

Flutuações de Longo Prazo do Emprego no Brasil: uma Análise Alternativa de Co-integração*

Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira**

Francisco Galvão Carneiro***

Sumário: 1. Introdução; 2. Motivação teórica; 3. O caso do Brasil; 4. Conclusões.

Palavras-chave: emprego; modelos de correção de erros; co-integração.

Códigos JEL: J60; J61 e C32.

Este artigo analisa as flutuações do emprego dos diversos estados brasileiros em relação ao emprego nacional. O objetivo é verificar se é possível estabelecer uma relação de longo prazo entre o emprego estadual e o emprego nacional (Blanchard & Katz, 1992; Martin, 1997). Para tanto, o artigo utiliza a metodologia tradicional de análise de co-integração (Engle & Granger, 1987) e estima também um modelo de correção de erros irrestrito, conforme proposto por Pesaran et alii (1996). Os resultados corroboram a hipótese de que as flutuações do emprego na maioria dos estados seguem uma trajetória comum em relação ao emprego nacional, mas com diferenciais permanentes no longo prazo.

This paper analyzes employment fluctuations in the Brazilian states *vis-à-vis* the aggregate employment for the country as a whole. The objective is to verify whether it is possible to establish a long run relationship between state employment and national employment (Blanchard & Katz, 1992; Martin, 1997). The paper applies the traditional cointegration analysis methodology (Engle & Granger, 1987) and also the unrestricted error correction model, as proposed by Pesaran et alii (1996). The results lend support to the general hypothesis which states that both state and national employment levels fluctuate along a common trend, but with permanent differentials in the long run.

*Artigo recebido em jan. 2000 e aprovado em jul. 2000. Os autores agradecem os comentários e sugestões recebidos de Carlos Alberto Ramos, João Ricardo Faria, Jorge Saba Arbache, do editor João Victor Issler, e de dois pareceristas anônimos, responsabilizando-se inteiramente, no entanto, pelos erros e omissões remanescentes.

**Diretoria de Política Regional e Urbana do Ipea.

***Professor do mestrado em Economia de Empresas da Universidade Católica de Brasília.

1. Introdução

No início dos anos 1990, Blanchard e Katz (1992) chamaram a atenção para alguns fatores que poderiam afetar o comportamento do desemprego nos EUA, mas que não seriam comuns a todas as regiões do país. Eles investigaram a existência de diferenciais permanentes entre as taxas de desemprego dos diversos estados norte-americanos. Nessa mesma linha de pesquisa, Chapman (1991), Byers (1990) e Martin (1997) examinaram as disparidades dinâmicas do desemprego para o Reino Unido, ao passo que Altonji e Ham (1990) investigaram o quão o desemprego das províncias canadenses é afetado pelo desemprego nacional. Para o caso do Brasil, o trabalho de Corseuil et alii (1999) foi o pioneiro na análise da dimensão regional do desemprego, verificando os principais determinantes da variação da taxa de desemprego regional com relação à taxa de desemprego nacional.

Todos esses trabalhos pressupõem que as taxas de desemprego seguem uma tendência semelhante àquela observada para o país como um todo, mas que não existe uma perfeita sincronia entre as mesmas, o que imputa movimentos aparentemente desiguais com diferenciais persistentes, a medida que os ciclos econômicos ocorrem. Embora tal padrão de comportamento seja comum, essas flutuações não ocorrem de maneira perfeitamente coordenada e podem-se observar substanciais divergências nas diferenças regionais das flutuações do desemprego.

Neste artigo, pretendemos investigar as flutuações do emprego entre os estados brasileiros e compará-las com aquelas observadas para o Brasil em termos agregados. O fato de trabalharmos com uma série de emprego – e não desemprego – justifica-se por não haver estatísticas desagregadas sobre desemprego que cubram o país como um todo. Assim, utilizamos dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), que possibilita a construção de uma série com periodicidade mensal para todos os estados brasileiros.¹ A análise é baseada em metodologia recente desenvolvida por Pesaran, Shin e Smith (1996), utilizando a chamada equação irrestrita de correção de erro, que permite testar uma relação de longo prazo entre duas variáveis quando sua ordem de integração é incerta. Nesse sentido, o artigo avança tanto em termos metodológicos quanto na extensão da dimensão regional analisada.

¹ *Sabe-se que esta base apresenta problemas e algumas restrições, como, por exemplo, limitar-se a empregados formalizados, cujas empresas tenham respondido à Rais. Ainda assim, a Rais é a fonte que possui a maior cobertura em termos de pesquisa de emprego (Árias, 1998).*

Após esta introdução, a seção 2 apresenta uma revisão da literatura, buscando identificar evidências domésticas e internacionais sobre o comportamento de indicadores regionais *vis-à-vis* indicadores nacionais referentes ao mercado de trabalho. Na seção 3, fazemos uma análise empírica do emprego no país e seus estados, através da análise tradicional de co-integração baseada no método de Engle & Granger (1987) e da metodologia alternativa proposta por Pesaran et alii (1996). Por fim, apresentamos as conclusões na seção 4, que apontam para a existência de determinantes gerais que definem o comportamento do emprego, mas com diferenciais permanentes entre os estados brasileiros.

2. Motivação Teórica

Na essência do pensamento neoclássico, dada uma situação normal de concorrência, o excesso de oferta de mão-de-obra provocaria redução do salário; e, para o excesso de demanda, o salário se elevaria. A variável de ajuste do mercado de trabalho seria o salário. Essa escola serviu de base para outras abordagens, como a teoria do capital humano (Becker, 1962).

Ainda que partindo de fundamentos microeconômicos para explicar os desajustes do mercado de trabalho, uma outra corrente procura explorar as conseqüências de um mercado que não opera em concorrência perfeita. Para estes estudiosos, os empecilhos estruturais ou institucionais para o livre ajuste do mercado via salários ou para a livre movimentação de mão-de-obra para regiões com excesso de oferta de trabalho são as causas da persistência espacial das diferenças das taxas de desemprego. Os teóricos dessa linha buscaram fundamentar seus conceitos em princípios microeconômicos, como os *novos-keynesianos* (Romer, 1996).

Estreitamente vinculada a essa corrente está a assim chamada "teoria compensatória", que caracteriza as diferenças persistentes das taxas de desemprego entre as regiões de um país não como uma evidência de uma desigual demanda por trabalho, mas sim pelo fato de existirem fatores que interferem na preferência dos trabalhadores por certa região (Marston, 1985). Na essência desta teoria está o argumento que considera que o mercado está livre para se ajustar quando há excesso de oferta de trabalho (salários flexíveis e perfeita mobilidade de trabalhadores entre uma região e outra), mas poderia haver motivos para que trabalhadores permanecessem numa região com altas taxas de desemprego. Tais motivos seriam as amenidades da localidade

como, por exemplo, clima, altos salários, seguro-desemprego etc. Em tais condições, a migração não eliminaria as diferenças entre as taxas de desemprego das regiões, mas implicaria a manutenção de diferentes taxas naturais de desemprego entre as diversas regiões de um país.

À frente de outra linha de pensamento estão aqueles que vinculam o emprego à produção, e esta à demanda efetiva. O problema aqui não está mais associado exclusivamente ao mercado de trabalho, mas também ao mercado de bens e serviços e às expectativas quanto ao comportamento futuro dos agentes (Ramos, 1997). Segue nessa linha o pensamento de cunho puramente keynesiano. Tais interpretações poderiam também ser estendidas para o nível regional, uma vez que as diferenças na taxa de desemprego das regiões podem ser atribuídas às peculiaridades da demanda em cada uma dessas regiões.

Esta dicotomia perpassa a questão teórica e recai nos problemas de política para combate ao desemprego. Para os neoclássicos, o mercado é o mecanismo mais eficiente para ajustar os seus desequilíbrios. A intervenção do governo estaria orientada apenas para permitir que o mercado funcione sem distorções. Neste sentido, os problemas do desemprego somente podem ser solucionados via ajuste de mercado: mais precisamente, no mercado de trabalho. A sugestão keynesiana de política para o combate ao desemprego implica uma intervenção direta do governo na economia como agente promotor do crescimento. Para esta corrente, o desemprego é um problema associado à falta de demanda efetiva e deve ser combatido por meio de políticas fiscais expansionistas (Ramos, 1997).

Martin (1997) observa que as taxas de desemprego variam consideravelmente entre os diferentes tipos de indústria: o setor tradicional e a indústria pesada (metal-mecânica e têxtil, por exemplo) têm maior taxa de desemprego que a indústria moderna (eletroeletrônica, químico-farmacêutica etc.) e o setor serviços. A diferença nos padrões de composição setorial nas diversas regiões reflete o comportamento de longo prazo no crescimento do emprego regional. Com isso, tal composição setorial é dada como a principal razão para diferentes demandas por trabalho e taxas de desemprego entre as regiões.

Todavia, Martin (1997) chama a atenção para o fato de que a interpretação dessas diferenças vai depender de como estas são definidas. O autor argumenta que se pode ter uma medida em termos de diferenças dos pontos percentuais entre as taxas de desemprego regional e nacional. Essa medida mostra que as diferenças entre as taxas regionais de desemprego se acentuam quando o

desemprego nacional está crescendo, e que se tornam menores quando o desemprego nacional está caindo. Uma outra forma de medir as disparidades regionais é dada por meio da relação entre a taxa de desemprego regional e a taxa de desemprego nacional. Neste caso, as conclusões são exatamente opostas em relação àquelas extraídas da primeira medida. Durante os períodos de recessão, as diferenças tornam-se menores e, durante a expansão, tais diferenças se tornam maiores.

A escolha de uma medida ou outra também não se configura em algo trivial. Tal escolha vai depender dos objetivos de quem a faz e da política a ser adotada. Uma outra questão a ser considerada é se os trabalhadores que migram levam em consideração a diferença relativa ou absoluta da taxa de desemprego. Para Martin (1997), não há consenso sobre esta questão, mas a diferença em termos absolutos tem mais significado.

2.1 Resultados empíricos

O tratamento empírico sobre a hipótese de existência de uma relação estável entre taxas regionais e nacionais de desemprego tem-se baseado em duas vertentes metodológicas não necessariamente excludentes: análise de precedência temporal (ou de causalidade de Granger) e análise de co-integração. Nesse contexto, o que se procura testar é se é possível identificar algum padrão bem-definido sobre o comportamento das taxas de desemprego regionais *vis-à-vis* a taxa de desemprego nacional e/ou se essas taxas seguem uma trajetória comum e estável ao longo do tempo. Os resultados encontrados para diferentes países, com um ou outro método, não indicam a existência de um determinado consenso na literatura. Essa diversidade de resultados, no entanto, pode estar sugerindo que o padrão de flutuação das taxas de desemprego regionais e nacional estaria fortemente associado às características idiossincráticas de cada país.

Entre os trabalhos que apresentam evidência contrária à existência de um equilíbrio de longo prazo entre as taxas de desemprego, podemos citar Chapman (1991) e Robson (1998). O trabalho de Chapman (1991) analisa o caso do Reino Unido no período 1974-89 por meio da aplicação das técnicas de co-integração e causalidade. O autor abordou o problema de duas formas distintas. A primeira segue de perto o modelo de Thirlwall (1966) e diz que as flutuações do desemprego regional são comparadas com as flutuações do

desemprego nacional, mas que aquelas também se relacionam à demanda nacional, à estrutura industrial e a um elemento regional. A este modelo está associada a idéia de que a taxa de desemprego regional se aproxima da do desemprego nacional quando a economia está em expansão e vice-versa. A segunda forma está associada a questões de causalidade no sentido de Granger (1969), ou seja, à identificação de uma região onde alterações no mercado de trabalho local precedem alterações no mercado de trabalho de outras regiões.

O texto de Chapman (1991) aponta para duas explicações, que se encontram em Martson (1985) e Blanchard e Katz (1992), sobre o que determina a persistência das diferenças entre as taxas de desemprego das regiões do Reino Unido. A primeira diz que é um fenômeno em equilíbrio, ou seja, as diferenças regionais na taxa de desemprego são algo subjacente à região. A outra explicação segue um caminho diametralmente oposto e atribui tais diferenças a um fenômeno em desequilíbrio. Aqui, o que mantém essas diferenças é a dificuldade de ajustamento do mercado de trabalho das diversas regiões que compõem o país. Desta perspectiva keynesiana, o desemprego tanto regional quanto nacional estaria associado à demanda. Os diferentes níveis de desemprego entre as regiões devem-se aos desequilíbrios na demanda que surgem a partir das diferenças estruturais entre as regiões, e a composição industrial torna-se, assim, o principal fator que explica o porquê das diferenças nos padrões do desemprego das regiões.

Robson (1998) também concluiu que há uma fraca evidência de equilíbrio estável entre as taxas de desemprego regionais e a taxa de desemprego nacional no Reino Unido. O autor utiliza a metodologia alternativa proposta por Pesaran et alii (1996) para testar uma relação de longo prazo entre duas variáveis quando sua ordem de integração é incerta. Pela metodologia de Pesaran et alii (1996), o autor conclui que: para algumas regiões do Reino Unido, a evidência de uma relação de longo prazo depende da forma funcional da equação irrestrita de correção de erro; algumas outras regiões não apresentam nenhuma evidência de qualquer relação de longo prazo entre as variáveis, ou seja, a taxa de desemprego nessas regiões é sensível às variações da taxa nacional de desemprego no curto prazo, mas não no longo prazo.

Em contraste com os resultados de Chapman (1991) e Robson (1998), estão os trabalhos de Martin (1997), também para o Reino Unido, e Corseuil et alii (1999), para o caso brasileiro. Martin (1997) argumentou que, no Reino Unido, o desemprego tem dobrado a cada década, desde os anos 1960, e que

existe um sincronismo das taxas de desemprego regionais, onde as disparidades regionais se mantêm ao longo do tempo. Isto sugere que há um equilíbrio de longo prazo em tais disparidades. As perturbações que ocorreram são temporárias e não afetam o equilíbrio. O autor cita que certos estudos mostram que as flutuações do desemprego nos EUA são mais acentuadas que nos países da Europa, mas que tais diferenças são mais persistentes nestes países (Blanchard & Katz, 1992). A causa mais citada desta diferença de comportamento é que, nos EUA, o mercado é mais elástico, e um choque de demanda sobre o emprego é transitório, pois o salário e a migração se ajustam de forma a compensar as regiões mais afetadas; na Europa, ao contrário, esses mecanismos de ajustamento não se verificam, uma vez que a força dos sindicatos impede uma maior flexibilidade dos salários e há uma maior rigidez na migração.

A análise de Martin (1997), portanto, sugere que há uma tendência comum no comportamento das taxas de desemprego entre as regiões. Embora tal padrão de comportamento seja comum, essas flutuações não ocorrem de maneira perfeitamente coordenada. O autor reconhece que podem-se observar substanciais divergências nas diferenças regionais das flutuações do desemprego, mas argumenta que essas diferenças são persistentes, embora não estejam engessadas. Isto é, algumas regiões podem mudar de posição quanto à taxa de desemprego, mas sempre se mantêm abaixo ou acima da média nacional.

Corseuil et alii (1999) apresentam uma análise das taxas de desemprego locais e nacional para o caso do Brasil. Os autores procuram medir os efeitos de alterações agregadas na economia brasileira sobre o mercado de trabalho regional, considerando as seis regiões metropolitanas que realizam a Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Isso equivale a medir o quão influenciado está o mercado de trabalho da região pelas variações do mercado de trabalho nacional. O trabalho parte de três pontos básicos: a sensibilidade do desemprego regional a choques sobre o emprego nacional; a decomposição do desemprego regional em fatores agregados, fatores regionais e fatores setoriais; e as flutuações das taxas regionais de desemprego e as possíveis associações entre tais flutuações.

Os autores argumentam, ainda, que os fatores ligados ao tempo equivalem aos choques nacionais, pois são estes que fazem com que as regiões sejam afetadas igualmente; já os fatores *cross-section* dizem respeito às unidades regionais. Sua conclusão foi que o componente relativo ao tempo é superior,

o que indica que os choques agregados afetam o desemprego das regiões mais do que o componente estrutural. Mas certa cautela deve ser tomada nessa análise, pois os choques estruturais podem estar sendo subestimados devido à sua rápida propagação entre as regiões (teoria compensatória).

A decomposição das séries das regiões brasileiras levada a cabo por Corseuil et alii (1999) mostrou que o componente tendência é predominante. Isto significa que uma política de combate ao desemprego estrutural (de longo prazo)² seria mais eficiente se houvesse uma orientação para o desemprego de curto prazo. O exercício mostra, ainda, que não há clareza quanto à região que apresenta um maior nível de desemprego natural. Assim, não há por que priorizar uma região em detrimento de outra no que se refere à execução de políticas voltadas para combater o desemprego.

3. O Caso do Brasil

Nesta seção, utilizamos a metodologia proposta por Pesaran et alii (1996) para analisar as flutuações de emprego no nível estadual em relação a variações do emprego no nível nacional. Esses autores propõem uma nova abordagem para testar a existência de uma relação de longo prazo sem necessariamente ter de passar por testes de raízes unitárias. Em outras palavras, o que os autores propõem é um teste para verificar a existência de uma relação estável entre duas ou mais variáveis, independentemente do fato de os regressores serem estacionários, $I(0)$ ou integrados de ordem 1, $I(1)$. A justificativa para tal é que o comportamento de uma série histórica nem sempre pode ser explicado por uma função linear ou log-linear. Assim, em algumas situações, a partir de um dado ponto no tempo, uma série histórica pode mudar de padrão e impossibilitar que sua evolução possa ser explicada por qualquer função linear ou log-linear,³ o que, de certa forma, traz algumas dificuldades para os testes de raízes unitárias.

² *Exemplos de políticas deste tipo são sistemas públicos de intermediação de mão-de-obra eficientes e qualificação profissional.*

³ *Pesaran et alii (1996) ilustram este caso dizendo que tanto os investimentos na indústria manufatureira norte-americana quanto a apropriação de capital neste país apresentam uma série bem-comportada entre 1953 e 1964, mas também exibem uma tendência com fortes mudanças entre 1964 e 1974.*

Partindo da estatística F ou do teste de Wald, Pesaran et alii (1996) mostram que é possível construir um intervalo onde os extremos são valores dessas estatísticas quando as variáveis são integradas de ordem 1, $I(1)$, (extremo superior) ou de ordem zero $I(0)$, (extremo inferior). Segundo esse procedimento, se a estatística teste se encontrar neste intervalo, não haverá como inferir se as variáveis apresentam uma relação estável, isto é, um equilíbrio de longo prazo; mas se tais valores encontrarem-se fora desse intervalo, haverá como dizer, de forma conclusiva, que existe (ou não) equilíbrio de longo prazo.

Os autores consideraram o seguinte vetor auto-regressivo de ordem p [VAR(p)]:

$$z_t = b + ct + \sum_{i=1}^p \Phi z_{t-i} + e_t, \quad (1)$$

onde b e ct são os $k + 1$ componentes determinísticos (vetores de intercepto e tendência) e Φ é a matriz de coeficientes de ordem $(k + 1) \times (k + 1)$. A partir daí, chegam ao vetor de correção de erros irrestrito:

$$\Delta z_t = b + ct + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma \Delta z_{t-i} + e_t, \quad (2)$$

onde:

$$\Pi = -(I_{k+1} - \sum_{i=1}^p \Phi_i) \text{ (matriz dos coeficientes de longo prazo);}$$

$$\Gamma = -\sum_{j=i+1}^p \Phi_j \text{ (matriz dos coeficientes de curto prazo);}$$

$$\Phi_j = 1, \dots, p - 1.$$

Sob as hipóteses que garantem que as raízes do vetor z estão dentro do círculo unitário e que existe pelo menos uma relação não-degenerada de longo prazo entre y e x , por meio de partição de matrizes, expressa-se a primeira equação e as k restantes equações do vetor de correção de erros na seguinte forma:

$$\Delta y_t = b_1 + c_1 t + \pi_{12} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{11,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{12,i} \Delta x_{t-i} + e_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta x_t = b_2 + c_2 t + \pi_{22} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{21} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{22} \Delta x_{t-i} + e_{2t} \quad (4)$$

Combinando (3) e (4) e admitindo que a correlação contemporânea entre os erros dessas equações seja dada por

$$e_{1t} = w_{2t} + \xi_t$$

onde $w' = \sum_{22}^{-1} \sigma_{21}$, $\{\xi_t\}$ é *iid*(0, σ_ξ^2) e $\sigma_\xi^2 = \sigma_{11} - \sigma_{12} \sum_{22}^{-1} \sigma_{21}$, obtém-se o seguinte modelo:

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \phi y_{t-1} + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \varphi \Delta x_{t-i} + e_t \quad (5)$$

que equivale ao modelo de correção de erros irrestrito, onde $a_0 = b_1 - w'b_2$, $a_1 = c_1 - w'c_2$, $\phi = \pi_{11}$, $\delta = \pi'_{12} - \Pi'_{22}w$, $\psi = \gamma_{11} - w\gamma_{21,i}$, $\varphi_0 = w'$, $\varphi = \gamma_{12,i} - w'\Gamma_{22}$, $i = 1, \dots, p-1$.

A partir da equação (5), chega-se ao equilíbrio de longo prazo quando $\phi \neq 0$ e $\delta \neq 0$, que é dado por:

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 t + \theta x_t + v_t, \quad t = 1, 2, \dots$$

onde $\theta_0 = -a_1/\phi$, $\theta_1 = -a_1/\phi$, $\theta = -\delta/\phi$.

De acordo com Pesaran et alii (1996), a estabilidade da equação (5) é garantida quando $\phi < 0$, o que permite que a expressão possa ser representada por meio do mecanismo de correção de erros (ECM):

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \phi(y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \varphi \Delta x_{t-i} + \xi_t \quad (6)$$

A existência do mecanismo de correção de erros garante o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, isto é, o teste de hipótese para $\phi = 0$ revelaria a existência de um equilíbrio estável entre x e y . Todavia, esse procedimento exige que θ seja conhecido ou estimado, o que nos reporta ao problema da incerteza no que diz respeito à análise de co-integração (Cavanaugh et alii, 1995). Mas esse problema é facilmente contornado quando se considera o modelo de correção de erros irrestrito da equação (5) e se examina a hipótese conjunta $\phi = 0$ e $\delta = 0$.

3.1 Análise dos resultados

Na análise empírica, utilizamos dados da Rais para construir séries mensais de emprego para cada estado brasileiro ao longo do período 1985-96.⁴ Como a Rais é uma base de dados anual, a obtenção dos dados mensais foi feita a partir da concatenação com o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged), do Ministério do Trabalho. O próprio *software* para manipulação dos dados da Rais permite a extração mensal dos dados, por meio da diferença entre admitidos e desligados. Pode-se argumentar que o Caged subestima o número de postos de trabalho, uma vez que considera somente empregados celetistas. No entanto, uma comparação da Rais com o Caged e também com os dados relativos ao total dos ocupados, segundo a Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (Pnad), indicou a mesma tendência para o nível de emprego no país ao longo do período em consideração. Assim, como a Rais é a base que apresenta a maior cobertura (Árias, 1998), optamos pela sua utilização para os propósitos de nossa análise.

Antes de prosseguirmos com a implementação da metodologia de Pesaran et alii (1996), apresentamos os resultados dos testes tradicionais de co-integração para efeito de comparação. A tabela 1 apresenta os resultados dos testes de Dickey-Fuller aumentado para identificar a presença de raiz unitária nas séries de emprego para os estados brasileiros. Os resultados desses testes indicam que as séries da variável emprego nas unidades da Federação e no país são integradas de ordem 1 $I(1)$, ou seja, não-estacionárias em nível e estacionárias em primeiras diferenças. Esses resultados permitem que se busque uma relação de longo prazo para as variáveis emprego nos estados contra a variável emprego agregado (para o país como um todo), sem a possibilidade de se incorrer em regressões espúrias.⁵

⁴ Foram considerados apenas 21 estados, uma vez que foi necessário excluir da amostra o estado de Goiás, em virtude da criação do estado de Tocantins em 1988, e também os estados da região Norte, que apresentaram várias inconsistências nas séries de emprego.

⁵ Uma ressalva à utilização da metodologia de análise de co-integração diz respeito ao limitado poder desses testes na presença de amostras pequenas (Campbell & Perron, 1991). No entanto, como argumentam Hakkio e Rush (1991), o ponto relevante é sobre o tamanho da amostra, relativamente ao que se pode considerar como longo prazo. Nessa perspectiva, o período de intensos ajustes macroeconômicos que consideramos neste artigo pode ser caracterizado como um longo prazo, uma vez que foi permeado por um grande componente de incerteza.

Tabela 1
 Teste de estacionaridade para emprego estadual e Brasil

Variáveis	Em nível			Primeiras diferenças		
	t-ADF	Coefficiente	Lag	t-ADF	Coefficiente	Lag
Brasil	-2,6899	1,0030E+09	12	-2,9531**	1,03E+09	11
AL	-2,4927	2803,1	12	-2,5794*	2882,9	11
AM	-1,1712	2753,0	12	-4,1803***	2733,6	11
BA	-1,7988	14999	0	-10,392***	15258	0
CE	-1,0973	3770,3	1	-8,9242***	3786,4	0
DF	-1,4618	5793,5	0	-10,438***	5868,6	0
ES	-1,5442	2472,7	0	-8,7483***	2466,6	0
MA	-1,5331	1723,5	12	-4,1790***	1734,3	11
MG	-1,1203	19705	1	-7,8876***	19795	0
MS	-0,95943	2050,8	12	-4,9390***	2057,2	11
MT	-0,62265	6344,3	12	-3,5797***	6352,9	11
PA	-1,3467	3382,2	0	-9,4548***	3380,6	0
PB	-2,0847	6771,2	12	-4,4649***	6909,2	11
PE	-1,8352	6162,6	0	-9,3048***	6174,9	0
PI	-1,4605	1317,3	12	-4,2035***	1330,3	11
PR	-1,1797	14240	12	-3,1935**	14331	11
RJ	-0,87749	17225	12	-3,4430**	17288	11
RN	-1,6476	6713,7	12	-4,3194***	6799,9	11
RS	-1,9379	9842,3	1	-6,8576***	9995,0	0
SC	-2,2951	5284,8	1	-4,3417***	5250,9	1
SE	-2,4739	3607,8	12	-3,5650***	3705,9	11
SP	-2,8213	42939	1	-7,3852***	44327	0

Obs.: Para a escolha do número ótimo de lags, seguiu-se a sugestão, proposta em Doornick e Hendry (1994), de reduções sucessivas. *Pela tabela, Alagoas apresenta uma série integrada de ordem 2; todavia, o teste de Perron (1989), para identificar a estacionaridade de uma série com a possibilidade de quebra estrutural, revela que em todos os estados e no Brasil a série emprego é integrada de ordem um, inclusive em Alagoas. **Significante a 10% e ***significante a 5% com base nos valores críticos tabulados por Engle e Yoo (1987).

A tabela 2 apresenta os testes de co-integração, seguindo a metodologia de Engle-Granger (1987).⁶ Os valores das estatísticas *t*-ADF mostrados na tabela, quando comparados com os valores críticos apresentados em Engle e Yoo (1987), revelam que, dos 21 estados analisados, apenas seis apresentam uma relação de equilíbrio estável de longo prazo com o emprego nacional. Ao nível de significância de 10% temos co-integração para Alagoas e Distrito Federal, e ao nível de significância de 5% observamos co-integração para Espírito Santo, Maranhão, Mato Grosso e Piauí. Nos demais estados, não há evidência de equilíbrio de longo prazo com o emprego do país, segundo a metodologia de Engle-Granger (1987).

Tabela 2
Teste de co-integração

Estado	t-ADF	Número de lags
AL	-3.233*	12
AM	-2.769	12
BA	-2.555	1
CE	-2.794	1
DF	-2.939*	1
ES	-3.813**	1
MA	-3.386**	12
MG	-1.167	1
MS	-2.261*	13
MT	-4.013**	11
PA	-1.845	6
PB	-2.449	12
PE	-2.543	2
PI	-3.041**	1
PR	-1.515	12
RJ	-2.508	12
RN	-2.842	12
RS	-2.823	12
SC	-2.002	12
SE	-2.236	12
SP	-2.066	1

*Significante a 10% e **significante a 5% com base nos valores críticos tabulados por Engle e Yoo (1987).

⁶Supondo que duas séries de tempo quaisquer, *y* e *x*, sejam integradas de ordem 1, *I*(1), a metodologia tradicional consiste em estimar $y = \alpha + \beta x + u$, e verificar se $u \sim I(0)$.

Os testes de co-integração baseados na metodologia alternativa proposta por Pesaran et alii (1996) partiram da equação de correção de erros irrestrita, com observações mensais do emprego formal (Rais). A especificação do modelo na forma log-linear sugere que a relação entre o emprego de um dado estado e o do país ocorre sob a forma de taxa de crescimento, ou seja, o que estamos avaliando é a relação entre a taxa de crescimento do emprego do estado i e a do país. Esta distinção é importante porque nos permite identificar se, durante a expansão da economia, as diferenças do crescimento do emprego no estado i em relação ao país tendem a se agravar ou não (Martin, 1997).

A tabela 3 apresenta os resultados do modelo de correção de erros irrestrito⁷ para cada estado, onde percebemos situações distintas para alguns grupos de estados. Há um grupo que apresenta claramente uma relação estável entre as variáveis, incluindo Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Distrito Federal, Mato Grosso, São Paulo, Espírito Santo e Rio Grande do Sul. Um outro grupo é formado por aqueles estados que não estabelecem um equilíbrio de longo prazo entre suas respectivas taxas de emprego com a taxa do país ou porque os valores críticos do teste F foram inferiores aos limites inferiores dos testes apresentados por Pesaran et alii (1996) – Pará, Paraná e Mato Grosso do Sul –, ou porque não apresentaram coeficientes negativos ($\phi < 0$) – Bahia, Sergipe, Minas Gerais e Rio Grande do Norte.⁸ Comparativamente aos resultados obtidos com a metodologia de Engle-Granger (1987), apenas o estado de Alagoas não apresentou resultados coincidentes.

⁷ Em todos os modelos, não se rejeitou a hipótese nula de que os erros não são correlacionados e da inexistência de regressores auto-regressivos. Os testes de normalidade para a distribuição dos resíduos também não rejeitaram a hipótese nula de uma distribuição normal. Quanto à especificação dos modelos, o teste Reset de Ramsey (1969) mostrou que a forma funcional apresentada pela equação de correção de erros irrestrita não pôde ser rejeitada.

⁸ Já Alagoas apresenta uma relação que não pode ser determinada se considerarmos um nível de significância de 5%, pois a este nível de significância o teste F apresenta valores que se encontram entre os limites inferiores e superiores sugeridos por Pesaran et alii (1996). Assim, não se pode inferir sobre o equilíbrio de longo prazo entre o emprego desse estado e o emprego do país sem uma investigação maior das propriedades de integração dessas variáveis.

Tabela 3

Resultados do teste de Pesaran et alii (1996) para o caso do Brasil

Estado	Coefficiente LP	Coefficiente estado	Coefficiente Brasil	Pesaran	Lag	Tendência	Constante	Plano Collor	Plano real
AL	0,72	-0,04 (0,020865)	0,03 (0,015316)	5,34	12	-	-	-	-
AM	2,62	-0,04 (0,014388)	0,09 (0,027175)	6,23	1	-	-1,17	-0,01	-
BA	0,91	0,01 (0,013152)	-0,01 (0,010651)	17,17	12	-	-	-	-
CE	-0,35	-0,04 (0,021791)	-0,01 (0,018893)	6,20	2	-	0,00	-	-
DF	0,73	-0,01 (0,0079436)	0,01 (0,0062192)	22,91	10	-	-	-	-
ES	0,75	-0,12 (0,038915)	0,09 (0,029296)	25,79	6	0,00	-	-0,01	0,00
MA	0,72	-0,05 (0,010685)	0,04 (0,0077797)	48,74	1	-	-	-	0,00
MG	0,66	0,00 (0,013104)	0,00 (0,011296)	44,65	11	-	-	-	-
MS	1,29	0,03 (0,012949)	-0,04 (0,020431)	3,24	12	-	-	-0,01	0,00
MT	1,27	-0,02 (0,010596)	0,03 (0,021955)	8,16	12	-	-	-	7,78
PA	5,17	0,01 (0,013504)	-0,04 (0,01915)	2,89	2	-	0,53	-	-

continua

Tabela 3
Resultados do teste de Pesaran et alii (1996) para o caso do Brasil

continuação

Estado	Coefficiente LP	Coefficiente estado	Coefficiente Brasil	Pesaran	Lag	Tendência	Constante	Plano Collor	Plano real
PB	0,71	-0,02 (0,0056543)	0,01 (0,0041833)	21,25	1	-	-	0,00	-
PE	0,80	-0,13 (0,031195)	0,11 (0,025087)	17,58	12	-	-	-0,01	-
PI	0,69	-0,04 (0,0075512)	0,02 (0,005367)	57,40	4	-	-	-	0,00
PR	3,99	0,01 (0,0096631)	-0,04 (0,021246)	2,90	12	-	0,56	-	-
RJ	-0,47	-0,02 (0,016803)	-0,01 (0,016975)	4,16	1	-	0,43	0,00	0,00
RN	0,77	0,01 (0,0077183)	-0,01 (0,0055635)	10,89	12	0,00	-	-	-
RS	0,83	-0,04 (0,021738)	0,03 (0,018458)	51,44	1	-	-	0,00	-
SC	0,80	-0,16 (0,0398710)	0,12 (0,032118)	21,85	12	0,00	-	-	0,00
SE	4,92	0,02 (0,0081492)	-0,10 (0,023666)	9,73	1	-	-	0,00	-
SP	0,92	-0,07 (0,052696)	0,07 (0,049317)	39,65	12	0,00	-	-0,01	-

Obs.: Erros-padrão entre parênteses.

Temos, ainda, que os coeficientes de longo prazo representam a sensibilidade do emprego de um estado em relação ao emprego do país, apresentado na forma de coeficiente de elasticidade. Embora esses coeficientes sejam estatisticamente significativos, para a maioria dos estados, a flutuação do emprego é pouco sensível às variações do emprego nacional, ou seja, Alagoas, Bahia, Ceará,⁹ Distrito Federal, Espírito Santo, Maranhão, Minas Gerais, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte, Santa Catarina, e São Paulo apresentam seus respectivos coeficientes de elasticidade menores que a unidade. Isto implica dizer que, durante a expansão econômica, a taxa de emprego nesses estados tende a se afastar mais da taxa de emprego nacional. Os estados com alta sensibilidade são Amazonas, Mato Grosso, e Sergipe. Para esses estados, quando a economia cresce, a taxa de emprego tende para a taxa nacional.

Como forma de distinguir qualitativamente o efeito dos Planos Collor e Real sobre o emprego estadual, foram incluídas *step dummies* nas equações estimadas. Os estados com *step dummies* significativas para janeiro de 1990 apresentaram sinais negativos. Isto significa que o Plano Collor teve um efeito perverso e permanente no emprego desses estados, que são Amazonas, Espírito Santo, Paraíba, Pernambuco, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Sergipe e São Paulo. Já o Plano Real provocou um aumento no nível de emprego do Ceará, Espírito Santo, Maranhão, Mato Grosso, Piauí, Rio de Janeiro e Santa Catarina. Nesses estados, as *step dummies* para setembro de 1994 foram significativas, com coeficientes positivos.

4. Conclusões

Neste artigo, analisamos o comportamento do emprego nos estados brasileiros *vis-à-vis* o emprego nacional. Utilizando uma metodologia alternativa para análise de co-integração, baseada no chamado modelo de correção de erros irrestrito de Pesaran et alii (1996), e uma base de dados com ampla cobertura do mercado de trabalho nos estados brasileiros, confirmamos os resultados encontrados por Corseuil et alii (1999) sobre a existência de uma tendência comum entre os empregos estadual e o nacional no Brasil. Os resultados obtidos com a metodologia alternativa foram consistentes com os obtidos

⁹Embora o coeficiente de elasticidade do emprego do Ceará seja, em módulo, menor que 1, tem-se aqui uma exceção. Este coeficiente é negativo. Nesse caso, a resposta do emprego no Ceará, embora pequena, é inversa ao movimento da taxa de emprego no país.

com a metodologia mais tradicional de análise de co-integração, baseada no método de Engle-Granger (1987). Assim, a exemplo de resultados anteriores encontrados para países como o Reino Unido, Canadá e EUA, a evidência para o caso do Brasil também indica a existência de uma relação estável entre os empregos regional e nacional, mas com diferenciais permanentes entre as unidades federativas.

Essa constatação tem efeito direto sobre a escolha da política de emprego mais adequada. Entre as políticas de emprego, existem aquelas tidas como ativas, que procuram incentivar diretamente a criação de postos de trabalho e a possibilidade de inserção do trabalhador naqueles postos desocupados, e outras consideradas passivas, que atuam na oferta de trabalho, procurando reduzi-la ou mesmo aliviando os problemas do desemprego por meio de pagamentos de benefícios aos desempregados (Ramos, 1997). Assim, dependendo da conjuntura econômica observada, poder-se-ia privilegiar políticas ativas de emprego para estados com elasticidades maiores que 1, no caso de uma fase de expansão (reduzindo disparidades regionais), ou privilegiar estados com elasticidades menores que 1, em fases contracionistas (acelerando a criação de novos empregos).

Uma possível extensão deste artigo poderia ser feita por meio de um corte setorial, buscando testar a hipótese de equilíbrio de longo prazo para as flutuações do emprego nos diversos setores da economia. Pode-se ir além disso e testar também a tese levantada por Martin (1997), que atribui à composição setorial a principal razão para as diferentes demandas por trabalho e taxas de desemprego entre regiões (Abowd et alii, 1999).

Referências Bibliográficas

Abowd, J. M.; Kramarz, F. & Margolis, D. N. High wage workers and high wage firms. *Econometrica*, 67:251-333, 1999.

Altonji, J. & Ham, J. Variation in employment growth in Canada: the role of external, national, regional, and industrial factors. *Journal of Labor Economics*, 8:198-236, 1990.

Árias, A. F. *A evolução do emprego celetista (CLT) na década a luz de estimativas compatibilizadas entre Pnad, Rais e o Caged: uma proposta metodológica*. Brasília, Ipea, 1998. mimeog.

Becker, G. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 1962.

Blanchard, O. & Fischer, S. *Lectures on macroeconomics*. Cambridge, MIT Press, 1992.

_____ & Katz, L. *Regional evolutions*. 1992. *Brooking Papers on Economics Activity*, 1.)

Byers, J. D. The cyclical sensitivity of regional unemployment: an assessment. *Regional Studies*, 24:447-53, 1990.

Campbell, I. & Perron, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. *NBER Macroeconomics Annual*, p. 141-201, 1991.

Cavanagh, C. L.; Elliott, G. & Stock, H. J. Inference in models with nearly integrated regressors. *Econometric Theory*, 11:1131-47, 1995.

Chapman, P. The dynamics of regional unemployment in the UK 1974-89. *Applied Economics*, 23:1059-64, 1991.

Corseuil, C. H.; Gonzaga, G. & Issler, J. V. Desemprego regional no Brasil: uma abordagem empírica. *Economia Aplicada*, 3:407-34, 1999.

Doornick J. A. & Hendry, D. F. *PcGive 8.0: an interactive econometric modelling system*. International Thomson Publishing, 1994.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimations and testing. *Econometrica*, 55:251-66, 1987.

_____ & Yoo, B. S. Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, 35:143-59, 1987.

Granger, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, 34:541-51, 1969.

Hakkio, C. S. & Rush, M. Cointegration: how short is the long-run? *Journal of International Money and Finance*, 10:571-81, 1991.

Marston, S. T. Two views of the geographic distribution of unemployment. *Quarterly Journal of Economics*, p. 57-79, Feb. 1985.

Martin, R. Regional unemployment disparities and their dynamics. *Regional Studies*, 31:237-52, 1997.

- Perron, P. The great crash, the oil shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57:1361-401, 1989.
- Pesaran, H. 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.)
- Ramos, C. A. *Notas sobre políticas de emprego*. Ipea, 1997. (Texto para Discussão.)
- Ramsey, J. B. Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 31:350-71, 1969.
- Robson, M. T. *Are UK national and regional unemployment rates related in the long-run?* United Kingdom, University of Newcastle, 1998.
- Romer, D. *Advanced macroeconomics*. McGraw Hill. 1996.
- Thirlwall, A. P. Regional unemployment as a cyclical phenomenon. *Scottish Journal of Political Economy*, 13:205-19. 1966.