

ECONOMIA REGIONAL

A CONVERGÊNCIA DO PIB PER CAPITA DAS REGIÕES E ESTADOS BRASILEIROS: TESTES DE COINTEGRAÇÃO E IMPLICAÇÕES

Antônio Aguirre

*PhD em Economia Agrícola-Universidade da Califórnia;
Professor Adjunto da FACE/UFMG, Pesquisador do
CEDEPLAR/UFMG*

RESUMO:

Analisa a convergência da produção *per capita* regional brasileira, utilizando dados de séries temporais. Como essas séries são não-estacionárias, a relação entre duas delas só será válida se o coeficiente angular estimado consegue cancelar a tendência estocástica comum das variáveis analisadas. Faz uma resenha dos métodos de séries temporais que levam ao conceito de cointegração. Determina a ordem de integração das séries que serão usadas na análise. Após estimar as relações estáticas (de longo prazo) e testar a cointegração das variáveis envolvidas, faz a interpretação dos resultados em termos de convergência/divergência. Esses resultados indicam a existência de um processo de convergência de longo prazo entre o PIB *per capita* das diversas regiões (e Estados) brasileiros.

PALAVRAS-CHAVE:

Economia Regional; Convergência; PIB *Per Capita*; Cointegração.

“...the analysis of time series is one of the oldest activities of scientific man.”
(FULLER, 1976)

1 - INTRODUÇÃO

A convergência de certas magnitudes regionais como Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, taxas de inflação, emprego etc., e a medida do grau de integração espacial de mercados do mesmo produto em regiões diferentes são temas comuns na agenda de pesquisa da Economia Regional. Várias são as técnicas usadas para atacar esses problemas (AZZONI, 1997; FERREIRA, 1996; FERREIRA & DINIZ, 1995; FERREIRA & ELLERY, 1996; HADDAD et al., 1989; MARTÍN, CANO & MURILLO, 1995; RAVALLION, 1986; ZANIAS, 1993). O objetivo desse artigo é discutir o tema da convergência do PIB *per capita* em nível de Estados no Brasil com a ajuda de algumas técnicas da área de séries temporais que podem ser aplicadas em problemas de Economia Regional: o uso de cointegração na análise da convergência de magnitudes regionais. Por esse motivo propõe-se lembrar, num apertado resumo, a evolução das idéias que levaram à Teoria da Cointegração. Na próxima seção será apresentada essa síntese. Na Seção 3 serão discutidos alguns conceitos básicos e a metodologia específica relacionada com a análise de convergência. A Seção 4 inclui uma aplicação ao PIB *per capita* por Estados e regiões do Brasil, e a última resume as conclusões.

2 - EVOLUÇÃO DAS TÉCNICAS DE SÉRIES TEMPORAIS

As bases teóricas da análise de “séries temporais” foram elaboradas no período compreendido entre as duas grandes guerras por G. U. Yule, E. Slutsky e H. Wold. O primeiro desses autores percebeu que uma série gerada por qualquer uma das duas seguintes formas:

$$X_t = \sum_{j=0}^k b_j \mathbf{e}_{t-j}$$

$$\text{ou} \quad X_t + \sum_{j=1}^k a_j X_{t-j} = \mathbf{e}_t$$

(onde \mathbf{e}_t é um processo estocástico do tipo ruído branco) tinham uma grande semelhança com muitas séries que se observam em diferentes campos do conhecimento. O primeiro modelo, que é a soma ponderada de $(k + 1)$ termos de uma série, é denominado processo *moving average* (MA) por sua semelhança com as médias móveis.¹ O segundo modelo ilustra um processo auto-regressivo (AR) no qual se supõe que o valor corrente de X_t é formado a partir de uma soma linear ponderada de valores passados da série, mais um termo independente que não está relacionado com o passado^{2,3} (YULE, 1921, 1926, 1927). A famosa contribuição de SLUTSKY (1937) surgiu quando esse autor tentou responder à seguinte pergunta: é possível introduzir oscilações regulares numa série temporal mediante a superposição de componentes puramente aleatórios? Por sua vez, a pesquisa de séries temporais na Economia estava principalmente dirigida ao desenvolvimento de técnicas para modelar uma única série. Os pesquisadores estavam particularmente preocupados com a decomposição de uma série num conjunto de “componentes não observados”, tradicionalmente classificados como tendência, ciclo, sazonalidade e variação irregular.

Por outro lado, o maior esforço no desenvolvimento da “pesquisa econométrica” estava sendo dirigido a conseguir a integração do “paradigma de Fisher” —a amálgama da estatística descritiva e do cálculo de probabilidades no arcabouço do modelo de regressão linear— dentro da Econometria. A formulação do sistema de equações simultâneas significou um grande avanço, e a análise estatística desse sistema forneceu temas de pesquisa para o famoso “Cowles Commission Group”. Esse distinguido grupo de estatísticos e econométricos introduziu e desenvolveu novas técnicas de estimação e teste de hipóteses, baseadas no conceito de máxima verossimilhança (MV), dentro da estrutura do

¹ Nesse caso, a saída do sistema no período t depende da entrada do mesmo período e das entradas de k períodos anteriores.

² Como esse termo independente é a única parte ‘nova’ de X_t , costuma-se denominá-lo *inovação*.

³ Nesse outro caso, a saída do sistema no período t depende da entrada do mesmo período e das saídas de k períodos anteriores.

modelo de equações simultâneas. Os resultados desse esforço proporcionaram matéria-prima para a pesquisa em econometria até a metade da década dos 70, período esse dominado pelo modelo de regressão linear e as análises associadas sobre erros de especificação e sobre a identificação e estimativa de equações simultâneas.

Assim, no final da década dos 60 as pesquisas dos econometristas e dos analistas de séries temporais estavam tão afastadas umas das outras que uma síntese desses dois enfoques parecia impossível. Tal situação foi, contudo, radicalmente modificada nos anos que se seguiram à publicação — em 1970 — da edição original do famoso livro de BOX & JENKINS⁴ no qual se apresenta um procedimento de construção de modelos para a classe geral de processos ARIMA (AutoRegressive Integrated Moving Average).

A importância dessa síntese entre a Econometria tradicional e as técnicas de séries temporais ficou ainda mais evidente depois do seminal artigo de GRANGER & NEWBOLD (1974) contendo uma clara análise do problema de “regressão espúria” que surge pela presença de tendências comuns. Nesse trabalho os autores mostram que há uma alta probabilidade de rejeitar a hipótese (verdadeira) de que não existe nenhuma relação entre duas séries independentemente geradas por processos de tipo *random walk* (passeio aleatório). Como muitas variáveis em Economia apresentam tendência crescente, a correlação entre pares de tais variáveis é alta como consequência da tendência comum e pode ser simplesmente uma “correlação espúria”. Um procedimento para lidar com a tendência nas variáveis foi elaborado em 1933 por FRISCH & WAUGH: supondo que todas as variáveis numa regressão seguissem tendências lineares, esses autores demonstraram que os resultados de regressão obtidos após transformar as variáveis em desvios com relação à tendência eram idênticos àqueles obtidos usando as variáveis originais mas incluindo o próprio tempo como variável independente na regressão. Outros econometristas, também cientes desse problema, costumavam trans-

⁴ A terceira edição do livro inclui, também, um outro autor (BOX, JENKINS & REINSEL, 1994).

formar as variáveis não-estacionárias em média, não apenas calculando os desvios com relação à tendência, mas também calculando a primeira diferença [uso do operador $\Delta = (1 - L)$]. Esse último procedimento foi popularizado pela metodologia Box-Jenkins.

Na década dos 80 a análise desse problema foi aprofundado (SURIÑACH et al., 1995). Foi feita uma distinção entre a não estacionariedade causada pela presença de uma tendência determinista e aquela gerada por uma tendência estocástica (*random walk*). No primeiro caso a série é chamada “estacionária ao redor de uma tendência” e no segundo, que implica na presença de uma raiz unitária no polinômio auto-regressivo do processo, a série é “estacionária em diferença”. A presença de raízes unitárias na representação auto-regressiva de um processo, ou seja, a hipótese de que o processo seja integrado, origina momentos de segunda ordem que variam ao longo do tempo. Isso faz com que a inferência clássica não mais seja aplicável já que essa baseia-se no pressuposto de estacionariedade⁵ No caso de um processo auto-regressivo estacionário, pelo contrário, a estimativa por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é consistente, ainda que tendenciosa, e a distribuição assintótica do estimador é normal.

Estimar um modelo de regressão com variáveis não-estacionárias que contêm raízes unitárias leva — no melhor dos casos — a ignorar informações relevantes sobre o processo gerador dos dados (PGD) e, no pior, à obtenção de resultados espúrios. Esse tipo de resultados sugere que existem relações estatisticamente significativas entre as variáveis do modelo de regressão quando — na verdade — o único que existe é alguma evidência de correlações contemporâneas entre as variáveis antes que relações causais relevantes⁶

Na presença de raízes unitárias a eliminação da tendência determinista não é suficiente nem apropriada, e o cálculo da primeira diferença para

⁵ FULLER (1976) estuda métodos para testar os parâmetros de processos gerados pelas soluções de equações em diferença estocásticas não-estacionárias

⁶ Esse é o problema de confundir *causalidade* com *casualidade*

eliminar a tendência (estocástica) também não é uma solução correta porque, embora esse procedimento evite o problema de correlação espúria, ele elimina qualquer informação de longo prazo contida nos dados. Ao modelarmos dados de séries temporais é desejável reter qualquer informação de longo prazo neles contida mas, ao mesmo tempo, devemos assegurar-nos de que o modelo reflete movimentos das variáveis devido às tendências equilibradoras das forças econômicas subjacentes antes que aqueles devido à presença de tendências temporais comuns — mas não relacionadas — presentes nos dados.

Por essa época, também, os economistas relacionados com a London School of Economics popularizaram o uso dos modelos com Mecanismo de Correção de Erro (MCE). Esse tipo de modelo combina a presença das variáveis em seus níveis, que captam as relações de longo prazo sugeridas pela Teoria Econômica, junto com as primeiras diferenças das mesmas, que recolhem os desajustes existentes no curto prazo. Dessa forma, essa metodologia permite uma modelagem tanto das relações de longo prazo quanto da dinâmica de curto prazo das variáveis. A denominação de Mecanismo de Correção de Erro deve-se ao fato de que, na especificação do modelo, os desvios respeito da relação de longo prazo entre os níveis das variáveis funciona como um mecanismo automático que as impulsiona em direção a seu nível de equilíbrio. GRANGER (1981) demonstrou, de maneira informal, que um modelo MCE é equivalente à cointegração, ou seja, um conjunto de variáveis cointegradas pode ser modelado mediante um MCE e, inversamente, se a especificação de um MCE é correta, então existe uma relação de cointegração entre as variáveis implicadas. Essa equivalência foi depois formalizada por ENGLE & GRANGER (1987) e é conhecida como Teorema de Representação de Granger.

A discussão sobre a conveniência de estimar modelos usando as variáveis nos seus níveis, ou transformadas em diferenças de ordem d , finalmente esvaziou-se com a introdução do conceito de cointegração por ENGLE & GRANGER no citado trabalho. O longo prazo é um estado de equilíbrio, no sentido de que não existe nenhuma tendência à

mudança, porque as forças econômicas contrapostas estão balanceadas. Por isso, os modelos de longo prazo são, às vezes, denominados “modelos estáticos”. Esse equilíbrio estático deve ser reinterpretado empiricamente porque a maioria das variáveis econômicas cresce ao longo do tempo. Em conseqüência, esse equilíbrio corresponde a uma relação de tipo *steady state* entre variáveis que estão evoluindo no tempo. O curto prazo, pelo contrário, representa um estado de desequilíbrio.

Repetindo, o conceito de cointegração é semelhante à existência de um equilíbrio de longo prazo ao qual tende um sistema econômico ao longo do tempo. Portanto, se duas (ou mais) variáveis econômicas estão cointegradas, elas estão ligadas de forma tal que constituem uma relação de equilíbrio de longo prazo (relação de cointegração). Assim, ainda que essas séries não sejam estacionárias — contenham tendências estocásticas — elas evoluirão mais ou menos juntas ao longo do tempo, de maneira tal que a diferença entre elas será estável (estacionária).

Nesse enfoque determinam-se combinações lineares estacionárias (as relações de cointegração) entre variáveis não-estacionárias (variáveis cointegradas). O desvio dessa combinação linear representa um desvio do equilíbrio econômico, ou seja, um “erro”. A regressão da variável dependente devidamente diferenciada tendo o “erro” da relação de cointegração e outras variáveis como explicativas, produz estimativas consistentes. Dessa forma os modelos (dinâmicos) de curto prazo podem ser ligados às soluções de equilíbrio (*steady state*) do longo prazo.

3 - CONCEITOS BÁSICOS

Um processo estocástico é estacionário em sentido fraco, isto é, seus momentos de primeira ordem (esperanças) e de segunda ordem (variâncias e covariâncias) são constantes ao longo do tempo se se cumpre que:

$$E(X_t) = m < \infty \quad \forall t$$

$$E(X_t - m)^2 = g_0 < \infty \quad \forall t$$

$$E [(X_t - m) (X_{t+\tau} - m)] = g_t < \infty \forall t, \tau.$$

A propriedade assim definida também é denominada estacionariedade em sentido amplo, estacionariedade de segunda ordem ou estacionariedade em covariância. A última denominação indica que uma covariância qualquer depende apenas do espaço de tempo que separa as duas variáveis consideradas, mas não do ponto específico do tempo onde as mesmas estão localizadas. Nesse caso, diz-se que o processo não é integrado, ou que é integrado de ordem zero [I(0)].

A não estacionariedade de uma série pode ser causada pela presença de uma tendência determinista, de uma tendência estocástica, ou por uma combinação de ambas. O primeiro tipo de não estacionariedade representa uma tendência na média do processo e pode ser eliminada incluindo no modelo uma função linear ou polinômica do tempo. A tendência estocástica implica na existência de tendência na variância do processo, ou seja, a variância é função do tempo. Esse tipo de não estacionariedade pode ser provocada, por exemplo, pela presença de raízes unitárias no polinômio autoregressivo do processo. O caso mais simples de não estacionariedade em variância causada pela presença de uma raiz unitária no polinômio autoregressivo é o “passeio aleatório” (*random walk*).

Quando um processo estocástico apresenta uma raiz unitária no polinômio auto-regressivo ele é denominado integrado de ordem um [I(1)]. Esses processos têm memória ilimitada, no sentido de que o valor atual x_t da série depende de todos os choques aleatórios passados. Para torná-la estacionária em variância [I(0)] é necessário aplicar à série o operador primeira diferença $\Delta = (1 - L)$, onde L é o operador de defasagens. Para se transformar em estacionária uma série integrada de ordem d [I(d)] será necessário aplicar o operador $(1 - L)^d$, que tem d raízes unitárias. Por esse motivo, os testes usados para determinar a ordem de integração de uma série são denominados testes de raízes unitárias.

Em geral, as relações entre variáveis não estacionárias em variância são espúrias. Uma exceção desse caso geral, ou seja, a situação em que

duas ou mais variáveis integradas apresentam uma relação estável não espúria é denominada “cointegração”. Esse conceito é definido por ENGLE & GRANGER (1987) e pode ser adaptado a um caso particular da seguinte maneira: duas variáveis são cointegradas de ordem um e um [CI(1,1)] se ambas são integradas de ordem um, e se existe uma combinação linear das mesmas (resíduos da regressão entre elas) que seja integrada de ordem zero.⁷ Portanto, os mesmos testes estatísticos usados para determinar a ordem de integração de uma série podem ser usados como testes de cointegração quando aplicados aos resíduos da relação de cointegração.

3.1 - ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA

Um possível ponto de partida metodológico para se estudar a homogeneidade na evolução econômica de diferentes regiões (convergência regional) é aquele baseado no trabalho pioneiro de THIRLWALL (1966). Ao focalizar o desemprego regional como um fenômeno cíclico, esse estudo e os trabalhos que o seguiram⁸ analisam a “sensibilidade cíclica” do emprego e desemprego regionais com relação ao nacional. A especificação da relação estática básica, nesse caso, é a seguinte:

$$N_{it} = m_i + a_i N_t + g(\mathbf{b}, t) + e_{it} \quad (1)$$

onde N_i é a magnitude regional analisada correspondente à Região i , N é a mesma variável correspondente ao conjunto da economia, e $g(\mathbf{b}, t)$ um polinômio em t que se introduz para captar qualquer tendência determinista que possa existir. Com esse modelo pretende-se medir a intensidade da resposta de uma dada variável regional perante variações da magnitude nacional correspondente. O parâmetro

⁷ 2 A definição geral refere-se a um conjunto de m variáveis, todas integradas de ordem d , que apresentam uma combinação linear de ordem $d - b$ ($b > 0$).

⁸ VAN DUIJN (1975); GORDON (1985); FORREST & NAISBITT (1988); BYERS (1990, 1991). As diferenças entre esses trabalhos referem-se à escolha da forma funcional (aditiva ou multiplicativa) e à especificação do modelo com variáveis em nível ou diferenciadas.

estimado α interpreta-se como uma medida da sensibilidade cíclica da magnitude regional à atividade agregada nacional. Esse enfoque não faz nenhuma tentativa de incorporar a noção de componentes ou comportamentos seculares e/ou estruturais (ligados à evolução de longo prazo das magnitudes).

A especificação pioneira do modelo (1) feita por THIRLWALL (1966) usa variáveis em primeiras diferenças para corrigir a possível existência de auto-correlação residual. Tal procedimento estaria justificado apenas no caso em que o termo de perturbação apresentasse um esquema auto-regressivo com pelo menos uma raiz unitária. Caso contrário, incorre-se no problema de sobrediferenciação, incorporando uma estrutura de média móvel com parâmetro unitário nos resíduos. Essas considerações mostram a importância da escolha da especificação da regressão com variáveis expressas em níveis ou em diferenças.

Outro efeito da diferenciação é o cancelamento das tendências estocásticas. Em consequência, esse procedimento elimina uma importante parte da informação: aquela contida na relação estrutural ou de longo prazo entre as variáveis. O fato de duas ou mais variáveis ter tendências estocásticas comuns é um elemento de fundamental importância para analisar a relação que entre elas possa existir.

Se levarmos em conta os conceitos de integração e cointegração, é possível interpretar a regressão em níveis da magnitude regional sobre a nacional [modelo (1)] como uma relação de equilíbrio de longo prazo, em vez de considerá-la como uma expressão da relação cíclica entre ambas.⁹ No caso da variável PIB *per capita*, por exemplo, é possível argumentar que podem existir fatores comuns a todas as regiões, e que esses fatores dirigem ou determinam o comportamento de longo prazo da produção *per capita* em todas as regiões, enquanto que as diferenças porventura observadas seriam causadas pela ação de efeitos próprios de cada Região.

⁹ Nossa interpretação da metodologia é diferente daquela discutida e utilizada por SURINACH et al. (1995).

Desta maneira, o tradicional conceito de sensibilidade cíclica pode ser substituído pela idéia de uma relação de equilíbrio entre as magnitudes dos distintos níveis territoriais. Assim, a relação estática representaria a relação de equilíbrio de longo prazo entre ambas magnitudes, caso ela exista. Nesse caso, as respostas diferenciais de curto prazo devem ser interpretadas como erros ou desvios do equilíbrio e, dado que este equilíbrio existe, serão corrigidas em períodos de tempo mais ou menos dilatados.

Quando existe uma relação estável de equilíbrio de uma mesma magnitude em níveis territoriais diferentes é possível falar-se de tendências comuns que determinam a evolução regional a longo prazo. Então, qualquer processo de convergência ou divergência entre a evolução da atividade econômica de cada região e a atividade agregada nacional será permanente e não simplesmente conjuntural.

3.2 - CONVERGÊNCIA E COINTEGRAÇÃO

A relação estática entre as magnitudes regionais e a nacional pode ser utilizada para se testar a existência de tendências comuns na evolução regional. Essa relação é puramente empírica, não tendo nenhum modelo causal (teoria) que a respalde. Contudo, se a mesma cumpre certas condições, é possível interpretá-la de maneira substancial. A forma da relação básica é multiplicativa, como segue:¹⁰

$$N_{it} = K_i N_t^{a_i} \{ \exp(\mathbf{e}_{it}) \} \quad (2)$$

onde $K_i = \exp(\mathbf{m}_i)$ capta os componentes deterministas (termo constante e/ou tendência). Esse termo constante $K_i = \frac{N_{it}}{N_t^{a_i}}$ mede a proporção de equilíbrio (proporção de longo prazo) entre a variável regional e a nacional ponderada pela elasticidade α . Quando essa elasticidade seja unitária K_i representará a proporção média de equilíbrio entre

¹⁰ Como será indicado posteriormente, a relação entre as taxas de variação das variáveis é aditiva

as magnitudes de ambos níveis territoriais.¹¹ Além do mais, nesse caso igualam-se a proporção marginal $(\mathcal{N}_{it} / \mathcal{N}_t)$ e a média. Isso pode ser assim interpretado: no caso de existir uma relação de equilíbrio e a elasticidade ser unitária, a proporção da magnitude regional sobre o total nacional manter-se-á estável ao longo do tempo, e a constante da relação estática multiplicativa (2) estará medindo a proporção média de equilíbrio.

Tomando logaritmos em (2) temos:

$$\ln N_{it} = \mathbf{m}_i + \mathbf{a}_i \ln N_t + \mathbf{e}_{it}. \quad (3)$$

Na forma logarítmica fica claro que α capta a variação proporcional da variável regional perante uma variação proporcional da nacional, sendo assim a “elasticidade da magnitude regional com relação à nacional”. Em princípio, essa elasticidade pode ser maior ou menor que a unidade, e até negativa. As implicações desses diferentes valores da elasticidade com relação ao comportamento de longo prazo das regiões é o seguinte:

- um valor negativo da elasticidade implicaria num comportamento diametralmente oposto entre a Região e a nação, algo difícil de ocorrer;
- se a elasticidade for unitária ($\alpha = 1$), uma variação qualquer na magnitude nacional provoca uma mudança proporcional na magnitude regional no longo prazo, o qual mantém constante a proporção entre ambas;
- se a elasticidade se encontra entre zero e um, as variações na magnitude regional serão menos que proporcionais, ou seja, serão amortecidas se comparadas com as correspondentes variações da magnitude nacional;
- se a elasticidade é maior do que a unidade, as variações regionais serão maiores que as correspondentes variações nacionais.

Caso a constante K_i inclua uma tendência determinista além da constante, ou seja, se $K_i = \exp(\mathbf{m}_i + \mathbf{b}_i t)$, a forma logarítmica da relação de equilíbrio (sem levar em conta o termo estocástico) é:

$$\begin{aligned} \ln N_{it} &= \ln K_i + \mathbf{a}_i \ln N_t \\ &= \mathbf{m}_i + \mathbf{b}_i t + \mathbf{a}_i \ln N_t. \end{aligned} \quad (4)$$

Expressando a equação (4) em termos de primeiras diferenças, temos:

$$\Delta \ln N_{it} = \mathbf{b}_i + \mathbf{a}_i \Delta \ln N_t \quad (5)$$

e, dado que as primeiras diferenças dos logaritmos podem ser interpretadas como taxas de variação das respectivas variáveis,¹² na situação de equilíbrio tem-se que:

$$g_i = \mathbf{b}_i + \mathbf{a}_i g_n \quad (6)$$

onde g_i é a taxa de variação da magnitude regional e g_n a correspondente taxa nacional. Portanto, numa situação de equilíbrio — ou perto dela — as taxas de variação regional e nacional estão ligadas entre si pela equação (6). Dessa forma, quando a relação de equilíbrio (2) inclui uma tendência determinista, o parâmetro β a ela associado mede a diferença entre as taxas de variação regional e a nacional ponderada pela elasticidade. Em outras palavras, β reflete o comportamento da taxa de variação regional não explicado pela taxa nacional. Isso implica a existência de outros fatores que fazem com que a magnitude regional varie a taxas maiores ou menores daquelas às quais variaria se dependesse apenas de sua relação com a taxa da variável nacional.

Se β for significativamente diferente de zero e α for unitária, as taxas regional e nacional de longo prazo divergirão de forma sistemática no valor do primeiro parâmetro, que capta aqueles fatores diferenciais:

$$\mathbf{b}_i = g_i - g_n. \quad (7)$$

Por outra parte, um valor de β diferente de zero muda a interpretação dada anteriormente para a

¹¹ Essa argumentação não é válida caso K_i inclua, além do termo constante, uma tendência determinista. Esse caso será discutido na seqüência.

¹² A taxa de variação da variável X_t no momento t é: $g_t = (X_t - X_{t-1}) / X_{t-1} = X_t / X_{t-1} - 1$.

Além do mais, para valores de a próximos de zero cumpre-se que: $\ln(1+a) \approx a$. Portanto,

$\Delta \ln X_t = \ln X_t - \ln X_{t-1} = \ln(X_t / X_{t-1}) = \ln(1 + X_t / X_{t-1} - 1) = \ln(1 + g_t) \approx g_t$.

Assim, quando a taxa de variação não é muito elevada, pode ser aproximada por $\Delta(\ln X_t)$.

constante K_j . Agora, a proporção entre a magnitude regional e a nacional ponderada pela elasticidade é uma função do tempo e aumenta ou diminui segundo seja o sinal de β . Mais uma vez, no caso de elasticidade unitária, β faz variar sistematicamente a proporção de equilíbrio, podendo-se afirmar que existem fatores que são independentes da evolução nacional. Para elasticidades não unitárias o efeito final sobre a proporção de equilíbrio dependerá dos valores específicos de α e β . Ou seja, a evolução da Região dependerá da evolução da nação e dos efeitos não relacionados com ela, como pode ser lido na equação (6).

Agora é possível estabelecer os conceitos de convergência/divergência entre a evolução de uma magnitude regional e daquela do agregado nacional. Existirá um processo de convergência estável, de equilíbrio, quando a tendência estocástica comum influencie com igual intensidade a Região em questão e o resto do País e, além do mais, quando os diferenciais deterministas sistemáticos aproximem a evolução regional do nível médio de equilíbrio. Em outras palavras, só existirá um claro processo de convergência se, para uma Região com magnitudes menores que a média nacional, a elasticidade unitária se combinar com diferenciais deterministas positivos. Por sua vez, as regiões com valores superiores à média do País deverão apresentar diferenciais deterministas negativos, além da elasticidade unitária, para que haja convergência. Se uma região apresenta comportamento divergente no longo prazo, esse resultado pode estar originado tanto no fato de o fator comum que determina a evolução da magnitude regional agir com maior (ou menor) intensidade na Região, como na existência de diferenciais deterministas com o “sinal errado”, que a empurram sistematicamente para longe dos níveis nacionais médios.

É importante distinguir entre os conceitos de tendências comuns na evolução regional, por um lado, e os de convergência/divergência, por outro. O primeiro implica uma relação de equilíbrio — uma

trajetória comum — entre a evolução regional e nacional, podendo a mesma ser convergente, divergente ou neutra. Existindo uma relação de equilíbrio (cointegração), qualquer processo de convergência/divergência será de longo prazo. A ausência de tendências comuns não implica que não possa existir convergência/divergência, significa apenas que o processo em questão não terá características de longo prazo.

Portanto, a pesquisa empírica deve, em primeiro lugar, determinar se existe cointegração entre as variáveis relevantes em cada caso e, caso exista, analisar os valores dos parâmetros estimados. As estimativas mais importantes são as de α e β . Combinando os possíveis valores dessas estimativas podem-se distinguir as nove possibilidades lógicas mostradas no QUADRO 1. A posição do QUADRO com a combinação de parâmetros $\alpha = 1$ e $\beta = 0$, denominada P22, é a que representa a manutenção do *status quo*. Uma Região que tiver os parâmetros de sua relação com o agregado com esses valores, apresenta uma tendência a manter inalterada sua posição relativa no longo prazo. Ou seja, nesse caso não existe nem convergência nem divergência porque a variação da magnitude regional será sempre proporcional à correspondente variação do agregado.

As posições P12, P13, e P23 envolvem combinações de parâmetros que implicam num maior crescimento da Região com relação ao agregado. Portanto, se a Região for “relativamente pobre” essas posições indicam um processo de convergência, e vice-versa se o PIB *per capita* regional for maior que o nacional. De maneira semelhante, as posições P21, P31, e P32 envolvem combinações de parâmetros que correspondem a um crescimento menor da Região em relação ao agregado. Também nestes casos deve-se levar em conta a posição relativa da Região para concluir se existe um processo de convergência ou de divergência. Finalmente, as posições P11 e P33 representam situações ambíguas onde nada se pode afirmar *a priori*.

QUADRO 1
POSSÍVEIS RESULTADOS SEGUNDO VALORES DOS PARÂMETROS

	$\alpha < 1$	$\alpha = 1$	$\alpha > 1$
$\beta > 0$	(P11)	(P12) A região cresce	(P13) A região cresce

	?	mais que o agregado	mais que o agregado
$\beta = 0$	(P21) A região cresce menos que o agregado	(P22) Manutenção do <i>status quo</i>	(P23) A região cresce mais que o agregado
$\beta < 0$	(P31) A região cresce menos que o agregado	(P32) A região cresce menos que o agregado	(P33) ?

FONTE: Elaboração do autor do artigo.

4 - UMA APLICAÇÃO AO PIB *PER CAPITA* DOS ESTADOS E DAS REGIÕES BRASILEIRAS

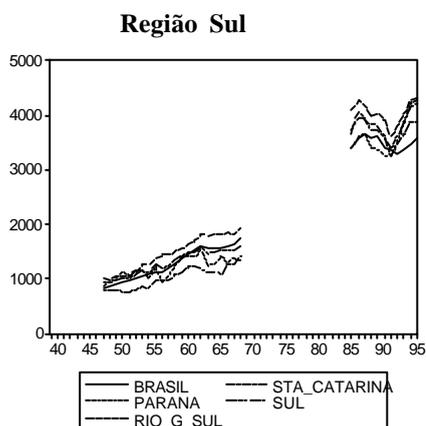
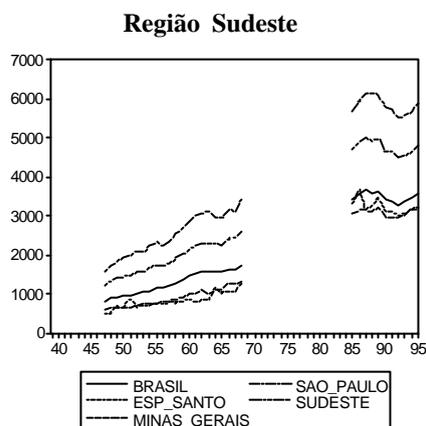
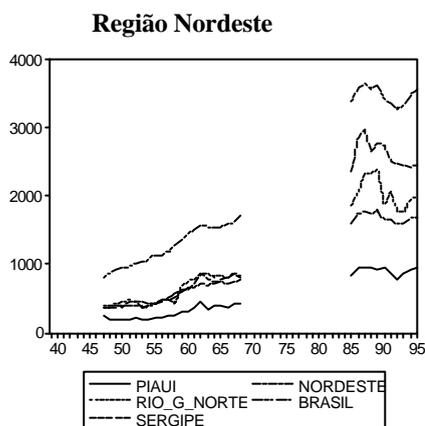
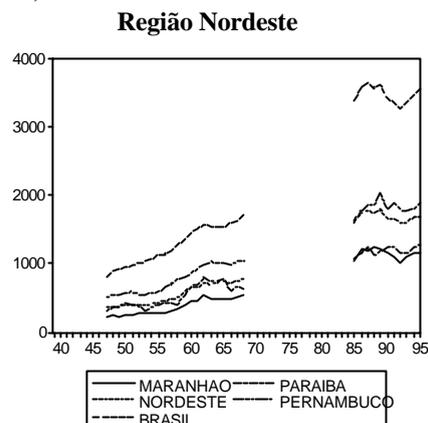
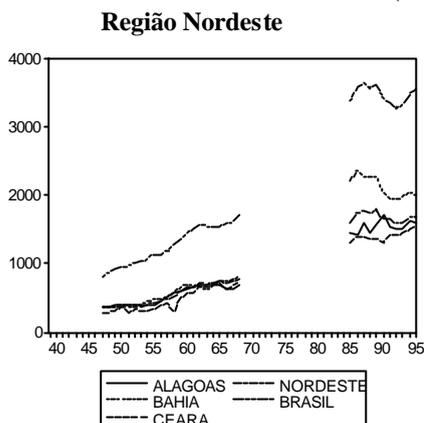
Os dados analisados neste trabalho foram elaborados por AZZONI (1997). Trata-se das séries estaduais do PIB *per capita* no período 1939–1995, sendo que não existem estimativas para alguns anos intermediários. Na realidade, os dados anuais sem descontinuidades cobrem apenas os subperíodos 1947–1968 e 1985–1995. Além do mais, no caso dos Estados novos, as séries são ainda menores. Também existe o problema de que alguns Estados foram agregados (Rio de Janeiro e Guanabara) ou divididos (Goiás, Mato Grosso), durante o período, modificando a área geográfica à qual se referem. Finalmente, os dados de outros Estados apresentam diferentes problemas particulares. Por todos esses motivos, a nossa análise em nível estadual limita-se aos nove Estados do Nordeste, a três Estados do Sudeste (eliminando Rio de Janeiro) e as três unidades da Região Sul (GRÁFICO 1).

Em primeiro lugar, as séries foram submetidas ao teste de Dickey-Fuller aumentado (DICKEY & FULLER, 1979, 1981) — conhecido como teste ADF — para constatar a ordem de integração das variáveis de cada Estado, de cada Região, e do País. Seguindo a estratégia de DICKEY & PANTULA (1987), testou-se primeiro a possível existência de duas raízes unitárias na frequência zero das séries. Depois de rejeitar a hipótese nula da presença de duas raízes unitárias ao nível de 1% de significância, testou-se a hipótese de que as séries têm uma raiz unitária. Em todos os casos essa segunda hipótese não pode ser rejeitada nem sequer ao nível de 10% de significância. Em consequência, a primeira conclusão do trabalho é que todas as séries do PIB *per capita* analisadas têm uma raiz unitária (são integradas de ordem um).

O próximo passo consistiu em ajustar uma regressão estática correspondente ao modelo (4), relacionando o PIB *per capita* de cada Região com o PIB *per capita* brasileiro, a mesma variável em nível estadual com o PIB *per capita* da Região correspondente e, finalmente, a magnitude estadual com a nacional. Dessa maneira foi possível realizar o teste de cointegração das variáveis envolvidas nas diferentes relações. Esse teste foi realizado aplicando a mesma metodologia ADF, antes mencionada, aos resíduos de cada regressão. Na maioria dos casos as variáveis cointegram (foi rejeitada a hipótese nula de não cointegração aos níveis usuais de significância).¹³ Na seqüência, foi possível obter informações relacionadas com a convergência/divergência das regiões com relação à média nacional (ver QUADROS 2 e 3), dos estados dentro da correspondente Região (QUADROS 4 e 5), e dos estados com relação à média do País (QUADROS 6 e 7).

¹³ O único caso no qual não foi possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração foi o do Estado do Rio Grande do Sul, na regressão do PIB *per capita* estadual com o PIB da Região Sul (QUADRO 5).

GRÁFICO 1
PIB PER CAPITA DAS REGIÕES, DE ALGUNS ESTADOS E DO BRASIL
(1947-1995)



FONTE: AZZONI (1997).

NOTA: Os gráficos incluem apenas os Estados que foram analisados neste trabalho.

O QUADRO 2 apresenta informações qualitativas sobre os resultados obtidos, na forma de uma classificação das Regiões do País dentro das nove possíveis combinações de parâmetros discutidas na seção anterior. Pode-se observar que a evidência aponta no sentido de que duas das Regiões mais pobres estão apresentando um crescimen-

to do PIB *per capita* maior que a média nacional, outras duas aparecem como não mudando sua situação relativa, e a mais rica cresce menos do que o País como um todo. Em outras palavras, estes dados mostram a existência de um processo de convergência das regiões em relação à média nacional.

QUADRO 2

CONVERGÊNCIA DAS REGIÕES COM RELAÇÃO À MÉDIA NACIONAL
(CLASSIFICAÇÃO DENTRO DOS NOVE CASOS POSSÍVEIS)

	$\alpha < 1$	$\alpha = 1$	$\alpha > 1$
$\beta > 0$		Centro-Oeste Nordeste	
$\beta = 0$		Norte Sul	
$\beta < 0$		Sudeste	

FONTE: Elaboração do autor do artigo.

O QUADRO 3 apresenta a informação quantitativa detalhada relacionada com as estimativas das regressões estáticas no caso da análise Região-País. Para cada uma das cinco regiões, são apresentadas as estimativas dos três parâmetros, indicando-se o nível de significância dos mesmos, assim como o correspondente erro padrão de estimativa (entre parênteses). Em todos os casos, a elasticidade de longo prazo é estatisticamente igual

à unidade. Além do mais, os únicos valores estatisticamente significativos do coeficiente β (diferenciais deterministas) são os das regiões Centro-Oeste e Nordeste (coeficientes positivos) e o da Região Sudeste (β negativo).¹⁴ Esses são os dados que mostram que as séries do PIB *per capita* das grandes regiões brasileiras estão convergindo em direção à média nacional.

QUADRO 3

CONVERGÊNCIA DAS REGIÕES COM RELAÇÃO À MÉDIA NACIONAL
(RESULTADOS DAS REGRESSÕES ESTÁTICAS)

	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Sudeste	Sul
α	1,08* (0,151)	0,86* (0,109)	1,05* (0,191)	1,03* (0,031)	0,86* (0,098)
β	0,012** (0,005)	0,009** (0,004)	0,004 (0,006)	-0,004* (0,001)	0,006 (0,003)
μ	-1,21 (1,03)	0,014 (0,737)	-1,00 (1,30)	0,253 (0,201)	0,990 (0,668)
* Indica	Nível de 1%.		** Indica	nível de 5%.	

FONTE: Elaboração do autor do artigo.

¹⁴ O coeficiente positivo da Região Sul é significativo apenas ao nível de 10%, e por isso é reportado como estatisticamente igual a zero.

Os QUADROS 4 e 6 são semelhantes ao QUADRO 2 no sentido que mostram resultados qualitativos que indicam apenas como se classifica cada Estado, quando pesquisada sua situação de convergência/divergência com relação à Região correspondente e ao País como um todo, dentro das nove possibilidades existentes. Os QUADROS 5 e 7 são semelhantes ao QUADRO 3, completando a apresentação dos resultados empíricos obtidos no presente estudo.

Segundo a informação do QUADRO 4, os Estados de Sergipe, Espírito Santo e Minas Gerais, ainda que tenham elasticidade unitária, tendem a crescer mais do que a média da Região à qual pertencem, devido aos efeitos deterministas diferenciais positivos. Pelo contrário, Paraíba e São Paulo perdem posição relativa nas suas respectivas Regiões pelos mesmos motivos. Deve-se salientar, contudo, que enquanto o coeficiente negativo de São Paulo é altamente significativo, o da Paraíba é apenas ao nível de 10%. Portanto, deixando de lado o caso da Paraíba, os outros resultados são compatíveis com a existência de processos de convergência dos Estados em direção à média da respectiva Região, já que São Paulo é o Estado mais rico da Região Sudeste e os três Estados na posição P12 são “relativamente pobres” dentro de suas Regiões. Um total de oito Estados são classificados como pertencendo à posição P22, ou seja, não mudam sua posição relativa dentro de suas respectivas Regiões no longo prazo (QUADRO 4). Alguns desses Estados passam à posição P12, quando comparados com o País como um todo (QUADRO 6). Este resultado pode ser entendido lembrando-se que as Regiões às quais eles pertencem têm diferenciais deterministas positivos (embora, no caso da Região Sul, isto seja marginalmente significativo). O único caso particular do QUADRO 4 com elasticidade maior que a unidade é o Estado de Santa Catarina, que aparece ganhando posição relativa dentro de sua Região (mas deve-se ressaltar a constante negativa e significativa que dificulta a interpretação desse resultado). Quando comparado com o PIB *per capita* nacional, a estimativa da elasticidade do mesmo Estado é unitária. Finalmente, é interessante comentar brevemente alguns resultados obtidos ao utilizar o método de Mínimos Quadrados Recursivos (MQR).

4.1 - MÍNIMOS QUADRADOS RECURSIVOS

Ao se utilizar os MQR a equação de regressão é estimada repetidamente usando-se cada vez uma subamostra maior do conjunto original de dados. Como nossa relação tem três parâmetros, o primeiro vetor de estimativas foi estimado com apenas três observações. A seguir adicionou-se a próxima observação e os parâmetros foram novamente estimados com quatro observações. Esse processo foi repetido até que as N observações foram usadas, gerando N-3 estimativas do vetor de parâmetros. Essa técnica permite estudar a evolução dos coeficientes estimados à medida que se aumenta o número de observações que são usadas no processo de estimativa, assim como realizar diferentes testes para checar a estabilidade dos coeficientes.

Das cinco relações reportadas no QUADRO 3, essa análise mostra que, no caso da Região Nordeste tanto μ quanto β tendem para zero enquanto α tende para um. O mesmo resultado é observado na Região Norte. Na Sudeste a diferença fica por conta do coeficiente β que está estabilizado num valor negativo próximo a $-0,004$. O valor de β da região Centro-Oeste está estabilizado, mas a elasticidade vem caindo desde 1985 e parece tender para a unidade. Os coeficientes da Região Sul não estão ainda estabilizados: β , que era negativo em 1985, continua aumentando enquanto a elasticidade vem diminuindo desde o valor 1,37 que tinha em 1985.

A estimativa recursiva dos coeficientes da relação de cointegração entre o PIB *per capita* de três Estados (Santa Catarina, São Paulo e Sergipe) e do Brasil é mostrado no GRÁFICO 2. Após as primeiras estimativas, realizadas com um pequeno número de dados, observa-se a estabilidade dos coeficientes. No caso dos diferenciais deterministas medidos pelos coeficientes β a maior estabilidade é observada no caso de São Paulo com seus valores negativos ao redor de $-0,004$ (e estatisticamente significativos). Os correspondentes coeficientes de Santa Catarina e Sergipe parecem tender para o valor zero (painel A do GRÁFICO 2), sendo que o primeiro não é significativo e está aumentando,

enquanto o segundo tende para zero a partir de valores positivos e significativos.

QUADRO 4

CONVÊRGÊNCIA DOS ESTADOS COM RELAÇÃO AS RESPECTIVAS REGIÕES
(CLASSIFICAÇÃO DENTRO DOS NOVE CASOS POSSÍVEIS)

	$\alpha < 1$	$\alpha = 1$	$\alpha > 1$
$\beta > 0$		Sergipe Espírito Santo Minas Gerais	
$\beta = 0$		Alagoas Bahia Ceará Maranhão Pernambuco Piauí Rio G. do Norte Paraná	Santa Catarina
$\beta < 0$		Paraíba São Paulo	

FONTE: Elaboração do autor do artigo.

QUADRO 5

CONVERGÊNCIA DOS ESTADOS COM RELAÇÃO AS RESPECTIVAS REGIÕES
(RESULTADOS DAS REGRESSÕES ESTÁTICAS)

Estado	μ	β	α
Paraná			0,97* (0,136)
Rio Grande do Sul		(não cointegra)	
Santa Catarina	-2,16* (0,667)		1,28* (0,098)
Espírito Santo		0,020* (0,006)	0,76* (0,202)
Minas Gerais		0,015* (0,003)	0,82* (0,089)
São Paulo		-0,004* (0,001)	1,08* (0,031)
Alagoas	1,19** (0,528)		0,80* (0,090)
Bahia			1,04* (0,128)
Ceará			1,04* (0,155)
Maranhão			0,98* (0,088)
Paraíba		-0,012*** (0,006)	1,10* (0,158)
Pernambuco	1,23** (0,462)		0,86* (0,079)
Piauí			1,08* (0,130)
Rio Grande do Norte	-1,73*** (0,910)		1,30* (0,155)
Sergipe		0,015** (0,006)	0,84* (0,154)
* Indica	nível de 1%.		
** Indica	nível de 5%.		
*** Indica	nível de 10%.		

FONTE: Elaboração do autor do artigo.

QUADRO 6
CONVERGÊNCIA DOS ESTADOS COM RELAÇÃO A MÉDIA NACIONAL
(CLASSIFICAÇÃO DENTRO DOS NOVE CASOS POSSÍVEIS)

	$\alpha < 1$	$\alpha = 1$	$\alpha > 1$
$\beta > 0$		Alagoas Ceará Maranhão Sergipe Paraná Minas Gerais Espírito Santo	
$\beta = 0$		Bahia Paraíba Pernambuco Piauí Rio G. do Norte Rio G. do Sul Santa Catarina	
$\beta < 0$		São Paulo	

FONTE: Elaboração do autor do artigo.

QUADRO 7
CONVERGÊNCIA DOS ESTADOS COM RELAÇÃO A MÉDIA NACIONAL
(RESULTADOS DAS REGRESSÕES ESTÁTICAS)

Estado	μ	β	α
Paraná	3,09** (1,37)	0,015** (0,007)	0,54* (0,202)
Rio Grande do Sul			1,06* (0,069)
Santa Catarina			1,08* (0,163)
Espírito Santo		0,015** (0,007)	0,81* (0,208)
Minas Gerais		0,010* (0,003)	0,89* (0,081)
São Paulo		-0,007* (0,002)	1,09* (0,057)
Alagoas		0,010** (0,004)	0,77* (0,115)
Bahia	-2,12** (0,815)		1,17* (0,120)
Ceará		0,016** (0,008)	0,64* (0,229)
Maranhão		0,011** (0,005)	0,82* (0,147)
Paraíba			0,65* (0,239)
Pernambuco			0,77* (0,120)
Piauí			0,79* (0,201)
Rio Grande do Norte			0,77* (0,260)
Sergipe		0,026* (0,007)	0,62* (0,198)
* Indica	nível de 1%.		
** Indica	nível de 5%.		
*** Indica	nível de 10%.		

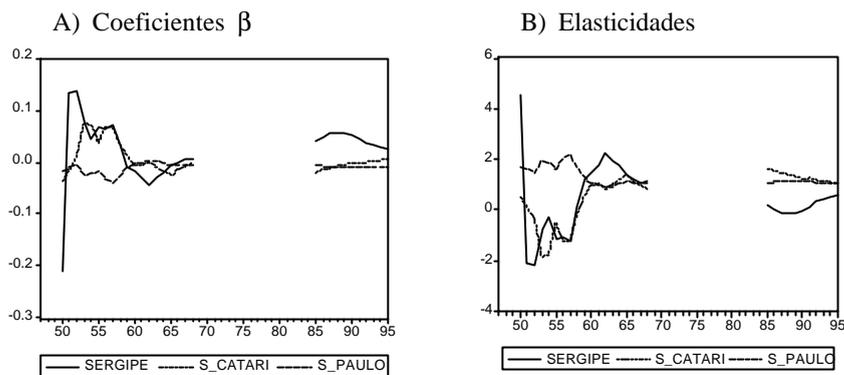
FONTE: Elaboração do autor do artigo.

Com relação aos coeficientes de elasticidade, novamente o Estado de São Paulo apresenta os valores mais estáveis ao redor da unidade, enquanto que no caso de Santa Catarina α converge para

esse valor da direção oposta da observada no caso do Estado de Sergipe (painel B do GRÁFICO 2).

GRÁFICO 2

COEFICIENTES OBTIDOS POR REGRESSÃO RECURSIVA



FONTE: Elaboração do autor do artigo.

O estudo da evolução dos coeficientes das várias relações de cointegração, estimados recursivamente, é potencialmente útil para entender algumas particularidades dos processos de crescimento da produção *per capita* dos estados e regiões do País. Contudo, essa análise não será aprofundada nessa oportunidade.

5 - CONCLUSÕES

O presente trabalho utiliza dados de séries temporais do PIB *per capita* dos Estados brasileiros, das grandes Regiões do País, e do Brasil como um todo para lançar uma luz — desde um ângulo diferente — à questão da convergência na evolução da produção regional *per capita*. As séries utilizadas foram recentemente publicadas por AZZONI (1997) e cobrem o período 1939–1995 com várias discontinuidades. Os dois únicos subperíodos completos são aqueles correspondentes a 1947 e 1968 e a 1985–1995. Nossa análise limita-se àqueles estados cujos dados não apresentam problemas metodológicos sérios, e têm dados nesses dois subperíodos que se referem ao mesmo espaço geográfico.

Na análise da relação entre a produção *per capita* dos Estados com relação à média das respectivas Regiões, não foi possível analisar os resultados relativos ao Estado do Rio Grande do Sul, já que as variáveis envolvidas na análise não cointegram. A condição de que a regressão estimada em cada caso seja uma relação de cointegração é fundamental para garantir que a correlação entre as variáveis analisadas não seja espúria, dado que todas elas são não estacionárias.

Os resultados numéricos obtidos, apresentados nos QUADROS 3, 5 e 7, indicam que todas as elasticidades de longo prazo estimadas são estatisticamente significativas, e a maioria são estatisticamente iguais à unidade, ao nível de 1% de significância. Apenas Santa Catarina, na análise em nível de Região, apresenta elasticidade significativamente superior à unidade. Como o componente determinista da taxa de crescimento de Santa Catarina é nulo, essa combinação de parâmetros ($\beta = 0$ e $\alpha > 1$) parece evidenciar que esse Estado cresce mais rapidamente que a média da Região Sul.

A comparação da evolução das grandes regiões com a média nacional parece indicar um claro

processo de convergência do PIB *per capita* neste nível. Com efeito, além de todas as Regiões apresentarem elasticidades unitárias, a mais rica delas (Sudeste) apresenta um componente determinista da taxa de crescimento que é negativo e estatisticamente significativo, enquanto que as Regiões Nordeste e Centro-Oeste têm coeficientes positivos. Para as Regiões Norte e Sul, o valor de $\beta = 0$ indica que o crescimento de longo prazo dessas regiões nem as afasta nem as aproxima da evolução média do PIB *per capita* do País.

Ao focalizarmos os resultados da análise de convergência/divergência dos estados com relação à evolução da respectiva Região (QUADROS 4 e 5) e à média nacional (QUADROS 6 e 7), cabe ressaltar o valor negativo do coeficiente β correspondente ao Estado de São Paulo em ambos casos.

O balanço da aplicação do método de cointegração à análise do problema da convergência dos PIB *per capita* regionais parece ser positivo. Os resultados encontrados ao aplicarmos esta metodologia baseada em dados de séries temporais confirmam as conclusões de outros estudos que utilizam índices pontuais ou dados de *cross section*. Cabe salientar que a descrição implícita nas estimativas dos parâmetros das relações de cointegração aqui apresentadas coincidem, no caso de numerosos estados, com a evolução do índice j discutida por FERREIRA & DINIZ (1995). Da mesma forma, poderíamos fazer nossas as palavras de FERREIRA & ELLERY (1996): “Os resultados obtidos neste trabalho indicam a existência de um processo de convergência entre o PIB *per capita* dos diversos Estados brasileiros”.

A utilização do método de MQR permite acompanhar a evolução das estimativas dos coeficientes das relações de cointegração, mostrando quais encontram-se estabilizados e quais estão diminuindo (aumentando), sem indicar claramente para que valor estão tendendo no longo prazo. Essa análise não detectou nenhuma mudança estrutural nas relações estudadas. Contudo, seus resultados não foram reportados em forma detalhada por problema de espaço.

AGRADECIMENTO

O autor agradece o apoio financeiro da Fundação Amparo à Pesquisa de Minas Gerais (FAPEMIG)

ABSTRACT

This paper studies the convergence of regional Brazilian *percapita* GIP utilizing time series data. Since these series are nonstationary, any relation involving a pair of them will only be not spurious if they cointegrate. For this reason, the paper presents, as an introduction, a preliminary discussion of cointegration and related concepts. After that, the integration properties of the series are determined. Finally, the necessary cointegration relationships are estimated and tested. The results show the existence of a long-run convergence process in *per capita* GIP of the different Brazilian regions and states.

KEY WORDS:

Regional Economics; Convergence; *Per Capita* GIP; Cointegration.

6 - BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita* estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939–1995. **Estudos Econômicos**, v. 27, n. 3, p. 341–393, 1997.
- BOX, G. E. P., JENKINS, G. M., REINSEL, G. C. **Time series analysis: forecasting and control**. 3. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1994.
- BYERS, J. D. The cyclical sensitivity of regional unemployment. **Regional Studies**, v. 24, p. 447–455, 1990.
- BYERS, J. D. Testing for common trends in regional unemployment. **Applied Economics**, v. 23, p. 1087–1092, 1991.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981.
- DICKEY, D. A., PANTULA, S. G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 5, n. 4, p. 455–461, 1987.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.
- FERREIRA, A. H. B. A distribuição interestadual da renda no Brasil (1950–85). **Revista Brasileira de Economia**, v. 50, n. 4, p. 469–485, 1996.
- FERREIRA, A. H. B., DINIZ, C. C. Convergencia entre las rentas *per capita* estaduais en Brasil. **Revista Latinoamericana de Estudios Urbanos y Regionales**, v. 21, n. 62, p. 17–31, 1995.
- FERREIRA, P. C. G., ELLERY JR., R. G. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista Brasileira de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83–103, 1996.
- FORREST, D., NAISBITT, B. The sensitivity of regional unemployment rates to the national trade cycle. **Regional Studies**, v. 22, p. 149–153, 1988.
- FRISCH, R., WAUGH, F.V. Partial time regressions as compared with individual trends. **Econometrica**, v. 1, p. 387–401, 1933.
- FULLER, W. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley & Sons, 1976.
- GORDON, I. R. The cyclical sensitivity of regional employment and unemployment differentials. **Regional Studies**, v. 19, p. 95–110, 1985.
- GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. **Journal of Econometrics**, v. 16, p. 121–130, 1981.
- GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, p. 111–120, 1974.
- HADDAD, P. R. et al. **Economia regional: teoria e métodos de análise**. Fortaleza: BNB, 1989.
- MARTÍN, F. J., CANO, V. J., MURILLO, C. **Integración espacial de mercados agrarios: un análisis de cointegración**. Islas Canarias: Universidad de la Laguna, 1995. (Documento de Trabajo, 60).

- RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, p. 102–109, 1986.
- SLUTSKY, E. The summation of random causes as a source of cyclic processes. **Econometrica**, v. 5, p. 105-146, 1937.
- SURIÑACH, J. et al. **Análisis económico regional: nociones básicas de la teoría de la cointegración**. Barcelona: Universidad de Barcelona, 1995.
- THIRLWALL, A. P. Regional unemployment as a cyclical phenomenon. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 13, p. 205–219, 1966.
- VAN DUIJN, J. J. The cyclical sensitivity to unemployment of dutch provinces. **Regional Science and Urban Economics**, v. 5, p. 107–132, 1975.
- YULE, G. U. On the time correlation problem, with special reference to the variate-difference correlation methods. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 84, p. 497–526, 1921.
- YULE, G. U. Why do we sometimes get nonsense correlations between time series? a study in sampling and the nature of time series. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 89, n. 1, p. 1-64, 1926.
- YULE, G. U. Of a method of investigating periodicities in disturbed series with special reference to wolfer's sunspot numbers. **Phil. Transactions Royal Statistical Society Series A**, v. 226, p. 267–298, 1927.
- ZANIAS, G. P. Testing for integration in european community agricultural product markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 76, p. 418–427, 1993.