

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 704

Desigualdades Regionais e Elasticidade de Longo Prazo do Emprego nos Estados do Nordeste com Relação ao Emprego Nacional

Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira
Bruno de Oliveira Cruz

Brasília, fevereiro de 2000

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 704

Desigualdades Regionais e Elasticidade de Longo Prazo do Emprego nos Estados do Nordeste com Relação ao Emprego Nacional

Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira*
Bruno de Oliveira Cruz*

Brasília, fevereiro de 2000

* *Técnicos de Planejamento da Diretoria de Políticas Regionais e Urbanas do IPEA.*

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, ORÇAMENTO E GESTÃO
Martus Tavares – Ministro
Guilherme Dias – Secretário Executivo



Presidente
Roberto Borges Martins

DIRETORIA

Eustáquio J. Reis
Gustavo Maia Gomes
Hubimaier Cantuária Santiago
Luís Fernando Tironi
Murilo Lôbo
Ricardo Paes de Barros

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais e torna disponíveis, para a sociedade, elementos necessários ao conhecimento e à solução dos problemas econômicos e sociais do país. Inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro são formulados a partir dos estudos e pesquisas realizados pelas equipes de especialistas do IPEA.

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

Tiragem: 130 exemplares

COORDENAÇÃO DO EDITORIAL

Brasília – DF:
SBS Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10^o andar
CEP 70076-900
Fone: (61) 315 5374 – Fax: (61) 315 5314
E-mail: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

SERVIÇO EDITORIAL

Rio de Janeiro – RJ:
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14^o andar
CEP 20020-010
Fone: (21) 212 1116/212 1118 – Fax: (21) 220 5533
E-mail: editrj@ipea.gov.br

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

- 1 INTRODUÇÃO **5**
- 2 RESENHA BIBLIOGRÁFICA **6**
- 3 ANÁLISE DESCRITIVA DAS SÉRIES DE EMPREGO NOS ESTADOS DO NORDESTE **12**
- 4 METODOLOGIA **15**
- 5 A EQUAÇÃO DE CORREÇÃO DE ERROS IRRESTRITA: ANÁLISE DOS RESULTADOS FISCAIS **20**
- 6 CONCLUSÃO **24**
- REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS **26**
-



A produção editorial deste volume contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento, BID, por intermédio do Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas, Rede-IPEA, operacionalizado pelo Projeto BRA/97/013 de Cooperação Técnica com o PNUD.

SINOPSE

O presente trabalho estima as elasticidades de longo prazo do emprego nacional com relação aos estados da região Nordeste. Utiliza-se a metodologia sugerida por Peasaran *et alii* (1996), que se mostra bastante robusta, uma vez que não há necessidade de se conhecer a ordem de integração das séries. Conclui-se que todos os estados da região Nordeste apresentam elasticidade menor que 1, à exceção de Sergipe. Assim, as disparidades entre esses estados do Nordeste e o restante do país aumentam durante as fases de expansão da economia, mas, *mutatis mutandis*, há desconcentração em fases de desaquecimento, o que corrobora a literatura regional, como, por exemplo, a abordagem de Guimarães Neto (1996).

Palavras-chave: emprego, equilíbrio de longo prazo, desigualdades regionais.

ABSTRACT

This paper aims to estimate the long-run elasticity of national employment to states of the Northeastern region. We apply Peasaran's methodology, which is robust, since one does not have to know the integration order of the series. All states of the region, except for Sergipe, have an elasticity less than 1. Thus the regional disparities will be pro-cyclical, as has also been concluded by Guimarães Neto (1996).

Key-words: Employment, Long run Equilibrium and Regional Disparities.

Classificação JEL: J21, R23 e R12.

1 INTRODUÇÃO

Atualmente, a questão da geração de empregos tornou-se um dos principais tópicos da agenda de pesquisa da economia. No Brasil, entretanto, tem-se dado pouco enfoque à questão regional e ao mercado de trabalho. Quando se emprega uma análise regional, esta se restringe a algumas regiões metropolitanas, devido à utilização de bases como PME e PED, que são limitadas em sua cobertura espacial.

Este trabalho procura, portanto, cobrir uma lacuna no que se refere à abrangência espacial dos estudos sobre mercado de trabalho e economia regional e utiliza as informações da RAIS – Relação Anual de Informações Sociais – publicada pelo Ministério do Trabalho, que cobre todo o território nacional.

Mais especificamente, este estudo procura identificar qual a relação entre as flutuações do emprego nacional (como, por exemplo, uma política nacional de geração de empregos) e a dos estados da região Nordeste. Movimentos comuns do emprego entre os estados brasileiros sugerem que deve haver um mecanismo de transmissão dos choques de um estado para outro. Tais choques podem ser mais intensos em determinados estados que são mais sensíveis às flutuações do emprego nacional.¹

No âmbito internacional, existem diversos estudos que analisam a relação entre o mercado de trabalho nacional e os locais, mais especificamente, o desemprego nacional e regional. Esses estudos foram motivados pela persistência de diferenciais regionais nas taxas de desemprego. A questão era saber se durante a fase de expansão econômica do país o diferencial do desemprego se reduziria.

No Brasil, existem alguns trabalhos que tentam associar as flutuações do emprego ao produto. Oliveira e Guimarães Neto (1997), ao analisarem o comportamento do emprego e do produto do Brasil nos anos 90, mostram que, embora uma queda na produção tenha sido acompanhada de uma redução no número de postos de trabalho, nem sempre o crescimento do produto representou aumento do nível de emprego. Além disso, os autores levantaram a hipótese de que o emprego nas regiões brasileiras segue a mesma tendência do emprego nacional. Não obstante, sugerem a possibilidade da existência de diferenciais permanentes nas economias dessas regiões que mantêm as diferenças nos índices de emprego. Em outras palavras, há movimentos comuns entre o emprego das diversas regiões brasileiras, mas cada região apresenta características próprias. Oliveira (1999) testa empiricamente essa suposição e conclui que, de fato, há um equilíbrio de longo prazo entre as flutuações do emprego na maioria dos estados brasileiros e o emprego nacional.

¹ Este estudo trata exclusivamente do nível de emprego; os diferenciais de rendimentos inter-regionais foram apropriadamente discutidos em Servo (1999).

Essa relação sugere que, embora as economias do Nordeste e do país possam apresentar movimentos coordenados, uma cresce mais acentuadamente do que a outra, o que aumenta, certamente, as disparidades entre estas, durante as fases de expansão da economia, mas, *mutatis mutandis*, há desconcentração em fases de desaquecimento.

Desse modo, o presente texto analisa o comportamento do emprego nos estados da região Nordeste *vis-à-vis* o emprego nacional. Por meio de uma metodologia sugerida por Pesaran *et alii* (1996), estima-se a elasticidade de longo prazo do emprego nos estados da região Nordeste. Essa metodologia é bastante robusta, uma vez que não há necessidade de se conhecer, *a priori*, a ordem de integração das séries. Essa metodologia mostra-se de grande valia, haja vista as críticas à potência dos testes de raiz unitária. Faz-se, ainda, um teste de estabilidade dos parâmetros para garantir a utilização destes na simulação de política.

O trabalho divide-se da seguinte forma: no próximo capítulo, faz-se uma revisão da bibliografia; no capítulo 3, descreve-se a metodologia de Pesaran *et alii* (1996); no capítulo 4, apresentam-se os resultados empíricos e, por fim, as conclusões.

2 RESENHA BIBLIOGRÁFICA

2.1 Evidência Doméstica O comportamento do mercado de trabalho e o efeito da informalidade sobre a economia são adequadamente explorados em Carneiro (1997). O autor apresenta alguns resultados interessantes e mostra que as empresas buscam a informalidade como meio de escapar do excesso de tributação e regulamentação do governo. Apesar de o setor informal crescer com a recessão e declinar com a expansão econômica, seu crescimento mais acelerado nos anos 80, em regiões com maior nível de desenvolvimento e dinamismo (Sul e Sudeste), é um fator que corrobora a hipótese de que a recente informalização do mercado de trabalho brasileiro ocorreu face à excessiva intervenção do governo no mercado. Isso mostra que o mercado de trabalho informal não é exclusivamente uma forma de compensar a ausência do setor privado [Carneiro, *op. cit.*, p.16].

Carneiro (1997) mostra ainda que o mercado informal no Brasil serviu de *amortecedor* para a crise do anos 80. Conforme o autor, as estatísticas apontam que, não obstante o fato de o produto interno bruto e o produto industrial terem caído 0,3% e 3,4%, respectivamente, e o nível de investimento ter sido o mais baixo da década, o país continuou a conviver com baixo nível de desemprego e sem muitas perturbações sociais.² A taxa de desemprego nesse período permaneceu em torno de 4% enquanto o emprego formal crescia à taxa de 3% e o informal, à de 19% (*op. cit.*, p. 9).

² Camargo e Ramos (1988) apontam para uma *inversão no poder relativo dos diferentes grupos de trabalhadores no processo de formação de suas rendas* (pág. 63). Com isso, o país pôde, segundo os autores,

Portugal e Garcia (1996) chamam atenção tanto para a questão da precarização das relações do trabalho quanto para a elevação do *patamar* de desemprego observado a partir dos anos 60. Para efeito de análise, o trabalho desses autores divide a década de 80 em três períodos, dois dos quais marcados pela crise e recessão (1981/1983 e 1987/1989) e um outro pelo crescimento (1984/1986). A crise do primeiro triênio é acompanhada pela elevação do nível de desemprego. A economia nessa época, com baixo nível de abertura, fez que o ajuste do mercado de trabalho ocorresse por meio de demissões, redução salarial e aumento do nível de rotatividade da mão-de-obra. No período que vai de 1984 a 1986, o mercado de trabalho acompanhou o desempenho da atividade econômica. A expansão da economia fez que o nível de emprego crescesse, o que provocou uma redução na taxa de desemprego. No último triênio (1987/1989), o mercado de trabalho apresentava-se com elevado índice de informalidade. O congelamento de salários, com o Plano Cruzado (1986), alterou a distribuição da renda dos assalariados em favor dos informais.³ Contudo, a queda do produto em razão do fracasso do Plano Cruzado, embora não tenha afetado substancialmente o nível de emprego no mercado formal, teve efeitos significativos para os trabalhadores menos organizados. O ajuste do mercado formal ocorreu por meio da redução do número de horas trabalhadas no lugar das demissões.

Entretanto, o prolongamento da crise durante o governo Collor (1990/1992) fez que o rendimento médio dos trabalhadores caísse e o nível de desemprego aumentasse, embora em escala menor do que aquela observada no período 1981/1983. Todavia, a recuperação econômica, a partir de 1992, não se refletiu no mercado de trabalho. A explicação se sustenta em dois fatos: a exposição das empresas nacionais à concorrência externa, devido à abertura comercial, e as expectativas dos agentes quanto à duração da última crise. Por acreditarem em uma crise de longo prazo, os produtores se ajustaram a essa *leve* recuperação por meio da reestruturação produtiva.

Essas conclusões, no entanto, são hipóteses levantadas por Portugal e Garcia (1996) sem que exista uma corroboração empírica. Além do mais, os autores indicam a possibilidade de quebra estrutural quando falam da *reestruturação produtiva* e da *abertura comercial*, mas não testam empiricamente essa possibilidade.

Portugal e Garcia (1996) concluem que o Plano Real alterou a distribuição de renda entre os assalariados, em favor daqueles que ocupavam posto de trabalho no mercado informal. Como ressaltado, esse fato foi observado por Camargo e Ramos (1988) quando da análise do Plano Cruzado.

No que diz respeito a uma análise regional específica, uma proposta fundamental do texto de Corseuil *et alii* (1997) é medir os efeitos, no mercado de trabalho regional (foram consideradas as seis regiões metropolitanas que realizam a Pesquisa Mensal de

manter-se com reduzidas taxas de desemprego e até mesmo apresentar um discreto crescimento das rendas reais médias durante a crise dos anos 80.

³ Ver também Camargo e Ramos (1988).

Desemprego – PME), de alterações agregadas na economia brasileira. 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: (i) a sensibilidade do desemprego regional a choques sobre o emprego nacional; (ii) a decomposição do desemprego regional em fatores agregados, fatores regionais e fatores setoriais; e (iii) as flutuações das taxas regionais de desemprego e as possíveis associações entre essas flutuações.

O primeiro assunto a ser tratado refere-se à teoria compensatória, conforme descrita por Marston (1985). Essa teoria apresenta uma relação funcional estável entre salário, atratividade (condições favoráveis de uma região, como clima, infra-estrutura, segurança e outros benefícios sociais), e desemprego.⁴

Corseuil *et alii* (1997) argumentam ainda que os fatores ligados ao tempo equivalem aos choques nacionais, pois são esses os fatores que fazem que as regiões sejam afetadas igualmente, enquanto os fatores *cross-section* dizem respeito às unidades regionais. Os autores concluíram que o componente relativo ao tempo é superior, o que indica que os choques agregados afetam mais o desemprego das regiões do que o componente estrutural. É preciso, contudo, certa cautela nessa análise, pois os choques estruturais podem ser subestimados devido a uma rápida propagação destes entre as regiões (teoria compensatória).

Oliveira e Guimarães Neto (1997) realizaram um estudo que visava explorar, em período recente, o declínio generalizado do nível de emprego organizado no país. Analisaram as regiões e sub-regiões que mais perderam, em que momento ocorreram essas perdas e, por meio do estudo de alguns casos exemplares, identificaram as razões da redução, do aumento ou da manutenção do nível de emprego organizado. Os autores examinaram, também, o movimento cíclico da economia nacional e a evolução da distribuição da atividade produtiva nas regiões brasileiras. Na busca das explicações para os casos considerados relevantes, foram analisados os processos de reestruturação produtiva, de realocação industrial e de abertura econômica e foi feito um mapeamento sumário do impacto das transformações sobre os níveis de emprego organizado nas economias regionais. O trabalho concluiu que existem determinantes nacionais relevantes, mas reconhece casos nos quais aspectos regionais e setoriais muito específicos têm grande significação.

⁴ O modelo sugerido por Marston parte de uma função utilidade indireta $V(W, U, A) = \max_{I, X} \{u(X, A) + I[W(1-U) - X]\}$, na qual W representa salário; U, a parcela da força de trabalho desempregada; X, a cesta representativa dos bens disponíveis para consumo; e A, as características que tornam atrativa a região (amenidades). Sendo o nível de utilidade constante entre as regiões, tem-se a equação $V(W, U, A) = K$, na qual K é uma constante. Assim, $du = |(V_w/V_u)| dw$ ou $du = |(v_a/v_u)| da$. Isso significa que as alterações no desemprego podem ser compensadas tanto por variações no salário quanto por variações em A (para maiores detalhes sobre esse modelo, ver Marston, 1985).

Oliveira (1999) identifica o comportamento do emprego dos diversos estados brasileiros frente ao emprego nacional, por meio de uma análise empírica. Buscou-se, neste trabalho, uma relação de longo prazo entre a variável *emprego* estadual e a nacional. Foram utilizadas duas técnicas para esse fim. A primeira, bastante comum na literatura específica, correspondeu à análise de co-integração, segundo a metodologia de Engle-Granger. A segunda, até então inédita no país, partiu do modelo de correção de erros irrestrito, conforme apresentado em Pesaran *et alii* (1996). Esta apresentou resultados mais robustos e corroborou 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. Não obstante, alguns estados são mais sensíveis às flutuações do emprego nacional do que outros; há também aqueles que sofreram maiores perdas de postos de trabalho com o Plano Collor e outros que apresentaram ganhos com o Plano Real.

2.2 Evidência Internacional

Chapman (1991) procura identificar uma relação entre o desemprego regional e o nacional no Reino Unido, no período compreendido entre os anos 1974/1989, por meio da aplicação de técnica de co-integração e teste de causalidade. Sua principal conclusão é que o comportamento do desemprego regional não se aproxima muito do comportamento do desemprego nacional.

A forma como o autor abordou o problema seguiu por dois caminhos. O primeiro, baseado no que se denota por modelo de Thirlwall, considera que as flutuações do desemprego regional são comparadas com as flutuações do desemprego nacional, mas que as primeiras também se relacionam à demanda nacional, à estrutura industrial e a um elemento regional. A esse 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 se afasta quando há retração econômica.

O segundo caminho está associado a questões de causalidade, ou seja, a identificação de uma região na qual seu mercado de trabalho determina o comportamento do mercado de outras regiões.

O modelo de Thirlwall parte da seguinte equação:

$$\Delta u_{rt} = a_0 + a_1 \Delta u_{nt}$$

em que Δu_{rt} é a mudança na taxa de desemprego regional, Δu_{nt} , a taxa do desemprego nacional e a_1 , a sensibilidade do desemprego regional face ao desemprego nacional ($a_1 > 0$ implica regiões sensíveis e $a_1 < 0$, regiões insensíveis).

Esse modelo apresenta alguns problemas que também permanecem em outros modelos propostos a partir dele. O modelo não explicita nenhuma relação teórica entre as variáveis, carece de fundamentação teórica e os resultados apresentados são sensíveis à forma funcional. Alguns estudos – e até mesmo a abordagem de Thirlwall – sugerem que a variação na sensibilidade cíclica do desemprego pode estar relacio-

nada, em parte, com a estrutura industrial; mas isso é somente a explicação de algumas variações no desemprego regional.

A persistência das diferenças entre as taxas de desemprego das diversas regiões do Reino Unido mostra que há um equilíbrio estável entre as taxas regionais e nacionais de desemprego. Com base no pressuposto de que há uma persistência das diferenças dessas taxas, tanto em nível absoluto quanto relativo, Chapman (1991) faz um teste de co-integração para as variáveis *taxa de desemprego da região "r"* (u_r) e *taxa de desemprego do Reino Unido* (u_{uk}). Se essas duas variáveis são co-integradas, então a equação abaixo, que corresponde ao equilíbrio de longo prazo, pode ser estimada, sem que se caia em uma regressão espúria :

$$u_r = \mathbf{a}_r + \mathbf{b}_r u_{uk} \quad (1)$$

Dois séries co-integradas significam que qualquer choque que as tire do equilíbrio será corrigido no período seguinte. Isso equivale ao mecanismo de correção de erro. Então, se existe um mecanismo de correção de erro, é porque as séries são co-integradas.

Nesse caso, a equação abaixo poderia ser estimada:

$$\Delta u_{rt} = c_{r0} + c_{r1} \Delta u_{kt} - \mathbf{I} [u_{rt-1} - (a_{rt} + b_r u_{uk-1})] + v_t \quad (2)$$

em que \mathbf{I} representaria o mecanismo de correção de erro.

A equação (1) assemelha-se ao modelo de Brechling (1967) e a equação (2), ao modelo de Thirlwall. Como a equação (1) representa o equilíbrio de longo prazo, \mathbf{b} reflete não somente a diferença entre pressão da demanda de uma determinada região, em comparação à da nação, como também as diferenças institucionais da região. É nesse sentido que b pode ser considerado como a medida de sensibilidade do desemprego regional a movimentos cíclicos na demanda agregada. O desvio dessa medida é dado pela expressão entre parênteses, a qual pode ser interpretada como o componente regional do modelo de Brechling, ou seja, esta demonstra a distância entre as flutuações da taxa de desemprego de uma região e a taxa nacional.

O texto de Chapman (1991) aponta para duas explicações que se encontram em Marston (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 considera que esse é um fenômeno em equilíbrio, ou seja, as diferenças regionais na taxa de desemprego são subjacentes à região. A segunda 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.

A primeira explicação é compatível com o mecanismo de correção de erro encontrado na equação (1). Dentro da perspectiva keynesiana, o desemprego, tanto em nível regional quanto em nível nacional, está associado à demanda. Os diferentes ní-

veis de desemprego entre as regiões devem-se aos desequilíbrios na demanda que surgem a partir das diferenças estruturais entre as regiões. A composição industrial torna-se, assim, o principal fator que explica o porquê das diferenças nos padrões do desemprego das regiões.

Contudo, parece que tais variações não explicam bem esse fenômeno no pós-guerra no caso do Reino Unido. “Em particular, a taxa de desemprego tendeu a ficar abaixo da média em todas as indústrias em uma determinada região e acima da média em todas as indústrias em outras regiões” [Chapman, 1991]. O que existe, porém, é uma tendência para que as taxas de desemprego entre as indústrias se equalizem dentro de uma mesma região.

Um outro estudo de Martin (1997) mostrou que, no Reino Unido, o desemprego tem dobrado a cada década desde os anos 60, e que existe um sincronismo das taxas de desemprego regional, no qual as disparidades regionais se mantêm ao longo do tempo. Isso sugere que há um equilíbrio de longo prazo em tais disparidades. As perturbações que ocorreram são temporárias e não afetam o equilíbrio. Quanto à recessão do início dos anos 90, em particular, não há evidência clara se o que houve foi também uma perturbação temporária ou se isso significou uma mudança de nível nas taxas de desemprego das diversas regiões. De acordo com o autor, certos estudos mostram que as flutuações do desemprego nos Estados Unidos são mais acentuadas que nos países da Europa, mas lá essas diferenças são mais persistentes.⁵ As causas mais citadas dessa diferença de comportamento baseiam-se no fato de que, nos Estados Unidos, o mercado é mais elástico e um choque de demanda sobre o emprego é transitório; desse modo, o salário e a migração se ajustam de forma a compensar as regiões mais afetadas. Na Europa, esses mecanismos não se verificam: a força dos sindicatos impede uma maior flexibilidade dos salários e há maior rigidez na migração.⁶

A análise das taxas de desemprego regional no Reino Unido, ao longo de três décadas, mostra que há uma tendência comum no comportamento dessa variável entre as regiões. Embora esse padrão de comportamento seja comum, essas flutuações não ocorrem de maneira perfeitamente coordenada e pode-se observar substanciais divergências nas diferenças regionais das flutuações do desemprego. Fica evidente, porém, que essas diferenças são persistentes, embora não estejam engessadas, isto é,

⁵ Os estudos citados por Martin, a título de exemplo, são: Blanchard e Katz (1992), Eichengreen (1990, 1993 a e 1993 b), Bayomi e Eichengreen (1993) e Decressin e Fats (1995).

⁶ A questão sindical apresenta alguns aspectos interessantes. Em nível teórico, um sindicato único e forte, como ocorre nos países nórdicos, é preferível a situações onde existem vários tipos de sindicatos e várias centrais, pois, nesse último caso, cada sindicato, para melhorar a posição relativa de seus filiados, acaba por gerar mais desemprego. O outro extremo, ou seja, a ausência de sindicatos, como no caso dos Estados Unidos, também é preferível àquela situação intermediária, pois o mercado ajusta salários de forma a minimizar o desemprego [Calmfors e Driffil, 1988]. Arbache (1993) argumenta que o Brasil se configura como um caso intermediário, no qual coexistem sindicatos centrais ao lado de sindicatos pouco representativos, sem muito poder de barganha.

algumas regiões podem mudar de posição quanto à taxa de desemprego, mas sempre se mantêm abaixo ou acima da média nacional.

Com base em dados trimestrais para o período compreendido entre 1967 e 1996, Robson (1998) conclui, pela metodologia de Pesaran, Shin e Smith (1966), 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, e que 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. A última conclusão do autor é que a crise do início dos anos 90 não afeta de maneira significativa o padrão do desemprego regional.

3 ANÁLISE DESCRITIVA DAS SÉRIES DE EMPREGO NOS ESTADOS DO NORDESTE

O gráfico 1 descreve o comportamento das séries mensais de emprego dos estados da região Nordeste para o período compreendido entre os anos 1985 e 1996. Os dados foram apresentados em logaritmo natural como forma de compactar as oscilações e dar aos gráficos uma melhor apresentação. Alguns estados apresentam um certo padrão quanto ao comportamento do emprego. Maranhão, Ceará e Piauí apresentaram uma tendência de crescimento acelerado até 1990. A partir desse ano, houve momentos alternados de crescimento e declínio do emprego nesses estados. Todavia, a tendência de crescimento não permaneceu quando se considera o período 1985/1996.⁷ Devemos notar ainda que, até o ano de 1990, todos os estados, sem exceção, apresentaram crescimento no número de postos de trabalho.⁸ O estado de Pernambuco, porém, apresentou queda substancial no emprego a partir de 1990.

No caso específico de Pernambuco, Oliveira e Guimarães Neto (1997) apontam que, no período compreendido entre 1989 e 1995, esse foi o estado que mais perdeu postos de trabalho na região Nordeste. Quando comparado com os outros estados do país, Pernambuco corresponde ao quinto estado que mais perdeu postos de trabalho (em ordem crescente, Pará, Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo e Amazonas

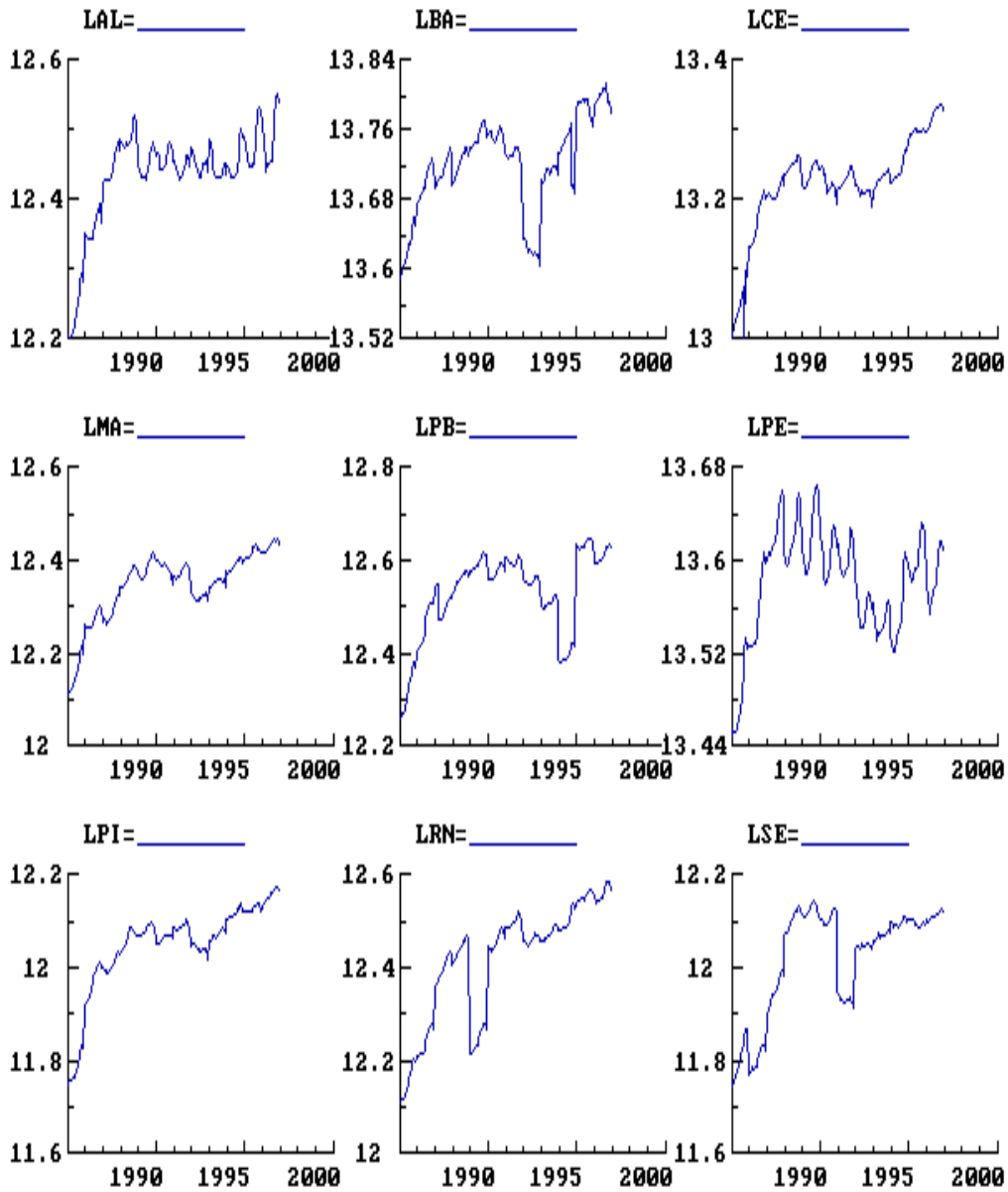
⁷ Como se verá mais adiante, a partir do modelo de correção de erros irrestrita, mostra-se que o termo tendência não foi significativo para todos os estados nordestinos; a exceção fica somente com o Rio Grande do Norte, que apresentou tendência estatisticamente significativa, mas com sinal negativo.

⁸ Há motivos para suspeitar que, de fato, não houve qualquer ganho em termos de postos de trabalho, mas uma melhora na qualidade dos dados e no grau de cobertura da RAIS, pois a taxa de desemprego apresentou-se crescente ao longo da década de 80. Mas o aumento do número de postos de trabalho é consistente com o aumento da taxa de desemprego, pois esta representa uma razão entre número de desempregados e PEA.

foram os estados que apresentaram maiores perdas de postos de trabalho entre 1989 e 1995).

Uma das possíveis justificativas, segundo Oliveira e Guimarães Neto (1997, *op. cit.*, p. 57) para a perda de postos em Pernambuco é o declínio da indústria de alimentos e bebidas (inclusive a produção de açúcar), que eliminou 45,9 mil postos de trabalho no referido período. “A desregulamentação ocorrida na economia canavieira, o alto grau de endividamento das usinas, a desativação do Proálcool, a obsolescência de parcela do parque açucareiro e os padrões administrativos inadequados explicam parte da crise do setor” [Oliveira e Guimarães Neto, *op. cit.*, p. 58].

GRÁFICO 1
Gráficos das Séries Emprego dos Estados do Nordeste Brasileiro em
Log: 1985 a 1996



4 METODOLOGIA

Na análise de co-integração está envolvido o conceito de não-estacionariedade das variáveis. Portanto, faremos uma pequena digressão sobre esse conceito e o teste de raiz unitária, segundo a metodologia de Dickey-Fuller [Harris, 1995].

4.1 Variáveis Estacionárias Versus Variáveis Não Estacionárias

Ao supormos que uma dada variável y seja gerada pelo seguinte processo (processo auto-regressivo de primeira ordem)⁹

$$y_t = \mathbf{r}y_{t-1} + \mathbf{e}_t$$

e ao supormos que a equação

$$y_t = y_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

descreva um caminho aleatório para a variável y e que, a partir de substituições sucessivas pode-se chegar a:

$$y_t = y_0 + \sum \mathbf{e}_{t-i} \quad (2)$$

Se ao invés de (1) partíssemos de

$$y_t = \mathbf{a}y_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (3),$$

teríamos, então, a partir de substituições sucessivas, a seguinte equação:

$$y_t = \mathbf{a}^t y_0 + \sum \mathbf{a}^t \mathbf{e}_{t-i} \quad (4)$$

A equação (1) descreve um processo integrado de ordem 1 I(1); enquanto a equação (2), derivada de (1), mostra que o impacto do termo *erro* (\mathbf{e}) é permanente na determinação de y , ou seja, o erro não se extingue ao longo do tempo. Ao supormos que $|\mathbf{a}| < 1$ em (4), então poderíamos dizer que o efeito de \mathbf{e} sobre y é transitório, ou seja, tende a ser zero quando $t \Rightarrow \infty$. Assim, diz-se que a equação (3) representa um processo integrado de ordem p .

Pela equação (2) fica evidente que a variância de y não é constante ao longo do tempo e que ela tende para o infinito com o tempo, e a equação (4) mostra que y tem variância finita. Com isso, fica claro que variáveis não estacionárias (equação (1)) apresentam variâncias diferentes ao longo do tempo que tendem para o infinito, enquanto variáveis estacionárias (equação (3)) apresentam variâncias finitas e constantes.

⁹ O modelo auto-regressivo de primeira ordem representa uma variável gerada pelo seu próprio passado mais um termo aleatório (\mathbf{e}_t). Esse termo aleatório representa o conjunto de todas as variáveis que explicam y , mas que foram excluídas do modelo e que são, por hipótese, aleatórias.

Uma série estacionária tende a retornar à sua média e a flutuar dentro de um intervalo constante, enquanto uma série não estacionária tem diferentes médias em diferentes períodos e a variância aumenta com o tamanho da amostra [Harris, 1995].

A questão é, então, saber se uma série é estacionária ou não. Variáveis que contêm raiz unitária são não estacionárias, e aquelas que não apresentam raiz unitária são estacionárias [integrada de ordem zero – I(0)]. Uma série não estacionária, quando combinada com outra série não estacionária, pode dar a falsa idéia de uma relação estável de longo prazo, quando, na verdade, não passa de uma relação espúria. Para que duas séries não estacionárias apresentem uma relação de significado econômico, é necessário que exista uma combinação entre as duas que seja estacionária [Harris, 1995].

Entre várias formas alternativas de verificar a presença de raiz unitária em uma dada série de tempo, a mais popular é o teste de Dickey-Fuller [Harris, 1995, p.28]. Ao seguirmos a apresentação de Harris (1995), a forma mais simples de realizar o teste de Dickey-Fuller equivale a estimar a equação (3) ou:

$$(1 - L)y_t = \Delta y_t = (\mathbf{a} - 1)y_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (5)^{10}$$

em que $\mathbf{e}_t \sim IID(0, \mathbf{s}^2)$.

A hipótese nula equivale a $H_0: \mathbf{a} = 1$ (a série contém raiz unitária, ou seja, é não estacionária) contra a hipótese alternativa $H_1: \mathbf{a} < 1$ (a série não contém raiz unitária, é estacionária).

Os valores críticos correspondentes à distribuição t padrão podem conduzir a uma rejeição da hipótese nula em frequência maior do que deveria (*over-rejection*). Daí a necessidade de usar a distribuição de probabilidade de Dickey-Fuller.¹¹

4.2 Testes de Raiz Unitária para os Estados do Nordeste

As tabelas 1 e 2 apresentam os resultados dos testes de Dickey-Fuller Aumentado para identificar a presença de raiz unitária. De acordo com essas tabelas, as séries da variável emprego nas unidades da federação e no país são integradas de ordem 1 [I(1)], ou seja, elas são não estacionárias em nível e estacionárias em primeiras diferenças. A exceção fica com Alagoas, que 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 1, inclusive em Alagoas.

¹⁰ Note-se que aqui é utilizado um AR(1). Todavia, pode haver erro de especificação quando, de fato, o processo é um AR(p). Em tal situação, usa-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), onde se incorporam *lags* até a ordem p.

¹¹ Na possibilidade de haver quebra estrutural, torna-se mais prudente usar o teste de Perron (1989).

TABELA 1
Teste de Estacionaridade Dickey-Fuller para Emprego
Estadual e Brasil: Variáveis em Nível

Variáveis	T-ADF	Coeficiente	LAG
Brasil	-2,6899	1,0030E+09	12
AL	-2,4927	2803,1	12
BA	-1,7988	14999	0
CE	-1,0973	3770,3	1
MA	-1,5331	1723,5	12
PB	-2,0847	6771,2	12
PE	-1,8352	6162,6	0
PI	-1,4605	1317,3	12
RN	-1,6476	6713,7	12
SE	-2,4739	3607,8	12

TABELA 2
Teste de Estacionaridade Dickey-Fuller para Emprego
Estadual e Brasil: Variáveis em Diferença

Variáveis	T-ADF	Coeficiente	LAG
DBrasil	-2,9531*	1,03E+09	11
DAL	-2,5794	2.882,9	11
DBA	-10,392**	15258	0
DCE	-8,9242**	3786,4	0
DMA	-4,1790**	1734,3	11
DPB	-4,4649**	6909,2	11
DPE	-9,3048**	6174,9	0
DPI	-4,2035**	1330,3	11
DRN	-4,3194**	6799,9	11
DSE	-3,5650**	3705,9	11

TABELA 3
Teste de Perron para Raiz Unitária com Quebra Estrutural

Variável	Teste F	Teste T
Brasil	9,509	3,084
AL	4,516	2,125
BA	5,186	2,277
CE	9,573	3,094
MA	3,818	1,954
PB	3,576	1,891
PE	8,032	2,834
PI	2,265	1,505
RN	7,857	2,803
SE	5,787	2,406

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 incorrer em regressões espúrias, por meio dos testes de co-integração. Todavia, como se viu, algumas condições alteram os valores críticos dos testes. Além do mais, o comportamento de uma série histórica nem sempre pode ser

explicado por uma função linear ou *log*-linear. Em algumas situações, a partir de um dado ponto no tempo, uma série histórica pode mudar de padrão e impossibilitar que sua evolução seja explicada por qualquer função linear ou *log*-linear,¹² o que, de certa forma, traz algumas dificuldades para os testes de raiz unitária.

4.3 A Equação de Correção de Erros Irrestrita: Descrição da Metodologia Como em uma análise de co-integração, faz-se necessário identificar a ordem de integração das variáveis em questão, mais precisamente, se elas são integradas de ordem 1 [I(1)]. Isso envolve um certo grau de incerteza, pois, na identificação de uma relação de longo prazo entre duas ou mais variáveis, há o envolvimento de procedimentos anteriores (testes de raiz unitária) aos testes de co-integração [Pesaran *et alii* (1996)].

Em vista disso, Pesaran *et alii* (1996) propõem uma nova abordagem para testar a existência de uma relação de longo prazo, sem necessariamente ter que se passar por testes de raiz unitária. Em outras palavras, o que os autores propõem é um teste para verificar-se a existência de uma relação estável entre duas ou mais variáveis independentemente de os regressores serem estacionários [I(0)] ou integrados de ordem 1 [I(1)].

Com base na estatística F ou no teste de Wald, os autores mostram que se pode construir um *intervalo* no qual 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 cair dentro desse intervalo, não há como inferir se as variáveis apresentam uma relação estável, isto é, um equilíbrio de longo prazo; mas, se tais valores caírem fora desse intervalo, há 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)]:

$$z_t = b + ct + \sum_{i=1}^p \Phi z_{t-i} + e_t \quad (6)$$

em que 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:

$$\Delta z_t = b + ct + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma \Delta z_{t-i} + e_t \quad (7)$$

em que:

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

¹² Pesaran *et alii* (1996) ilustram esse caso ao dizer que tanto os investimentos na indústria manufatureira norte-americana quanto a apropriação de capital nesse país apresentam uma série bem comportada, entre 1953 e 1964, mas também exibem uma tendência com fortes mudanças entre 1964 e 1974.

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

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

Com base nas hipóteses de as raízes do vetor z estarem contidas no círculo unitário e da existência de pelo menos uma relação não degenerada de longo prazo entre y e x , expressa-se a primeira equação e as k restantes equações do vetor de correção de erros por meio de partição de matrizes, na seguinte forma:

$$\Delta y_t = b_1 + c_1 t + p_{12} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} g_{11,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} g_{12,i} \Delta x_{t-i} + e_{1t} \quad (8)$$

$$\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{b}_2 + \mathbf{c}_2 t + \Pi_{22} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{g}_{21} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{22} \Delta x_{t-i} + e_{2t} \quad (9)$$

Ao combinar (3) e (4), e admitir que a correlação contemporânea entre os erros dessas equações é dada por:

$$e_{1t} = w'_{2t} + \mathbf{x}_t,$$

$$\text{em que: } w = \sum_{22}^{-1} \mathbf{s}_{21}, \{ \mathbf{x}_t \} \text{ é iid } (0, \mathbf{s}_x^2) \text{ e } \mathbf{s}_x^2 = \mathbf{s}_{11} - \mathbf{s}_{12} \sum_{22}^{-1} \mathbf{s}_{21}$$

obtem-se o seguinte modelo:

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \mathbf{f}' y_{t-1} + \mathbf{d}' x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{y} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \mathbf{j} \Delta x_{t-i} + e_t \quad (10)$$

que equivale ao modelo de correção de erros irrestrito, em que: $a_0 = b_1 - w' b_2$; $a_1 = c_1 - w' c_2$; $\mathbf{f} = \mathbf{p}_{11}$; $\mathbf{d} = \mathbf{p}'_{12} - \Pi'_{22} w$; $\mathbf{y} = \mathbf{g}_{11} - w \mathbf{g}_{21,i}$; $\mathbf{j}_0 = w'$; $\mathbf{j} = \mathbf{g}_{12,i} - w' \Gamma_{22}$; $i = 1, \dots, p-1$

A partir da equação (10) chega-se ao equilíbrio de longo prazo quando $\mathbf{f} \neq 0$ e $\mathbf{d} \neq 0$, que é dado por:

$$y_t = \mathbf{q}_0 + \mathbf{q}_1 t + \mathbf{q}' x_t + v_t, \quad t = 1, 2, \dots$$

$$\text{em que: } \mathbf{q}_0 = -a_1 / \mathbf{f}, \quad \mathbf{q}_1 = -a_1 / \mathbf{f}, \quad \mathbf{q} = -\mathbf{d} / \mathbf{f}.$$

De acordo com Pesaran *et alii* (1996), a estabilidade da equação (10) é garantida quando $\mathbf{f} < 0$, o que permite que a expressão possa ser representada por meio do mecanismo de correção de erros (ECM):

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \mathbf{f}(y_{t-1} - \mathbf{q}' x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{y} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \mathbf{j} \Delta x_{t-1} + \mathbf{x}_t \quad (11)$$

A existência do mecanismo de correção de erros garante o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, isto é, o teste de hipótese para $\mathbf{f} = 0$ revelaria a existência

de um equilíbrio estável entre x e y . Todavia, esse procedimento exige que q seja conhecido ou estimado, o que nos reporta ao problema da incerteza no que diz respeito à análise de co-integração [Cavanagh *et alii*, 1995].

Esse problema é facilmente contornado quando se considera o modelo de correção de erros irrestrito (equação (10)) e se examina a hipótese conjunta $f = 0$ e $d = 0$.

5 A EQUAÇÃO DE CORREÇÃO DE ERROS IRRESTRITA: ANÁLISE DOS RESULTADOS FISCAIS

Neste capítulo buscaremos apresentar os resultados obtidos com os testes para identificação de uma relação de longo prazo, por meio da metodologia apresentada por Pesaran *et alii* (1996).

A forma alternativa ao teste de co-integração para a identificação de uma relação de longo prazo entre as variáveis *emprego estadual* e *emprego nacional*, como já foi definida, parte da equação de correção de erros irrestrita. A equação que iremos utilizar assume a forma geral especificada abaixo [Pesaran *et alii*, 1996; Robson, 1998]:

$$\Delta y_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 t + \Phi y_{t-1} + \mathbf{b} x_{t-1} + \sum \mathbf{g}_i \Delta y_{t-i} + \mathbf{j}_i \Delta x_{t-i} + \mathbf{e}_t$$

em que:

y = emprego do estado;

t = tendência; e

x = emprego do país.

O procedimento consiste, com base na estatística F, em testar a hipótese nula $H_0: \Phi = \mathbf{b} = 0$, contra a hipótese alternativa $H_1: \Phi \neq 0$, e permitir, assim, a existência de uma relação de longo prazo degenerada, ou seja, $\mathbf{b} = 0$.

Tal abordagem estabelece valores críticos para situações em que a variável x é I(0) e I(1), como forma de determinar um limite inferior e um limite superior para o verdadeiro valor crítico. Se o teste de significância conjunta das variáveis em nível apresentar valores críticos inferiores àqueles do intervalo, diz-se que não existe equilíbrio de longo prazo; se tais valores forem superiores ao limite superior, há uma relação estável entre as variáveis em estudo. Todavia, se o valor crítico calculado estiver entre os dois limites (inferior e superior), não há como determinar se há ou não equilíbrio de longo prazo.

Os testes realizados neste estudo partiram da equação de correção de erros irrestrita, conforme descrita acima, com observações mensais do emprego formal (RAIS). O período considerado compreendeu o intervalo entre os anos 1985 e 1996.

Tomamos precaução quanto ao número de defasagens do modelo, pois os valores críticos também variam em função desse número. A especificação do modelo na forma *log*-linear sugere que a relação entre o emprego de um dado estado em relação

ao país ocorre sob a forma de taxa de crescimento, ou seja, o que se avalia é a relação entre a taxa de crescimento do emprego do estado i e a do país. Essa 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 4 apresenta os resultados do modelo de correção de erros irrestrito para cada estado.

TABELA 4
Resultados do Teste Pesaran

Estado	Coef. LP	Coef. Estado	Coef. Brasil	Pesaran	Lag	Tend	Const.	PlanoCollor	PlanoReal
AL	0,72	-0,04 (0,020865)	0,03 (0,015316)	5,34	12	-	-	-	-
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
MA	0,72	-0,05 (0,010685)	0,04 (0,007797)	48,74**	1	-	-	-	0,00
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
RN	0,77	0,01	-0,01	10,89**	12	0,00	-	-	-
SE	4,92	0,02 (0,0081492)	-0,10 (0,023666)	9,73**	1	-	-	0,00	-
NE		-0,01 (0,025102)	0,009 (0,022336)	17,883**	12				

Fonte: Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores entre parênteses representam o desvio padrão dos respectivos estados.

** Significância a 1%, indicam equilíbrio de longo prazo.

Antes de interpretarmos esses resultados, é bom que se diga algo sobre sua robustez. Foram realizados os testes AR(7) e ARCH(7) para a identificação de correlação serial nos resíduos e heterocedasticidade, respectivamente. Em todos os modelos, rejeitou-se a hipótese nula de que os erros são correlacionados e os regressores, auto-regressivos. Os testes de normalidade para a distribuição dos resíduos também rejeitaram a hipótese de uma distribuição não normal. Quanto à especificação dos modelos, o teste RESET mostrou que a forma funcional apresentada pela equação de correção de erros irrestrita não pôde ser rejeitada.¹³

Ao analisarmos os resultados apresentados na tabela 4, percebemos situações distintas para alguns grupos de estados. Há um grupo que apresenta, claramente, uma

¹³ Incluem-se *dummies* para eliminar *valores aberrantes (outliers)* presentes nas séries.

relação estável entre as variáveis, do qual fazem parte Maranhão, Paraíba, Pernambuco e Piauí. Alagoas, por sua vez, apresenta uma relação que não pode ser determinada se considerarmos um nível de significância de 5%, pois, a esse nível de significância, o teste F apresenta valores que se encontram entre os limites inferiores e superiores sugeridos por Pesaran *et alii* (1996). Nesse caso, não se pode inferir sobre o equilíbrio de longo prazo entre o emprego desse estado em relação ao emprego do país sem uma investigação maior das propriedades de integração dessas variáveis. Para Bahia, Rio Grande do Norte e Sergipe, embora o teste de significância aponte para o equilíbrio de longo prazo, o coeficiente da variável *emprego* desses estados apresentou-se positivo, o que indica a não-estabilidade de equilíbrio de longo prazo.

Temos, ainda, que os coeficientes de longo prazo representam a sensibilidade do emprego de um estado em relação ao emprego do país, apresentados 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, entre os estados que apresentaram uma relação estável de longo prazo, Ceará, Paraíba, Pernambuco e Piauí apresentam seus respectivos coeficientes de elasticidade menores que a unidade. Isso implica dizer que, durante a expansão econômica, a taxa de emprego nesses estados tendem a se afastar mais da taxa de emprego nacional. Sergipe, contudo, apresentou alta sensibilidade, o que significa que, quando a economia cresce, a taxa de emprego tende para a taxa nacional.

Embora o coeficiente de elasticidade do emprego do Ceará seja menor que 1, trata-se de uma exceção, pois este é negativo. Nesse caso, a resposta do emprego no Ceará, embora pequena, é inversa ao movimento da taxa de emprego no país. Em momentos de crise, o emprego no Ceará tende a crescer, quando a economia está em expansão. Em outras palavras, o movimento do emprego no Ceará é anticíclico em relação ao país.

Esse comportamento distinto do Ceará em relação aos demais estados está bem justificado em Oliveira e Guimarães Neto (1997). A recente expansão econômica do Ceará, o processo de modernização de certos segmentos produtivos no estado, a consolidação do pólo têxtil de Fortaleza, a ampliação da capacidade de investimento do governo estadual e seu comportamento agressivo para atração de investimentos privados (*guerra fiscal*) imprimiram uma dinâmica diferenciada na economia cearense e também na tendência do emprego.

Como forma de distinguir qualitativamente o efeito dos Planos Collor e Real sobre o emprego estadual, foram incluídas *step dummies*. Os estados com *step dummies* significativas para janeiro de 1990 apresentaram sinais negativos. Isso implica dizer que o Plano Collor teve um efeito perverso no emprego desses estados (Paraíba, Pernambuco e Sergipe). Já o Plano Real provocou um aumento no nível de emprego do Ceará, Maranhão e Piauí. Nesses estados, as *step dummies* para julho de 1994 foram significativas com coeficientes positivos.

O Rio Grande do Norte apresenta-se com o coeficiente do termo tendência negativo. Nesse estado, há um declínio natural do emprego que não se relaciona com o resto do país. Nos demais estados, os coeficientes do termo tendência foram não significativos.

Contudo, a estabilidade dos parâmetros tornou-se preocupação na literatura econômica, principalmente após a chamada *crítica de Lucas*. Isto é, os parâmetros estimados empiricamente não poderiam balizar políticas, pois os agentes seriam racionais e alterariam o valor dos coeficientes, o que resultaria em políticas econômicas inócuas. Como forma de evitar a *crítica de Lucas*, desenvolveu-se o conceito de invariância dos parâmetros. Pode-se dizer que, se há um choque no modelo marginal, deve-se garantir que os parâmetros do modelo condicional não se modificam. Nas regressões realizadas neste trabalho, temos uma interpretação bastante clara: se as elasticidades de longo prazo forem invariantes, significa que podemos utilizá-las para a simulação de política, e ainda, mesmo durante um período no qual certamente o país sofreu diversas mudanças de regimes, o parâmetro calculado manteve-se inalterado. A sensibilidade do estado com relação ao país seria invariante com todas as mudanças no processo de geração/destruição de empregos no Brasil durante o período estudado.

TABELA 5
Testes de Estabilidade dos Parâmetros

Estado	Teste F para Variáveis Omitidas	Valor p (<i>p-value</i>)
BA	0,020	88,88
CE	6,84	1,06 ¹
MA	1,19	27,78
PB	12,61	0,001 ²
PE	5,76	0,001 ²
PI	2,69	7,22
RN	340,42	0,00 ²
SE	1,03	31,23
NE	0,34568	55,79

Nota: ¹ Significância a 5%, ao rejeitar a hipótese de estabilidade dos parâmetros.

² Significância a 1% ao rejeitar a hipótese de estabilidade dos parâmetros.

Obs.: Os testes F para os diversos estados têm diferentes graus de liberdade devido ao número de defasagens utilizado em cada modelo de correção de erros irrestrito.

Charemza e Deadman (1996) sugerem teste bastante simples no qual os erros do modelo marginal elevados ao quadrado devem ser incluídos no modelo condicional. Realizou-se tal teste e os resultados estão apresentados na tabela 5. De acordo com o teste conclui-se que Bahia, Maranhão, Sergipe e a própria região Nordeste apresentam coeficientes invariantes às mudanças no emprego nacional. Por outro lado, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte são sensíveis a alterações no emprego agregado do país. Esse teste confirma a hipótese levantada sobre o comportamento diferenciado do Ceará.

6 CONCLUSÃO

Este trabalho buscou analisar o comportamento do emprego nos estados do Nordeste, *vis-à-vis* o emprego nacional. A metodologia utilizada foi uma análise de estabilidade entre as duas variáveis, por meio da equação de correção de erros irrisita, conforme apresentado em Pesaran *et alii* (1996).

Os resultados obtidos com a utilização da metodologia sugerida em Pesaran *et alii* são aderentes à literatura pertinente. Tanto para o Brasil, quanto para os Estados Unidos, Reino Unido ou mesmo Canadá, as flutuações do emprego (ou desemprego, para alguns estudos) na maioria das unidades administrativas seguem a mesma trajetória do emprego nacional, o que aponta para a existência de determinantes gerais que definem o comportamento do emprego, mas com diferenciais permanentes entre essas unidades.

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 e procuram reduzir ou mesmo minimizar os problemas do desemprego por meio de pagamentos de benefícios aos desempregados (seguro-desemprego) [Ramos, 1997].

Se, por um lado, as políticas passivas atuam sobre a oferta de trabalho, por outro lado, as políticas ativas atuam tanto sobre a demanda quanto sobre a oferta. Essas políticas, conforme Ramos (1997), equivalem à criação direta, pelo setor público, de subsídios às contratações, crédito às pequenas e microempresas, e incentivos ao trabalhador autônomo, entre outras. Nada impede que essas políticas sejam direcionadas setorial e geograficamente.

No corte geográfico que apresentamos neste texto, identificamos que o comportamento dos estados do Nordeste, quanto à flutuação do emprego, segue uma trajetória comum à do país, ou seja, que existe uma integração dessas economias estaduais que se reflete sobre a economia nacional. Não obstante, os efeitos de dois planos de estabilização (Collor e Real) fizeram-se mais presentes em alguns estados. O Plano Collor atuou de forma perversa em Paraíba, Pernambuco e Sergipe. O Plano Real, contrariamente ao Plano Collor, implicou aumentos na demanda por trabalho no Ceará, Maranhão e Piauí.

O coeficiente de elasticidade de longo prazo mostra que a grande maioria dos estados responde diretamente a uma variação do emprego no país. Mas, uma política regional que visa reduzir as desigualdades deve considerar aqueles estados que reagem numa proporção menor que as flutuações do emprego nacional – elasticidade menor que 1 em módulo. Embora em períodos de recessão esses estados tendam a perder menos postos de trabalho, em relação ao resto do país, em época de crescimento, a taxa de emprego cresce mais lentamente que nos demais estados. Tal con-

clusão é consistente com a literatura relacionada ao tema, como por exemplo, em Guimarães Neto (1996).

Fez-se, aqui, uma pequena incursão no assunto sem a pretensão, todavia, de se ter saturado o tema. Uma possível extensão desta pesquisa poderia ser feita por meio de um corte setorial, que teste a hipótese de equilíbrio de longo prazo para as flutuações do emprego nos diversos setores da economia. Pode-se ir além disso e testar 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 as regiões. Em outras palavras, o que se sugere aqui, para futuras pesquisas, é a decomposição do emprego regional em fatores agregados, fatores regionais e fatores setoriais. Além disso, pode-se testar a dinâmica da resposta dos estados com relação aos choques na economia nacional, por meio, por exemplo, de uma função impulso-resposta. Desse modo, acreditamos ser esta uma linha de pesquisa de grande relevância e bastante fértil para a política econômica.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARBACHE, J. S. Uma Nova Abordagem do Conflito e a Inflação Brasileira. *Texto para discussão 13*. Departamento de Economia, UnB. Brasília, 1993.
- BAYOUMI, T. & EICHENGREEN, B. Shocking aspects of European monetary integration, in Torres, F. & F. Giavazzi (Eds) *Adjustment and Growth in the European Monetary Integration*. Cambridge University Press, 1993.
- BLANCHARD, O. e KATZ, L. Regional evolutions. *Brooking Papers on Economics Activity*. 1992. 1. p. 1-21.
- BRECHLING, F. Trends and cycles in British regional unemployment. *Oxford Economic Papers*, 1967. 19, p.1-21.
- CALMFORS, L. e DRIFFILL, J. Bargaining Structure, Corporativism and Macroeconomic Performance. *Economic Policy*, 1988. n. 06. p. 14-61.
- CAMARGO, J. e RAMOS, C. A. A Revolução Indesejada: O Plano Cruzado e o Mercado de Trabalho. Texto para Discussão N° 3 Ministério do Trabalho, Secretaria de Emprego e Salário. 1988.
- CARNEIRO, F. The Changing Informal Labour Market in Brazil. *Labour*. v. 11, n. 1. 1997.
- DECRESSIN, J. e Fats. Regional Labour Market Dynamics in Europe. *Discussion Paper n. 1085, Centre for Economic Performance*, London, 1995.
- EICHENGREEN, B. One money for Europe? Lessons from the US currency union. *Economic Policy*, 1990. n. 10, p. 117-87.
- _____. Labour Market dynamics and European monetary integration in Masson, P. and Taylor, M. P. (Eds.) *Policy Issues in the Operation of Currency Union*, 1993a. p. 130-62. (Cambridge University Press, Cambridge).
- _____. European monetary integration and regional unemployment, in Ulman, L. Eichengreen, B. & T. Dickens (Eds) *Labor and an Integrated Europe*. 1993b. Brookings Institute, Washington, D. C.
- CAVANAGH, C. L.; Elliott, G. e STOCK, H. J. Inference in Models with Nearly Integrated Regressors. *Econometric Theory*. 1995. n. 11.
- CHAPMAN, P. The dynamics of regional unemployment in the U. K. 1974-89. *Applied Economics*. 23. 1991. p. 1.059-64..
- CHAREMZA W. W. e DEADMAN D. F. *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modeling, Cointegration, and Vector Autoregression*. Edward Elgar Publishing, 1997.

- CORSEUIL, Carlos Henrique *et alii*. Desemprego regional no Brasil: uma abordagem empírica. IPEA. *Texto para Discussão* n. 475. abril, 1997.
- GUIMARÃES Neto, L. Ciclos Econômicos e Desigualdades Regionais no Brasil. *Anais do XIV Encontro Nacional de Economia*, Campinas, 1996.
- HARRIS, R. *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. London:Grã-Bretanha Pretince Hall, 1995.
- MARTIN, R. Regional Unemployment Disparities and their Dynamics. *Regional Studies*, v. 31.3, 1997.
- MARSTON. S. T. Two Views of the geographic distribution of unemployment, *Quarterly Journals of Economics*. fevereiro, 1985.
- OLIVEIRA, C. W. *Uma Análise debru Longo Prazo das Flutuações do Emprego Nacional sobre o Emprego nos Estados Brasileiros*. Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia da Universidade de Brasília, 1999.
- OLIVEIRA, C. W. & NETO Guimarães L. Emprego Organizado e Regiões nos Anos 90: Quem Perdeu mais? *Estudos Econômicos*. v. 27. Número Especial, 1997.
- PERRON, P. The Great Crash, the Oil shock and the Unit Root Hypotesis. *Econometrica*. v. 57. n. 6. novembro, 1989.
- PESARAN, H.H., SHIN, Y. e SMITH, R. J. Testing for the Existence of a Long-Run Relationship. *DAE Working Paper n. 9622*. University of Cambridge, 1996.
- PORTUGAL, M. e GARCIA, L. S. Notas sobre o Desemprego Estrutural no Brasil. *Anais da SBE*, 1996.
- RAMOS, C. A. Notas sobre Políticas de Emprego. IPEA, *Texto para Discussão* n. 471, 1997.
- ROBSON, M. T. Are UK National and Regional Unemployment Rates Related in the Long-Run? *Mimeo*, 1998.
- SERVO, L. Diferenciais Regionais de Salários. São Paulo, FEA-USP. *Dissertação de Mestrado*, 1999.
-