemprego aberto. Ainda de acordo com o autor, a economia brasileira precisava crescer a taxas de 5% ou mais ao ano para não haver desemprego elevado, sendo que um crescimento desse porte só aconteceu em 2004.

Verifica-se que a partir do ano de 2000, o saldo de emprego passa a ser positivo no País. Em 2000, houve um crescimento do emprego, em que a região metropolitana se encontrava em situação mais favorável que a região não-metropolitana, até início de 2001. No entanto, no período seguinte, a região não-metropolitana ultrapassa os níveis de emprego da região metropolitana, até o início de 2005. Por fim, há uma estabilização na geração de empregos, em ambas as regiões, até o final do período analisado.<sup>10</sup> Dessa forma, nessa nova década, o saldo de empregos gerados nas regiões metropolitanas foi igual a 2.624.597 postos de trabalho, enquanto nas regiões não-metropolitanas foi igual a 4.037.869.

Em geral, a conjuntura brasileira oferece oportunidades ou não para o desempenho favorável do mercado formal de trabalho. Ou seja, propicia um ambiente gerador de novos postos de trabalho ou destruidor dos mesmos. Para que sejam criados empregos, faz-se necessário uma economia consolidada e em expansão, que pode ser entendido como aumento de gastos, tanto em consumo como em investimentos.

Segundo o IBGE (2007), o crescimento do PIB pode explicar os picos de emprego encontrados nos anos de 2000 e 2004. O ano de 2000 destacou-se pelo fato de o crescimento econômico ter sido expressivo, 4,31%. Em 2004 o emprego gerado também se sobressaiu, já que o PIB variou em 5,71%.

Ao longo do período analisado, o saldo do emprego gerado pelas regiões metropolitanas foi de 2.069.355 e nas não-metropolitanas de 3.116.893. Assim, pode-se afirmar que a região não-metropolitana aumentou relativamente seus postos de trabalho, o que está de acordo com a hipótese de que os empregos vêm se reduzindo nas metrópoles brasileiras. Isto se justifica pelo dinamismo crescente nas regiões não-metropolitanas, que vem estimulando a geração de emprego no interior.

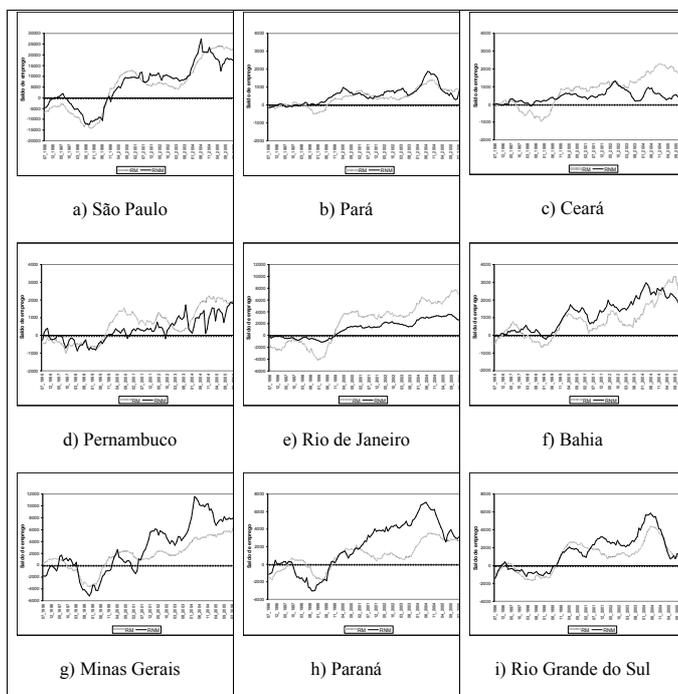
O saldo do emprego nas regiões metropolitanas e não-metropolitanas em cada estado é apresentado na figura 2. Na análise por estado é possível destacar três comportamentos distintos. Existem estados cuja proporção da geração de empregos é similar tanto nas regiões metropolitanas quanto nas regiões não-metropolitanas, na maior parte do período analisado; estados onde há predomínio da geração de empregos na região metropolitana; e, por fim, estados cujo predomínio da geração de empregos se dá na região não-metropolitana.

---

<sup>10</sup> Convém ressaltar que, segundo a população estimada pelo IBGE (2009), no período recente, 2002-2005, os nove estados aqui contemplados representaram mais de 70% da população residente no Brasil, sendo que a maior parte da população é concentrada nos estados de São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro, que representam, aproximadamente, 22%, 10,5% e 8,4% da população total, respectivamente. Com relação ao Produto Interno Bruto, para o mesmo período, percebe-se maior representatividade dos estados aqui analisados, com cerca de 78% do PIB do país, em 2005. Nesse ano, apenas São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais detinham 33,9%, 11,5% e 9,0%, respectivamente, do PIB brasileiro.

Os estados de São Paulo e Pará podem ser classificados no primeiro grupo, nos quais há grande similaridade na geração de empregos das regiões metropolitanas e não-metropolitanas. No entanto, a partir do quarto trimestre de 2004, em São Paulo, existe uma estabilidade do emprego na região metropolitana, enquanto que na região não-metropolitana há queda do emprego até metade de 2005, voltando a se estabilizar logo após, em um nível inferior à metrópole.

Cabe enfatizar que o Estado de São Paulo possui o maior volume de cadastros de empregados e desempregados do país, conseqüentemente, sua região metropolitana determina o comportamento da região metropolitana brasileira; assim como as mudanças na sua região não-metropolitana estão vinculadas às mudanças na região não-metropolitana do Brasil.



Fonte: Elaboração a partir dos dados do CAGED/MTE.

Fig. 2. Saldo de emprego no mercado de trabalho das regiões metropolitanas e não-metropolitanas dos estados de São Paulo (a), Pará (b), Ceará (c), Pernambuco (d), Rio de Janeiro (e), Bahia (f), Minas Gerais (g), Paraná (h) e Rio Grande do Sul (i), 1996-2006

Nos estados do Ceará, Pernambuco e Rio de Janeiro houve momentos de oscilação, mas, em geral, predominou a região metropolitana na geração de postos de trabalho. As regiões metropolitanas de Fortaleza, Recife e do Rio de Janeiro são conhecidas como turísticas, e neste caso, são elas que conseguem alavancar

o mercado de trabalho nestes estados, através da forte geração de empregos incentivada pelo setor de serviços.

Por fim, nos estados da Bahia, Minas Gerais, Paraná e Rio Grande do Sul, a série de geração de postos no mercado de trabalho foi superior nas regiões não-metropolitanas. No entanto, desde o final de 2004, a região não-metropolitana da Bahia tem enfrentado redução do saldo de emprego formal, mesmo assim, vale ressaltar, que em meados de 2005 a região metropolitana de Salvador também apresentou taxas de crescimento decrescentes, ou seja, o estado como um todo vem reduzindo seu saldo de emprego. Na região não-metropolitana de Minas Gerais também houve queda de emprego a partir de 2006, porém, a metrópole, Belo Horizonte, manteve um crescimento estável nos últimos anos. São os estados do Paraná e Rio Grande do Sul os que mais empregam nas regiões não-metropolitanas. Ambos enfrentaram uma drástica queda no segundo semestre de 2004, sendo que uma das justificativas é o agronegócio: a crise da agricultura, apesar das condições econômicas favoráveis no período. A partir de meados de 2005, os dois estados se recuperaram e voltaram a ascender suas taxas de emprego, mas não mais iguais às do início de 2004.

A seção seguinte aborda o método utilizado para alcançar o objetivo, que é verificar a hipótese de que o mercado de trabalho nas regiões metropolitanas e não-metropolitanas vem apresentando um comportamento diferenciado.

#### 4. Método

Nesta seção é apresentada a metodologia tradicional para séries temporais: teste de raiz unitária, Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron, análise de cointegração de Engle-Granger e estimação de um modelo de correção de erros irrestrito, conforme metodologia proposta por Engle e Granger (1987).<sup>11</sup> Além desta metodologia, também se utiliza o método de Pesaran et alii (2001), que inova ao testar a cointegração tanto para séries não-estacionárias quanto estacionárias. Este método é de fácil aplicação, uma vez que para realizar os testes estatísticos são utilizados as tradicionais estatísticas  $t$  e  $F$ .

Ao utilizar dados de série temporal para a análise empírica, com o Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL), supõe-se que as séries já sejam estacionárias, isto é, que sua média, variância e covariância permaneçam as mesmas durante todo o período analisado. No entanto, muitas séries de variáveis econômicas são não-estacionárias, já que não é possível prevê-las perfeitamente, o que prejudica a utilização do MCRL.

Para verificar se a série é estacionária, parte-se de um processo autoregressivo de primeira ordem [AR(1)],

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

<sup>11</sup> O termo MCE – Modelo de Correção de Erros foi empregado primeiramente por Sargan (1964).

Se  $|\rho| < 1$ , o processo é dito estacionário.

Admite-se que  $\varepsilon_t$  seja um ruído branco, ou seja, uma perturbação aleatória, com média zero e variância constante  $\sigma_v^2$ . Por outro lado, se  $\rho = 1$ , a variável estocástica,  $y_t$ , tem raiz unitária, ou seja, é não-estacionária.

O teste Dickey-Fuller assume que os erros são estatisticamente independentes e têm uma variância constante. Tal metodologia, portanto, exige cuidado para que esta suposição seja assegurada. Phillips e Perron (1988) desenvolveram uma generalização do procedimento Dickey-Fuller, que deixa mais amena a suposição com relação à distribuição dos erros.<sup>12</sup> Assim, Phillips e Perron (1988)<sup>13</sup> caracterizaram as distribuições e derivaram as estatísticas  $Z_\rho$  e  $Z_\tau$  do teste, que podem ser usados para testar a hipótese sobre os coeficientes  $a_i^*$  e  $\tilde{a}_i$ , sob a hipótese nula de que os dados são gerados por:

$$y_t = y_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

Os valores das estatísticas  $Z_\tau$  são iguais ou inferiores à estatística  $Z_\rho$ , isto é, possuem valores críticos absolutos mais rigorosos (Hamilton 1994).

Na análise de cointegração, conforme já salientado, além do procedimento tradicional de Engle e Granger (1987), é utilizado o procedimento de Pesaran et alii (2001).<sup>14</sup> No primeiro método, considera-se que uma combinação de duas séries, por exemplo,  $rm_t$  (região metropolitana) e  $rnm_t$  (região não-metropolitana), não-estacionárias pode ser estacionária. Se uma combinação linear existe, as séries temporais não-estacionárias são consideradas co-integradas. A combinação linear estacionária é chamada de equação de cointegração e deve ser interpretada como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Faz-se um teste de raiz unitária sobre os resíduos da regressão entre as duas séries (no exemplo,  $rm_t$  e  $rnm_t$ ), para verificar a existência da relação de equilíbrio, ou seja, para este teste é utilizada a equação:

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Cuja hipótese nula é  $H_0 : \rho = 0$ . Os valores estatísticos dessa estatística são obtidos em Engle e Yoo (1987).

Por outro lado, o trabalho de Pesaran et alii (2001) inova, pois propõe uma nova técnica para testar a existência de uma relação entre as variáveis em nível, sem levar em conta se os regressores são puramente  $I(0)$ , puramente  $I(1)$  ou uma combinação de ambos.

O método utiliza as estatísticas  $F$  e  $t$  na regressão do tipo Dickey-Fuller, para um conjunto de regressores  $I(0)$  e/ou  $I(1)$ . Considerando um limite inferior [ $I(0)$ ], em que as séries são estacionárias, e um superior [ $I(1)$ ], em que as séries são

<sup>12</sup> Os dois principais métodos que têm sido adotados são os procedimentos de Engle e Granger (1987) e o de Johansen, que é usualmente utilizado quando há mais de duas séries. Para maiores detalhes, ver Enders (2004).

<sup>13</sup> O teste usa erros-padrão de Newey-West para a correlação serial, enquanto que o teste Aumentado Dickey-Fuller usa *lags* adicionais da variável na primeira diferença.

<sup>14</sup> Ver Pesaran et alii (2001).

não-estacionárias, se as estatísticas  $F$  e  $t$  caírem fora do intervalo, o teste é conclusivo. Se os valores calculados estiverem abaixo do limite  $I(0)$ , o teste indica que as séries não são cointegradas, por outro lado, se o valor calculado estiver acima do limite superior, as séries são ditas cointegradas, quando as séries são integradas de ordem  $I(1)$ . Contudo, se as estatísticas caírem dentro dos limites, a inferência é inclusiva e se faz necessário saber a ordem de integração entre as variáveis.<sup>15</sup> Assim, os valores críticos para as estatísticas  $F$  e  $t$  foram obtidos para os limites em que as variáveis são consideradas estacionárias –  $I(0)$  e não-estacionárias –  $I(1)$ .

São considerados três casos:

Caso I: no qual não há intercepto nem tendência.

$$\Delta y_t = \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx,x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p=1} \Psi'_i \Delta z_{t-i} + w' \Delta x_t + u_t \quad (4)$$

Caso II: com intercepto e sem tendência.

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx,x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p=1} \Psi'_i \Delta z_{t-i} + w' \Delta x_t + u_t \quad (5)$$

Caso III: há intercepto e tendência.

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx,x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p=1} \Psi'_i \Delta z_{t-i} + w' \Delta x_t + u_t \quad (6)$$

em que  $Z_t = (y_t, x_t)'$ .

A partir destes casos, é possível fazer os testes para verificar os relacionamentos entre as variáveis sem precisar identificar a ordem de integração entre as mesmas. A estatística  $F$  para os casos I e II é obtida considerando as hipóteses nulas  $H_0^{\pi_{yy}} : \pi_{yy} = 0$  e  $H_0^{\pi_{yx,x}} : \pi_{yx,x} = 0'$  e as hipóteses alternativas  $H_1^{\pi_{yy}} : \pi_{yy} \neq 0$  e  $H_1^{\pi_{yx,x}} : \pi_{yx,x} \neq 0'$ .

No caso III, inclui-se também a seguinte hipótese nula:

$$H_0 : c_1 = 0$$

A estatística  $t$  é associada com o coeficiente da variável dependente defasada e a hipótese nula é dada por:

$$H_0 : \pi_{yy} = 0$$

Assim, podem ocorrer dois casos, quando as hipóteses são testadas:

- i)  $H_0$  não ser rejeitada e o procedimento, então, é inconclusivo;
- ii)  $H_0$  ser rejeitada, confirmando a existência ou não de um relacionamento de longo prazo entre  $y_t$  e  $x_t$ .

<sup>15</sup> Um método de limites também é apresentado por Banerjee et al. (1998), que propõe um teste de cointegração.

Quando há uma relação de longo prazo entre as variáveis, pode-se estimar o Modelo de Correção de Erros – MCE, isto quer dizer que há uma variação na variável dependente em torno de sua tendência de longo prazo de um conjunto de fatores exógenos  $I(0)$ , há uma variação da variável independente em torno de sua tendência de longo prazo, e a correção de erro, que é o erro de equilíbrio no modelo de cointegração. Assim, há uma forte ligação entre os modelos de cointegração e de correção de erro.<sup>16</sup> O modelo de correção de erros estimado pode ser representado por:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_i \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (7)$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z (y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_i \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (8)$$

no qual  $\beta_1$  é o parâmetro do vetor co-integrante normalizado,  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  são ruídos brancos (e que devem ser correlacionados) e  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_y, \alpha_z, \alpha_{11}(i), \alpha_{12}(i), \alpha_{21}(i), \alpha_{22}(i)$  são todos parâmetros. Então o conceito de cointegração imita a existência de um equilíbrio de longo prazo, no qual um sistema econômico converge no tempo, e o erro definido pode ser interpretado como um erro de desequilíbrio (ou seja, a distância que o sistema está afastado a partir do equilíbrio no tempo  $t$ ).

## 5. Resultados e Discussões

As estatísticas Dickey-Fuller (DF) sugerem que as séries são todas não-estacionárias, para todas as estatísticas  $\tau, \tau_\mu$ , e  $\tau_\tau$  ao nível de significância de 5%, com exceção da estatística  $\tau_\tau$  para a região não-metropolitana de Pernambuco (Anexo 1). No caso do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), todas as estatísticas das séries sugerem séries não-estacionárias. No teste Phillips-Perron, as estatísticas  $Z_\rho$  e  $Z_t$  sugerem que a série é não-estacionária, o que corrobora com os resultados dos testes anteriores. Dessa forma, pode-se concluir que as séries são integradas de ordem  $I(1)$ , em sua maioria. Portanto, os testes de cointegração, conforme a metodologia de Engle-Granger, podem ser realizados.

Conseqüentemente, parte-se para a análise de cointegração. A Tabela 1 apresenta o teste de cointegração de Engle-Granger. Ao nível de 5% de significância, o teste sugere que não há relação de cointegração entre as regiões metropolitanas ( $rm$ ) e as regiões não-metropolitanas ( $rn$ ) do Brasil e em quase todos os estados analisados, a exceção é o Estado Pernambuco.

Assim, o teste de identificação de cointegração, a partir da metodologia Engle e Granger, não apresentou indício de cointegração entre as regiões metropolitanas e não-metropolitanas, a não ser para a região não-metropolitana de Pernambuco.

<sup>16</sup> Greene (2003).

Na tabela 2, são apresentados os resultados da metodologia proposta por Pesaran et alii (2001), com as estatísticas  $F$  e  $t$ .

Tabela 1

Teste de cointegração Engle e Granger (1987), regiões metropolitanas ( $rm$ ) e regiões não-metropolitanas ( $rnm$ ), 1996-2006

Região	Variável dependente	Estatística $\tau$
Brasil	$rm$	-1,248
	$rnm$	-1,497
São Paulo	$rm$	-2,512
	$rnm$	-2,714
Rio de Janeiro	$rm$	-2,138
	$rnm$	-2,165
Minas Gerais	$rm$	-0,511
	$rnm$	-1,253
Paraná	$rm$	-1,156
	$rnm$	-1,158
Rio Grande do Sul	$rm$	-1,606
	$rnm$	-1,770
Bahia	$rm$	-1,761
	$rnm$	-1,714
Ceará	$rm$	-1,218
	$rnm$	-2,150
Pernambuco	$rm$	-2,819
	$rnm$	-3,460*
Pará	$rm$	-2,270
	$rnm$	-2,467

Fonte: Elaboração a partir das informações básicas do CAGED/MTE.

\* Rejeita-se a hipótese nula de que não há cointegração.

Nota: O valor crítico para o teste a 5% de significância,  $n = 2$ , é  $-3,37$ , conforme Enders (1996).

Para o Rio de Janeiro (região metropolitana dependente) há indícios de uma relação de cointegração, apenas para o teste  $t$  e o Caso I. Como as demais estatísticas sugerem o contrário, considera-se que não há relação de equilíbrio de longo prazo neste caso.

O procedimento indica a existência de cointegração apenas para o estado de Pernambuco, quando o comportamento das regiões metropolitanas e não-metropolitanas sugere um equilíbrio de longo prazo, em que a geração de emprego da região não-metropolitana é dependente da geração de emprego da região metropolitana de Recife.

Tabela 2

Teste de cointegração de Pesaran et alii (2001), regiões metropolitanas (*rm*) e regiões não-metropolitanas (*rnm*), 1996-2006

Região / Lags	Variável dependente	Estatística <i>F</i>			Estatística <i>t</i>		
		Caso I	Caso II	Caso III	Caso I	Caso II	Caso III
Brasil							
$p = 4$	<i>rm</i>	1,76	1,70	4,17	-1,87	-1,72	-2,79
	<i>rnm</i>	0,62	0,88	0,95	-0,93	-1,14	-1,42
São Paulo							
$p = 3$	<i>rm</i>	0,46	0,50	3,90	-0,92	-0,58	-1,78
	<i>rnm</i>	1,80	2,40	1,98	-1,82	-2,13	-2,30
Rio de Janeiro							
$p = 3$	<i>rm</i>	3,64	3,33	3,56	-2,70*	-2,45	-2,72
	<i>rnm</i>	2,17	3,44	2,58	-2,07	-2,62	-2,75
Minas Gerais							
$p = 2$	<i>rm</i>	1,37	1,29	2,60	-1,44	-1,50	-2,15
	<i>rnm</i>	1,59	1,88	1,25	-1,66	-1,71	-1,58
Paraná							
$p = 4$	<i>rm</i>	2,65	2,87	3,98	-2,27	-2,39	-3,44
	<i>rnm</i>	0,13	0,53	2,24	-0,14	-0,28	-1,37
Rio Grande do Sul							
$p = 3$	<i>rm</i>	3,28	3,26	2,32	-2,54	-2,53	-2,54
	<i>rnm</i>	1,04	1,91	2,06	-1,40	-1,82	-2,31
Bahia							
$p = 3$	<i>rm</i>	1,96	2,16	1,51	-1,95	-2,03	-2,06
	<i>rnm</i>	0,99	2,32	2,18	-0,47	-0,60	-1,29
Ceará							
$p = 2$	<i>rm</i>	1,76	1,13	1,76	-1,41	-1,40	-2,22
	<i>rnm</i>	2,31	5,40	3,67	-2,14	-3,28	-3,30
Pernambuco							
$p = 1$	<i>rm</i>	0,85	1,44	1,13	-1,15	-1,70	-1,83
	<i>rnm</i>	7,94*	8,02*	8,63*	-3,98*	-3,99*	-5,08*
Pará							
$p = 2$	<i>rm</i>	2,18	2,21	2,30	-2,08	-2,00	-2,54
	<i>rnm</i>	2,02	3,91	2,94	-2,00	-2,72	-2,81

Fonte: Elaboração a partir das informações básicas do CAGED/MTE. \* Valores que estão acima do limite  $I(1)$ . Os valores críticos a 5% do Caso I, Caso II e Caso III, para  $I(1)$ , são: 4,11; 5,73; e, 7,30, para a estatística  $F$ . Para a estatística  $t$ , os valores, seguindo a mesma ordem anterior, são os seguintes: -2,60; -3,22; e, -3,69.

Assim, na metodologia de Pesaran et alii (2001), em ambos os testes, todas

as estatísticas calculadas ficam abaixo dos valores críticos para as séries  $I(1)$ , com apenas uma exceção, para as regiões metropolitana e não-metropolitana de Pernambuco, enquanto que nas demais regiões tal fato não é evidenciado, o que corrobora com a metodologia de Engle e Granger (1987), que não apontou nenhuma relação de equilíbrio, exceto neste caso. É possível, então, concluir que as demais séries de emprego das regiões metropolitanas e não-metropolitanas não são co-integradas. Esses resultados são coerentes com o comportamento diferenciado do mercado de trabalho formal nessas regiões, pois, ao longo do período de 1996 até 2006, as regiões não-metropolitanas geraram mais postos de trabalho que as metropolitanas.

Portanto, deve-se proceder à etapa seguinte da análise de cointegração, em que é apresentado o modelo de correção de erros quando há relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Assim, considerando a presença de cointegração na região de Pernambuco, estima-se o vetor de correção de erros para tal estado, que é apresentado a seguir, em que a região não-metropolitana é a variável dependente. No entanto, inicialmente apresenta-se o modelo irrestrito, em nível, conforme sugerem Pesaran et alii (2001), para as flutuações de emprego em Pernambuco, representado por:

$$\begin{array}{l} rnmpt = -30,66 + 0,596 \quad rmr_t + \hat{u}_t \quad R^2 = 0,64 \\ (47,156) (0,0402) \quad d = 0,36 \end{array}$$

sendo que  $rnmpt$  representa a região não-metropolitana de Pernambuco e  $rmr$ , a região metropolitana de Recife e os valores entre parênteses, os desvios padrão. Os parâmetros são estatisticamente significativos, e o coeficiente associado à variável  $rmr$  sugere que para cada aumento do saldo de emprego em uma unidade na região metropolitana ocorre um aumento de 0,6 unidade no saldo de emprego na região não-metropolitana.<sup>17</sup> O  $R^2$  de 0,64 indica que o emprego na região metropolitana explica em 64% o emprego na região não-metropolitana.

O modelo condicional de correção de erro é apresentado na Tabela 3. Essas estimativas fornecem uma forte evidência sobre as dinâmicas que parecem existir entre os movimentos do emprego nas regiões metropolitanas e não-metropolitanas em Pernambuco.

Ao analisar o modelo de correção de erros para o Estado de Pernambuco, pode-se observar que a variável emprego da região metropolitana de Recife defasada está fortemente relacionada com o emprego no interior do Estado, considerando-se apenas um *lag*, sendo que o coeficiente estimado (0,59) é semelhante ao do modelo irrestrito, anteriormente apresentado. O coeficiente de correção de equilíbrio estimado em  $-0,094$  é estatisticamente significativo, ou seja, o mecanismo de correção de erros indica que os desvios da variável  $rnmpt$  tendem a ser corrigidos

<sup>17</sup> O modelo apresentou casos de heteroscedasticidade e autocorrelação. Para isso, foram utilizados os métodos de correção de autocorrelação, Cochrane-Orcutt e Prais-Winsten, e de detecção e correção de heteroscedasticidade, Breush-Pagan. Com tais métodos, o modelo de correção de erro melhorou, excluindo assim, estes problemas.

Tabela 3  
Modelo de correção de erros

Correção de Erro ( <i>rnmp</i> dependente)			
Regressor	Coefficiente	Desvio-padrão	<i>p</i> -valor
$\Delta rnmp_{t-1}$	0,0225	0,0935	0,810
$\Delta rmr_t$	0,5912	0,1481	0,000
$\Delta rmr_{t-1}$	-0,0550	0,1590	0,043
$\hat{u}_{t-1}$	-0,0942	0,0424	0,028
Constante	-1,6260	23,036	0,944

Fonte: Elaboração partir das informações básicas do CAGED/MTE.

mensalmente, durante o longo prazo, a taxas de 9,4%, sendo que, em pouco mais de dez meses o desvio se torna nulo e o ajuste é total.

Portanto, como o modelo de correção de erros do Estado de Pernambuco apresentou bons resultados, é possível avaliar que seja mais viável que as políticas públicas invistam mais na geração de emprego nessa região metropolitana, pois se verifica um efeito *transbordamento*. Depois que o mercado formal de trabalho se firma nesse grande centro, ele tende a se expandir também para as regiões interioranas de Pernambuco. Assim, pode-se verificar, através dos modelos de correção de erros, a importância do mercado de trabalho formal na região metropolitana de Pernambuco. Tal fato pode ser justificado pela força do turismo na região metropolitana de Recife, enquanto que o interior do Estado parece não apresentar um mercado de trabalho formal bem consolidado.

A análise a partir do procedimento de Engle e Granger (1987) e Pesaran et alii (2001) apresentaram resultados semelhantes, uma vez que ambos não indicaram cointegração, ou seja, relação de equilíbrio de longo prazo entre as regiões metropolitanas e não-metropolitanas do Brasil e dos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Bahia, Ceará e Pará, com exceção do Estado de Pernambuco.<sup>18</sup>

Em geral, este trabalho apresentou resultados semelhantes à Chapman (1991) e Robson (1998), pois não houve evidência de equilíbrio de longo prazo entre os saldos de emprego de grande parte das regiões metropolitanas e não-metropolitanas. Além disso, os resultados do trabalho corroboram a hipótese inicial do trabalho de que as regiões não-metropolitanas vêm apresentando um comportamento diferenciado em relação às metropolitanas, constituindo-se nas mais dinâmicas do país.

Além disso, pôde-se observar que o procedimento de Pesaran et alii (2001), além da vantagem de trabalhar com séries estacionárias e/ou não-estacionárias é de fácil aplicação, pois utiliza as tradicionais estatísticas *t* e *F*.

<sup>18</sup> Foi também aplicado aos dados o procedimento de Johansen, que sugere apenas uma equação co-integrante somente para o Estado de Pernambuco, o que mais uma vez confirma que os resultados aqui apresentados são robustos.

## 6. Considerações Finais

No período estudado, de 1996 até 2006, as regiões não-metropolitanas aumentaram relativamente seus postos de trabalho, o que está de acordo com a tese que afirma que a criação de postos de trabalho vem perdendo espaço nas regiões metropolitanas. Teorias de desenvolvimento regional também confirmam tal situação, já que existe todo um processo de desconcentração industrial, não só na década de 1990, como até recentemente, quando movimentos de geração de emprego se difundem com mais intensidade no interior do Brasil.

As regiões não-metropolitanas foram privilegiadas com novos investimentos, aumentando a sua capacidade de geração de postos de trabalho. Pernambuco, Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul ampliaram o mercado de trabalho nas suas regiões não-metropolitanas, enquanto os estados do Pará, Ceará e Bahia, reduziram relativamente seus postos de trabalho nessas regiões.

Foi possível verificar as alterações no comportamento das flutuações de emprego nas regiões metropolitanas e não-metropolitanas brasileiras e, ainda, testar a hipótese de que as duas regiões seguem um comportamento diferenciado, através dos testes de cointegração, Engle e Granger (1987) e de Pesaran et alii (2001). Estes sugerem os mesmos resultados, que as flutuações do emprego nas regiões metropolitanas e não-metropolitanas do Brasil e dos estados não são co-integradas, isto é, as regiões metropolitanas e não-metropolitanas não apresentam relação de longo prazo, com exceção de Pernambuco.

Pôde-se verificar, ainda, que o procedimento de Pesaran et alii (2001), além da vantagem de trabalhar com séries estacionárias e/ou não-estacionárias, é de fácil aplicação, pois utiliza as tradicionais estatísticas  $t$  e  $F$ . Ademais, destaca-se que este procedimento pode ser utilizado em análises com mais de duas séries temporais.

Assim, as flutuações de emprego dos estados, quando analisados individualmente, corroboram com a hipótese inicial de que vêm ocorrendo mudanças no mercado formal de trabalho nas diferentes regiões, sendo as regiões não-metropolitanas as mais dinâmicas do país, na maioria dos estados. Isto é, em geral, durante o período de 1996-2006 não houve um mesmo caminho percorrido pelo emprego formal nas regiões metropolitanas e nas regiões não-metropolitanas, o que evidencia o maior dinamismo do mercado de trabalho nas regiões interioranas do país, gerando mais postos de trabalho.

## Referências bibliográficas

- Albuquerque Oliveira, C. W. & Carneiro, F. G. (2001). Flutuações de longo prazo do emprego no Brasil: Uma análise alternativa de co-integração. *Revista Brasileira de Economia*, 55(4):493–512.
- Blanchard, O. J. & Katz, L. F. (1992). Regional evolutions. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1:1–75.

- Chapman, P. (1991). The dynamics of regional unemployment in the UK 1974-89. *Applied Economics*, 23:1059-64.
- Corseuil, C. H., Gonzaga, G., & Issler, J. V. (1999). Desemprego regional no Brasil: Uma abordagem emírica. *Revista de Economia Aplicada*, 3(3):407-435.
- Davis, S. J. & Haltiwanger, J. (1992). Gross job creation, gross job destruction and employment reallocation. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(3):819-863.
- Dias, R. S. & Neto, R. S. (2004). Uma análise das transformações espaciais decorrentes da passagem do regime fordista para os regimes flexíveis de acumulação. *Vértices*, 6(2):9-38.
- Enders, W. (1996). *Rats Handbook for Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, New York.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. Wiley Press, 2<sup>nd</sup> edition.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2):251-276.
- Engle, R. F. & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35(1):143-159.
- Escária, V. (1995). A utilização do método X-11 Arima na dessazonalização de séries de conjuntura. *Prospectiva e Planejamento*, 1. Disponível em: <http://www.dpp.pt/pages/files/ARIMA.pdf>. Acesso em 07 de julho 2009.
- Giambiagi, F. (1999). Perspectivas para a economia brasileira: 1999/2006. Texto para Discussão 74 IPEA, Rio de Janeiro.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey, 5<sup>th</sup> edition.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, New Jersey.
- Hoffmann, R. (2006). *Estatística Para Economistas*. Pioneira Thomson Learning, São Paulo, 4<sup>th</sup> edition.
- IBGE (2007). Panorama da economia brasileira. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em 26 de maio 2007.
- IBGE (2009). Contas nacionais 21 – Contas regionais do Brasil 2002-2005. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível Em <http://www.ibge.gov.br>. Acesso Em 15 de Junho 2009.
- Kubrusly, L. S. & Saboia, J. (2006). Uma análise multivariada da população ocupada nas regiões metropolitanas brasileiras. *Ensaios FEE*, 27(2):411-436.
- Lourenço, G. M. (2006). Desconcentração industrial: Ganhos e perdas do Paraná. *Análise Conjuntural*, 28(7-8):11-13.
- Marshall, A. (1982). *Princípios de Economia*. Abril Cultural, São Paulo.
- MTE (2007). Ministério do Trabalho e Emprego. Disponível em <http://www.mte.gov.br>. Acesso em 27 de junho 2007.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1996). Testings for the existence of a long run relationship. Department of Applied Economics, University of Cambridge, DAE Working Paper 9622.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16:289-326.
- Phillips, P. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2):335-346.
- Ramos, L. (2006). O desempenho recente do mercado de trabalho brasileiro. In Tafner, P., editor, *Brasil: O Estado de Uma Nação – Mercado de Trabalho, Emprego e Informalidade*, pages 307-353. IPEA, Rio de Janeiro.

- Richardson, H. W. (1981). *Economia Regional. Teoria de Localização, Estrutura Urbana e Crescimento Regional*. Zahar Editores, Rio de Janeiro, 2<sup>nd</sup> edition.
- Robson, M. T. (1998). *Are UK National and Regional Unemployment Rates Related in the Long-Run?* University of Newcastle, United Kingdom.
- Sargan, J. D. (1964). Wages and prices in the United Kingdom: A study in econometric methodology. In Hart, P. E., Mills, G., & Whitaker, J. K., editors, *Econometric Analysis for National Economic Planning*, pages 25–63. Butterworth, London.
- Silber, S. D. (2002). *Mudanças Estruturais na Economia Brasileira (1988-2002): Abertura, Estabilização e Crescimento*. USP.
- Wonnacott, T. H. & Wonnacott, R. J. (1990). *Introductory Statistics for Business and Economics*. John Wiley, New York, 4<sup>th</sup> edition.

## Anexo 1

Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), Brasil e estados, 1996-2006

Região	Série	DF			ADF			PP	
		$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_t$	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_t$	$Z_{\rho}$	$Z_t$
Brasil	<i>rm</i>	1,229	-0,301	-1,093	0,519	-0,436	-2,777	-1,156	-0,715
	<i>rnm</i>	0,307	-0,982	-0,999	0,222	-0,848	-1,801	-2,053	-1,143
SP	<i>rm</i>	1,307	-0,057	-1,102	0,335	-0,442	-2,990	-0,852	-0,556
	<i>rnm</i>	-0,030	-0,935	-1,722	-0,234	-0,928	-3,354	-2,072	-1,038
RJ	<i>rm</i>	0,668	-0,600	-1,440	0,650	-0,370	-2,297	-1,464	-0,857
	<i>rnm</i>	0,588	-0,717	-1,364	0,372	-0,809	-2,208	-1,428	-0,892
MG	<i>rm</i>	1,462	0,452	-1,636	0,530	-0,207	-3,292	-0,541	-0,285
	<i>rnm</i>	-0,396	-1,124	-1,219	0,104	-0,675	-1,566	-3,171	-1,358
PR	<i>rm</i>	0,408	-1,056	-1,508	0,966	-0,154	-2,315	-3,221	-1,365
	<i>rnm</i>	-0,062	-1,093	-0,942	-0,023	-0,885	-1,764	-2,262	-1,213
RS	<i>rm</i>	-0,409	-1,323	-0,902	-0,837	-1,766	-2,017	-4,786	-1,703
	<i>rnm</i>	-0,319	-1,549	-1,269	-0,336	-1,547	-0,980	-4,935	-1,795
BA	<i>rm</i>	-0,604	-1,508	-0,946	0,246	-0,726	-2,670	-4,924	-1,759
	<i>rnm</i>	-0,442	-1,448	-0,073	-0,125	-1,354	-0,658	-3,888	-1,599
CE	<i>rm</i>	0,667	-0,475	-1,836	0,603	-0,447	-3,149	-1,174	-0,682
	<i>rnm</i>	-0,415	-1,845	-2,048	0,234	-1,610	-1,630	-9,935	-2,313
PE	<i>rm</i>	-0,107	-0,863	-1,751	0,576	-0,755	-1,732	-2,174	-1,027
	<i>rnm</i>	-1,611	-2,089	-4,277*	0,454	-0,102	-3,232	-6,357	-1,791
PA	<i>rm</i>	-0,246	-1,312	-1,132	-0,181	-1,297	-1,555	-3,801	-1,541
	<i>rnm</i>	-0,318	-1,598	-1,712	0,145	-1,677	-0,922	-6,256	-1,922

Fonte: Elaboração a partir das informações básicas do CAGED/MTE. \* Rejeita-se a hipótese nula de que há raiz unitária a 5% de significância. Os valores críticos do teste DF a 5%:  $-1,950$ ,  $-2,906$  e  $-3,470$ , para os casos sem constante, com constante e com constante e tendência, respectivamente. Valores críticos do teste ADF:  $-1,950$ ,  $-2,906$  e  $-3,500$ , para os casos sem constante, com constante e com constante e tendência, respectivamente. Os valores críticos do teste PP a 5% de significância são:  $-13,744(Z_{\rho})$  e  $-2,900(Z_t)$ .