

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE
E SECRETARIADO
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN**

NICOLINO TROMPIERI NETO

TRÊS ENSAIOS EM MACROECONOMETRIA

FORTALEZA – CEARÁ

2009

NICOLINO TROMPIERI NETO

TRÊS ENSAIOS EM MACROECONOMETRIA

Tese de Doutorado apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor.

Área de Concentração: Econometria Aplicada

Orientador: Prof. Dr. Ivan Castelar

FORTALEZA – CEARÁ

2009

Tese de Doutorado apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia. Área de Concentração: Crescimento Econômico.

A citação de qualquer trecho desta tese é permitida, desde que feita em conformidade com as normas científicas.

Nicolino Trompieri Neto

Aprovada em ____ / ____ / ____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Ivan Castelar (Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares (Co-Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Adrei Gomes Simonassi
Universidade Federal do Ceará – UFC

À minha esposa Flávia e filhas, Carolina e Larissa, que sempre me deram força nos momentos mais difíceis.

Aos meus pais, Nicolino e Nádia e irmãos, Vicente, Thais, Natália e Daniel por me proporcionarem uma base sólida para a minha formação.

AGRADECIMENTOS

Ao CNPq – Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento pelo financiamento desse estudo.

Em especial ao meu Orientador Ivan Castelar, por me orientar na Graduação, Mestrado e Doutorado, pelo ótimo ensino acadêmico e pela sua amizade.

Ao meu co-orientador Fabrício Linhares por sua dedicação na execução da tese.

Aos membros na banca examinadora, Paulo Neto, Roberto Tatiwa e Andrei Simonassi pelas considerações feitas para a melhoria da tese.

A todos os professores do CAEN pelo conhecimento transmitido e pelo apoio durante todo o curso.

A todos os Funcionários do CAEN, em especial, Carmem, Bibi e Cléber não só pelo profissionalismo mas também pela amizade.

Em especial aos amigos Maurício Benegas, Silvando Carmo, Márcio Veras, José Nilo, Dilson Sena e Débora Gaspar, por me proporcionarem alegrias e pelo companherismo no decorrer do curso.

E aos amigos de CAEN e hoje companheiros de trabalho, Jimmy Oliveira, Vitor Hugo, André Oliveira, Bruno Wichmann e Leandro Oliveira e também aos amigos Carlos Manso, Guilherme Irffi, Christiano Penna, Francis Petterine e Marcelo Ponte.

Aos demais amigos que eu não citei, mas que contribuíram de alguma forma para a conclusão deste Doutorado.

RESUMO

A tese intitulada “Três Ensaio em Macroeconometria” é composta de três capítulos. O primeiro capítulo aplica um modelo em painel dinâmico para analisar a convergência da taxa de crescimento do PIB *per capita*, numa abordagem não linear através de um efeito *threshold* para os vinte e seis Estados brasileiros mais o Distrito Federal, durante o período 1985-2005. Os resultados indicam a existência de dois clubes de convergência, um formado pelos estados que se encontram no regime de baixa renda, formado pelos estados da região nordeste, norte (com exceção do estado do Amazonas) e o estado de Goiás, enquanto que o outro clube é formado por aqueles que se encontram no regime de alta renda, compostos pelos estados da região sul e sudeste, mais os estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e o Distrito Federal. No segundo capítulo aplica-se uma formulação de tendências comuns às variáveis PIB real, taxa de juros SELIC nominal, oferta monetária do agregado M1 e taxa de inflação IPCA, para extrair uma medida de núcleo de inflação com características *forward-looking*. Após determinar o núcleo de inflação para o IPCA, testam-se as condições para uma medida de núcleo segundo Marques *et al.* (2003) juntamente com duas outras medidas de núcleo fornecidas pelo Banco Central do Brasil. Por último testam-se a acurácia de previsões fora da amostra feitas por essas medidas para o IPCA. Os resultados confirmam que a medida de núcleo por tendências comuns tem um bom poder preditivo. O terceiro capítulo testa a hipótese da paridade do poder de compra (PPP) para o Brasil durante o período de 1985 a 2008 através da aplicação dos testes de raiz unitária em painel com dependência transversal apresentados em Moon e Perron (2004) e Pesaran (2007). Utiliza-se como base de dados o índice de inflação INPC para nove regiões metropolitanas: Belo Horizonte, Belém, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, São Paulo e Salvador. Os resultados mostram mudança de persistência após a implementação do Plano Real. Enquanto que no período de alta inflação a hipótese de Paridade do Poder de Compra PPP é satisfeita, no período de estabilização de preços a PPP não é satisfeita. Este resultado é fortalecido através da análise das estatísticas descritivas dos dados.

Palavras – Chave: convergência, PIB *per capita*, núcleo da inflação, paridade do poder de compra.

ABSTRACT

The thesis entitled "Três Ensaio em Macroeconometria" is composed of three chapters. The first chapter applies a dynamic panel model to analyze the convergence rate of growth of GDP per capita, non-linear approach using a threshold effect for the twenty-six Brazilian states plus the Distrito Federal during the period 1985-2005. The results indicate the existence of two convergence clubs, one formed by the states that are in the regime of low income, formed by the Northeast region, north (with the exception of the state of Amazonas) and the state of Goiás, while other club consists of those who are in the regime of income, formed by the states of South and Southeast, over the states of Mato Grosso, Mato Grosso do Sul and Distrito Federal. The second chapter presents a formulation of common trends in the variables real GDP, nominal interest rate Selic, money supply of M1 and IPCA inflation rate, to extract a measure of core inflation with features forward-looking. After determining the core inflation for the IPCA, we tested the conditions for a measure of core second Marques et al. (2003) along with two other core measures provided by the Banco Central do Brasil. Finally, we tested the accuracy of forecasts out of sample made by these measures to the IPCA. The results confirm that the measure of core inflation by common trends have a good predictive power. The third chapter tests the hypothesis of purchasing power parity (PPP) in Brazil during the period 1985 to 2008 by applying the unit root tests in panel with cross section dependence presented in Moon and Perron (2004) and Pesaran (2007). We tested the index of inflation INPC for nine metropolitan areas: Belo Horizonte, Belém, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, São Paulo and Salvador. The results show a change in persistence after the Plano Real. While in the period of high inflation the PPP is satisfied, the period of stabilization of prices to PPP is not satisfied. This result is strengthened by examining the descriptive statistics of the data.

Keywords: convergence, *per capita* GDP, core inflation, parity of purchasing power.

LISTA DE TABELAS

| TABELA | | Página |
|--------|-------------------------------------------------------------------------|--------|
| 1.1 | Estatística descritiva do PIB <i>per capita</i> dos estados 1985-2005 | 21 |
| 1.2 | Teste de raiz unitária em painel para o PIB <i>per capita</i> | 23 |
| 1.3 | Estimação do modelo em painel dinâmico com efeito <i>threshold</i> | 25 |
| 2.1 | Teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF) | 48 |
| 2.2 | Teste de Johansen para cointegração | 49 |
| 2.3 | Matriz de impacto de longo prazo (Γ_τ) | 51 |
| 2.4 | Decomposição da variância do erro de previsão | 52 |
| 2.5 | Testes de condições para uma medida de núcleo de inflação | 57 |
| 2.6 | Valores previstos e medidas de erro da previsão do IPCA fora da amostra | 60 |
| 2.7 | Medidas de erro da previsão do IPCA fora da amostra acumulada | 61 |
| 3.1 | Estatísticas descritivas das taxas de câmbio reais | 82 |
| 3.2 | Teste para dependência transversal em painel | 87 |
| 3.3 | Testes de raiz unitária em painel com dependência transversal | 88 |

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

| | | Página |
|-------------|------------------------------------------------------------------|--------|
| Figura 1.1 | Média e dispersão do PIB <i>per capita</i> dos estados 1985-2005 | 22 |
| Figura 1.2 | Densidade do PIB <i>per capita</i> dos estados | 27 |
| Figura 1.3 | Agrupamento dos estados de acordo com o regime <i>threshold</i> | 28 |
| Figura 2.1 | Variáveis do modelo | 47 |
| Figura 2.2 | Medidas de núcleo de inflação | 56 |
| Gráfico 2.1 | Previsões das medidas de núcleo e da taxa de inflação IPCA | 59 |
| Gráfico 3.1 | Taxas de câmbio reais | 84 |
| Gráfico 3.2 | Desvios padrões das taxas de câmbio reais | 85 |
| Gráfico 3.3 | Desvios padrões das taxas de câmbio reais da amostra reduzida | 86 |

SUMÁRIO

| | |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| CAPÍTULO I - CONVERGÊNCIA DE RENDA DOS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ABORDAGEM EM PAINEL DINÂMICO COM EFEITO <i>THRESHOLD</i> | 12 |
| 1. INTRODUÇÃO | 12 |
| 2. METODOLOGIA | 14 |
| 3. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS | 21 |
| 4. RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO EM PAINEL DINÂMICO COM EFEITO <i>THRESHOLD</i> | 24 |
| 5. CONCLUSÃO | 29 |
| BIBLIOGRAFIA | 30 |
| APÊNDICE | 33 |
| CAPÍTULO II - NÚCLEO DA INFLAÇÃO: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE TENDÊNCIAS COMUNS PARA O CASO DO BRASIL | 37 |
| 1. INTRODUÇÃO | 37 |
| 2. METODOLOGIA | 41 |
| 3. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS | 46 |
| 3.1 Teste de Raiz Unitária | 47 |
| 3.2 Teste de Cointegração | 48 |
| 4. RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO DE TENDÊNCIAS COMUNS | 50 |
| 5. CONDIÇÕES PARA UMA MEDIDA DE NÚCLEO DE INFLAÇÃO | 53 |
| 6. PREVISÃO FORA DA AMOSTRA DA TAXA DE INFLAÇÃO | 59 |
| 7. CONCLUSÃO | 62 |
| BIBLIOGRAFIA | 64 |
| APÊNDICE | 67 |
| CAPÍTULO III - ANÁLISE DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA ENTRE MERCADOS BRASILEIROS | 69 |
| 1. INTRODUÇÃO | 69 |

| | |
|-------------------------------------------------|----|
| 2. METODOLOGIA | 73 |
| 2.1 O Teste <i>CIPS</i> | 73 |
| 2.2 O teste Moon e Perron (2004) | 76 |
| 2.3 Construção das taxas de câmbio reais | 80 |
| 3. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS | 82 |
| 4. RESULTADOS | 86 |
| 5. CONCLUSÃO | 90 |
| BIBLIOGRAFIA | 91 |
| APÊNDICE | 93 |

CAPÍTULO I - Convergência de Renda dos Estados Brasileiros: Uma Abordagem em Painel Dinâmico com Efeito *Threshold*.

1. INTRODUÇÃO

Desde trabalhos pioneiros como Baumol (1986), convergência de renda entre economias têm sido um tema de estudo com presença constante na literatura econômica internacional. Seguindo Galor (1996), esses estudos têm investigado essencialmente a validade de três diferentes tipos de hipóteses de convergência. A primeira hipótese refere-se à convergência absoluta, que analisa a tendência, no longo prazo, da aproximação das rendas *per capita* das economias em relação ao nível da economia líder, independentemente das condições iniciais em que se encontram.

A segunda hipótese refere-se à convergência condicional, no qual as rendas *per capita* de economias que apresentam características estruturais (preferências, tecnologias, taxas de crescimento populacional, políticas governamentais, etc) idênticas convergirem no longo prazo para o mesmo nível independentemente das condições iniciais. Esse tipo de convergência é baseada na formulação Neoclássica tradicional explicitada por Barro e Sala-i-Martin (1992) e Mankiw, Romer e Weil (1992).

A terceira e última hipótese refere-se à formação de “clubes de convergência”, isto é, rendas *per capita* de um grupo de economias com idênticas características estruturais convergem no longo prazo desde que as condições iniciais também sejam idênticas.

A maior parte dos estudos empíricos sobre convergência baseia-se no relacionamento inverso e linear entre os níveis e as taxas de crescimento das rendas *per capita*. Esses estudos consistem em testar a hipótese de β -convergência (absoluta e condicional), também conhecidas como regressões Barro-Baumol, referências a Barro (1991) e Baumol (1986). Entre as críticas às regressões do tipo Barro-Baumol tais como as apresentadas em Friedman (1992) e Quah (1993), está o fato de que o coeficiente estimado representa um valor médio da amostra total utilizada, podendo indicar ausência de convergência quando em sub-amostras pode existir convergência (através da formação de clubes de convergência).

No Brasil estudos de convergência de renda per capita entre Estados, aplicando técnicas do tipo Barro-Baumol tais como Ferreira e Diniz (1995), Ellery e Ferreira (1996) Ferreira (1996, 1999, 2000), Zini Jr. (1998) e Azzoni (1997, 1999 e 2001), sugerem geralmente inexistência ou baixa velocidade de convergência.

Dentre os estudos que aplicam metodologias mais recentes, pode-se destacar aqueles baseados em econometria espacial, tais como Mossi *et al.* (2003), Magalhães, Hewings e Azzoni (2005) e Raul e Azzoni (2006) e nas técnicas propostas por Quah (1997) como Gondim *et al.* (2007). Esses estudos encontram evidências de clubes de convergência formados basicamente por dois grupos: um por Estados das regiões Norte e Nordeste e outro por Estados das Regiões Sul e Sudeste e Centro-Oeste.

Resultados similares também são encontrados em Maciel *et al.* (2008). A partir de uma adaptação do modelo Hall Jones (1999), simulações computacionais recursivas para o período de 1985 a 2015, tomando como base o ano de 1985, indicam uma tendência à concentração espacial e formação de dois estados estacionários para as rendas *per capita* das regiões brasileiras. As regiões Sul e Centro-Oeste tendem a alcançar a renda *per capita* da região mais rica, o Sudeste. Por outro lado, as regiões mais pobres, o Nordeste e o Norte, não tendem a apresentar mudanças significativas na dinâmica de suas rendas *per capita*.

Seguindo essa linha de investigação, trabalhos recentes procuram investigar a formação de clubes de convergência através de modelos econométricos não lineares. O estudo de Fiaschi e Lavezzi (2007), por exemplo, baseado no modelo de crescimento de Solow testa a convergência em clubes através das estimações de matrizes de transição de Markov e de densidades de distribuição pelo método de suavização por núcleo (*kernel smoothing*). Utilizando dados de Maddison (2001) para 122 países no período 1950-1998, verifica-se um padrão de crescimento não linear entre as economias, onde uma fase inicial de baixo crescimento ou de ausência de crescimento é seguida por uma fase de crescimento acelerado e finalmente por uma fase de eventual desaceleração do crescimento uma vez que determinada economia atinge certo nível de PIB *per capita*. Sob os resultados encontrados, questões sobre convergência são discutidas, recomendando-se em geral que estudos que analisam dinâmicas de crescimento entre economias devem levar em conta o padrão não linear das taxas de crescimento. Outros estudos que envolvem não linearidade e convergência são Durlauf e Johnston (1995), Temple (1998), Liu e Stengos (1999), Durlauf *et al.* (2001), Fiaschi e Lavezzi (2003) e Ho (2006).

O objetivo do presente estudo é verificar a presença de convergência nos estados brasileiros no período 1985 a 2005 utilizando um modelo de dados em painel dinâmico com efeito *threshold*, similar ao empregado em Ho (2006). A principal contribuição dessa metodologia é levar em conta o padrão não linear de crescimento entre as economias junto com as vantagens da modelagem em dados em painel em relação a dados transversais.

O restante do estudo está dividido em quatro seções. A primeira seção apresenta a metodologia no qual o modelo é descrito. Na segunda seção é feita uma análise estatística dos dados. A terceira seção analisa os resultados estimados. E na quarta e última seção apresenta-se a conclusão.

2. METODOLOGIA

O arcabouço teórico que fundamenta a metodologia em painel dinâmico, sugerida por Islam (1995) segue o modelo de crescimento desenvolvido em Mankiw-Romer-Weil (Mankiw *et al.*, 1992). No modelo de Solow simplificado, a função de produção Cobb-Douglas com progresso tecnológico do tipo *labor-augmenting* assume a seguinte forma

$$Y(t) = K(t)^\alpha (A(t)L(t))^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (1)$$

onde Y é o produto, K o capital e L é o trabalho. Assume-se que L e A crescem exogenamente a taxas n e g respectivamente, tal que

$$L(t) = L(0)e^{nt}$$

$$A(t) = A(0)e^{gt}.$$

Admite-se que s é uma fração constante do produto que é poupada e investida. Define-se o produto e o estoque de capital por unidade de trabalho efetivo respectivamente como $y = Y / AL$ e $k = K / AL$. Assim a equação (1) escrita como unidade de trabalho efetivo é igual a

$$y = k(t)^\alpha. \quad (2)$$

A equação descrevendo a dinâmica de $k(t)$ é dada por:

$$\begin{aligned}\dot{k} &= sy(t) - (n + g + \delta)k(t) \\ &= sk(t)^\alpha - (n + g + \delta)k(t),\end{aligned}\quad (3)$$

onde δ é a taxa de depreciação considerada constante. Assim, k converge para o seu valor em estado estacionário

$$k^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\alpha)}. \quad (4)$$

Substituindo a equação (4) na equação (1), tem-se o valor de $y(t)$ em seu estado estacionário,

$$y^* = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\alpha/(1-\alpha)}. \quad (5)$$

Para descrever a dinâmica de transição da economia a partir de um ponto inicial para o estado estacionário é preciso log – linearizar a equação que descreve a transição do capital. Esta linearização é feita próxima do estado estacionário, k^* . Para tal propósito defini-se a variável:

$$z(t) = \ln k(t) - \ln k^* \Rightarrow \dot{z}(t) = \frac{\dot{k}(t)}{k(t)}$$

e

$$k(t) = e^{z(t)} k^*.$$

Dividindo a equação (3) por $k(t)$ tem-se:

$$\dot{z}(t) = \frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = sk(t)^{\alpha-1} - (n + g + \delta)$$

Assim,

$$\dot{z}(t) = s(e^{z(t)} k^*)^{\alpha-1} - (n + g + \delta).$$

Usando a aproximação de Taylor de primeira ordem para $\dot{z}(t)$ próximo do estado estacionário, $z^* = 0$, implica que

$$\dot{z}(t) = -s(1-\alpha)(k^*)^{\alpha-2} k^* z(t),$$

ou

$$\dot{z}(t) = -s(1-\alpha) \frac{(k^*)^\alpha}{k^*} z(t).$$

De acordo com a equação (3) verifica-se que $s \frac{(k^*)^\alpha}{k^*} = (n + g + \delta)$, portanto substituindo esta expressão na equação acima tem-se,

$$\dot{z}(t) = -(1-\alpha)(n + g + \delta)z(t)$$

então, dado que $\dot{z}(t) = \frac{\dot{k}(t)}{k(t)}$ e $z(t) = \ln\left(\frac{k(t)}{k^*}\right)$ chega-se à seguinte equação:

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = -\lambda \ln\left(\frac{k(t)}{k^*}\right), \quad (6)$$

onde $\lambda = (1-\alpha)(n + g + \delta)$. A equação acima indica que a taxa de crescimento do capital por unidade de trabalho efetivo depende da velocidade de convergência λ e da distância do estoque de capital k da economia no tempo t em relação ao seu estado estacionário k^* .

A partir da equação (2) pode-se mostrar que:

$$\dot{y}(t) = \alpha k(t)^{\alpha-1} \dot{k}(t) \Rightarrow \dot{y}(t) = \alpha k(t)^\alpha \frac{\dot{k}(t)}{k(t)}.$$

Portanto,

$$\frac{\dot{y}(t)}{y(t)} = \alpha \frac{\dot{k}(t)}{k(t)},$$

e

$$\ln\left(\frac{y(t)}{y^*}\right) = \alpha \ln\left(\frac{k(t)}{k^*}\right).$$

Substituindo as duas expressões acima na equação (6) implica que,

$$\frac{\dot{y}(t)}{y(t)} = -\lambda \ln\left(\frac{y(t)}{y^*}\right) \quad (7)$$

onde $\lambda = (1 - \alpha)(n + g + \delta)$. Então verifica-se que assim como o capital, a taxa de crescimento do produto por unidade de trabalho efetivo depende da velocidade de convergência λ e da distância do produto $y(t)$ da economia no tempo t em relação ao seu estado estacionário y^* .

Observe-se que a equação (7) é uma equação diferencial linear de primeira ordem em $\ln y(t)$, cuja solução é dada por

$$\ln y_t = (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln y^* + e^{-\lambda\tau} \ln y_0. \quad (8)$$

onde y_t é o período inicial e τ é o tempo que o produto por unidade de trabalho efetivo, y_t leva para percorrer o caminho de y_0 para o estado estacionário y^* . Tomando y_{t-1} como o período inicial e assumindo temporariamente y^* como uma série de tempo, tem-se que

$$\ln y_t = (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln y_t^* + e^{-\lambda\tau} \ln y_{t-1}. \quad (9)$$

Dado que a equação (9) se mantém em qualquer período de tempo, pode-se defasá-la em um período utilizando a lei de projeções interadas:

$$\ln y_{t-1} = (1 - e^{-\lambda\tau}) \ln y_{t-1}^* + e^{-\lambda\tau} \ln y_{t-2}. \quad (10)$$

Subtraindo a equação (10) da equação (9) chega-se a seguinte expressão:

$$\Delta \ln y_t = (1 - e^{-\lambda\tau}) \Delta \ln y_t^* + e^{-\lambda\tau} \Delta \ln y_{t-1}. \quad (11)$$

A equação (11) expressa o processo de convergência da taxa de crescimento sobre o tempo. Ela implica em convergência da taxa de crescimento condicional à taxa de

crescimento em estado estacionário. Este processo de convergência segue uma característica geral do modelo de crescimento neoclássico: tanto quanto a taxa de crescimento é monotonicamente decrescente na intensidade do capital e algumas condições do tipo Inada se mantêm, o estado estacionário é único e globalmente estável. Isto é, se as taxas em estado estacionário são todas idênticas entre as economias, as taxas de crescimento convergirão.

Estendendo a equação (11) para o modelo na forma de dados em painel, tem-se que

$$\Delta \ln y_{j,t} = (1 - \beta) \Delta \ln \hat{y}_{j,t}^* + e^{-\lambda\tau} \Delta \ln \hat{y}_{j,t-1} + \xi_{j,t}, \quad \beta = e^{-\lambda\tau}. \quad (12)$$

Assumindo que a renda em estado estacionário é constante durante o tempo e tomando $\bar{\pi}_j = (1 - \beta) \Delta \ln y_{j,t}^*$, chega-se à forma reduzida do modelo,

$$\Delta \ln y_{j,t} = \bar{\pi}_j + \beta \Delta \ln y_{j,t-1} + \xi_{j,t}, \quad \beta = e^{-\lambda\tau}. \quad (13)$$

Verifica-se que a equação (13) expressa um painel dinâmico de primeira ordem com efeito fixo sem componentes em estado estacionário.

A análise adotada aqui, concentra-se na magnitude do coeficiente estimado de β , e não em λ , já que β mede a velocidade de convergência para sua taxa de crescimento em estado estacionário ($\equiv 0$). Um valor de β muito próximo de zero implica que variações de curto prazo na taxa de crescimento da economia j , a taxa converge rapidamente para o seu nível em estado estacionário. Dessa forma, existem duas situações extremas: primeiro, quando $\beta = 0$, a taxa de crescimento converge instantaneamente para o seu nível em estado estacionário; segundo, quando $\beta = 1$, tem-se a situação de um forte processo de passeio aleatório, implicando que a taxa de crescimento de uma economia persiste em seu nível corrente.

Seguindo o trabalho de Ho (2006), a não linearidade no modelo, é incluída através de um efeito *threshold* no parâmetro β , condicionado ao nível de renda *per capita*. Supondo a existência de 3 regimes, por exemplo, o modelo em painel dinâmico com duplo *thresholds* pode ser descrito da seguinte forma.

$$\Delta \ln y_{j,t} = \bar{\pi}_j + \beta_1 \Delta \ln y_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad y_{j,t} \leq \gamma_1 \quad (13a)$$

$$\Delta \ln y_{j,t} = \bar{\pi}_j + \beta_2 \Delta \ln y_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad \gamma_1 < y_{j,t} < \gamma_2 \quad (13b)$$

$$\Delta \ln y_{j,t} = \bar{\pi}_j + \beta_3 \Delta \ln y_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad y_{j,t} \geq \gamma_2 \quad (13c)$$

onde $\bar{\pi}_j$ é o efeito fixo, γ_1 e γ_2 são os parâmetros *thresholds*, $\gamma_2 > \gamma_1$, β_i são os coeficientes que mensuram a velocidade de convergência dentro de cada regime, e ε_{jt} é um erro (independente) com média zero e variância σ_j^2 .

Nesta metodologia a análise de convergência examina basicamente a significância e a magnitude do parâmetro estimado para cada regime de renda, $\hat{\beta}_i$. Se em um regime o parâmetro estimado for estatisticamente insignificante, então as economias que se encontram nesse regime não convergem, persistindo em seus níveis de renda correntes. Isto pode indicar a presença de barreiras ao crescimento nessas economias. Por outro lado, se em um regime o parâmetro estimado for estatisticamente significativo, então as economias convergem para um nível de renda comum ao grupo.

Em relação à magnitude dos parâmetros estimados, dado que eles são positivos e significantes, dentre possíveis situações, pode-se ter:

- a) Se $\beta_1 < \beta_2 < \beta_3$, as economias dos regimes de rendas *per capita* mais baixas, possuem velocidades de convergência mais altas, favorecendo a existência de um efeito *catch up* das economias nos regimes de menores rendas em direção aos de maiores rendas.
- b) Se $\beta_1 > \beta_2 > \beta_3$, isto implica que as economias que se encontram nos regimes de rendas *per capita* mais baixas, são relativamente persistentes em seus regimes de rendas, e há pouca possibilidade de efeito *catch up* em direção aos regimes de rendas *per capita* mais altas.

Para determinar se o efeito *threshold* é estatisticamente significativo no modelo (13a-13c), testa-se a hipótese nula de ausência de efeito *threshold*:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 \quad (14)$$

Sob H_0 o valor do efeito *threshold* γ não é identificado, então testes de hipóteses clássicos não possuem distribuições padrões. Para resolver este problema, Hansen (1999) aplica um método de *bootstrap* para simular a distribuição assintótica do teste de razão de verossimilhança e computar os valores críticos assintoticamente corretos. O mesmo procedimento é aplicado para determinar o número de regimes no modelo econométrico. Partindo, por exemplo, de um máximo de 3 regimes, o teste é aplicado de forma seqüencial para zero contra um, um contra dois e dois contra três regimes.

Os parâmetros γ 's e β 's são, em geral, estimados conjuntamente com o uso do método dos Mínimos Quadrados Ordinário (OLS) [Chan (1993) e Hansen (1999)]. Porém o modelo (13a-13c) inclui como regressor a variável dependente defasada. Nesse caso existe correlação entre $\Delta \ln y_{j,t-1}$ e o erro $\varepsilon_{j,t}$ através do componente de efeito fixo. Esta situação torna os estimadores OLS viesados e inconsistentes, ainda que o erro não exiba autocorrelação. O viés resultante pode ser significativo mesmo que em grandes amostras. Esta situação ocorre também no caso de estimadores LSDV (*Least Square Dummy Variable*), uma vez que as transformações operadas para eliminar o efeito fixo não eliminam a correlação entre a variável dependente defasada e o erro resultantes da transformação. Alguns estimadores baseado no uso de variáveis instrumentais solucionam este problema, entre os mais utilizados estão o estimador baseado em OLS de Anderson e Hsiao (1981, 1982) e o estimador baseado em GMM proposto por Arellano e Bond (1991).

Islam (2000), utilizando os dados de Summers-Heston (1991, 1998) analisa as propriedades de pequenas amostras dos principais estimadores de painel dinâmico com uma defasagem. Através de um estudo de Monte Carlo, aplicado na análise de convergência, ele verifica que em pequenas amostras há a possibilidade da presença de viés de estimação. Dentre os estimadores estudados¹, aqueles que utilizam como instrumentos variáveis em primeira diferença defasadas, apresentam melhor performance em relação ao tamanho do viés. Por tal razão e pela fácil aplicabilidade, utiliza-se no presente estudo o estimador de Anderson-Hsiao (1981, 1982), tomando como instrumento a primeira diferença da taxa de crescimento defasada em um período, gerando assim um estimador consistente (veja-se Apêndice).

¹ Além dos estimadores Anderson-Hsiao e Arellano-Bond, Islam (2000) analisa também o de mínima distância sugerido por Chamberlain (1982, 1983) e os estimadores tradicionais OLS e LSDV.

3. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

Os dados referem-se ao PIB *per capita* (*PIBpc*), utilizado como variável *threshold*, e sua taxa de crescimento (*TXPIBpc*) para os 26 estados² brasileiros mais o Distrito Federal no período 1985-2005, tendo como fonte o IPEADATA. Os dados estão em termos reais, deflacionados pelo INPC com ano base de 2005. A tabela abaixo apresenta algumas estatísticas descritivas em relação as variáveis:

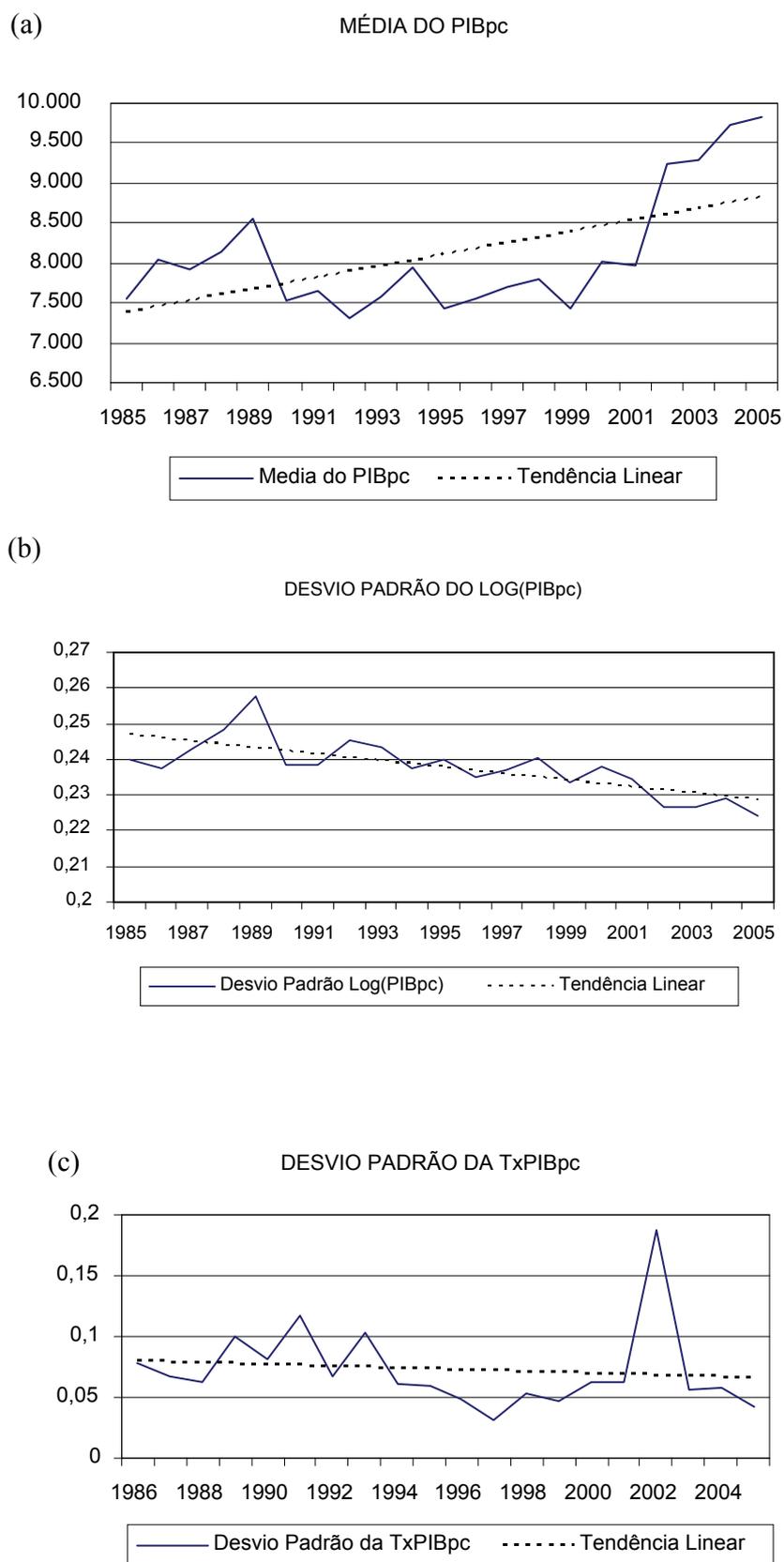
Tabela 1.1 – Estatística descritiva do PIB *per capita* dos estados 1985-2005

| Estatística | <i>PIBpc</i> | <i>TXPIBpc</i> |
|--------------------|---------------------|-----------------------|
| Média | 8.106,01 | 0,017 |
| Mediana | 6.708,80 | 0,012 |
| Valor Máximo | 34.510,00 | 0,670 |
| Valor Mínimo | 2.222,72 | -0,263 |
| Desvio Padrão | 4.683,26 | 0,096 |
| Nº de Observações | 567 | 540 |

Fonte: Elaboração Própria.

O processo de convergência também é comumente analisado através da dispersão da renda entre as unidades *cross-section* durante um intervalo de tempo, o que é conhecido como σ -convergência. A figura 1 seguinte, apresenta a média, os desvios padrões do logaritmo do PIB *per capita* e de sua taxa de crescimento para os vinte e seis Estados mais o Distrito Federal, durante o período de análise.

² Em relação ao estado de Tocantins, utiliza-se uma extrapolação baseada em médias móveis para se obter os anos de 1985 a 1988.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 1.1 – Média e dispersão do PIB *per capita* dos estados 1985-2005.

De acordo com a Figura 1.1(a) a média do PIB *per capita* apresenta uma oscilação no intervalo entre 7.300 a 8.000 reais no período de 1985 a 2001, tendo uma forte tendência crescente a partir de meados de 1999, culminando numa média igual a 9.837 reais em 2005. A Figura 1.1(b) mostra o desvio padrão do logaritmo do PIB *per capita* apresentando uma baixa variação e uma tendência linear decrescente consideravelmente acentuada. Na Figura 1.1(c), o logaritmo da taxa de crescimento apresenta uma variação dentro do intervalo compreendido entre 0,037 e 0,12 de 1986 a 2001, quando em 2002 apresenta um pico igual a 0,18 que logo é revertido no ano seguinte e decai para um valor igual a 0,042 em 2005. A variação do valor igual a 0,078 em 1986 para 0,042 em 2005 sinaliza a presença de convergência.

Em relação à Figura 1.1 analisada, constata-se um forte aumento da renda média e a sinalização de convergência em decorrência da diminuição considerável na dispersão e na taxa de crescimento da renda. Porém esses resultados não indicam relacionamento entre o nível de renda e a velocidade de convergência, nem a possível presença de clubes de convergência. Os resultados estimados do modelo apresentados na seção seguinte investigam essas questões.

Vale resaltar que um dos requerimentos para o modelo em painel com efeito *threshold*, segundo Hansen (1999), é a estacionaridade da variável *threshold*; isto é, ela não pode apresentar raiz unitária. Então para se testar a hipótese nula de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa de ausência de raiz unitária, utiliza-se o teste de raiz unitária para painel, proposto Levin, Lin e Chu (2001). O resultado do teste para a variável *threshold* PIB *per capita* é apresentado na tabela abaixo.

Tabela 1.2 – Teste de raiz unitária em painel para o PIB *per capita*

| Teste | Estatística | Probabilidade |
|------------------|-------------|---------------|
| Levin, Lin & Chu | -204.075 | 0.0206 |

Obs: Teste com intercepto e tendência linear.

Seleção de defasagem através do critério de Hannan-Quinn.

Fonte: Elaboração própria.

O teste de raiz unitária rejeita a hipótese nula em um nível de confiança igual a 5%, indicando assim a estacionariedade da variável *threshold*. Este resultado confirma também a estacionariedade da taxa de crescimento do PIB *per capita*, já que esta é a primeira diferença em logaritmo da variável *threshold*. Dado que as variáveis são estacionárias, o modelo pode ser estimado. Os resultados são apresentados da seção seguinte.

4. RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO EM PAINEL DINÂMICO COM EFEITO *THRESHOLD*

Primeiramente, é necessário testar o número de efeitos *threshold* (regimes de convergência). Para tanto aplica-se um teste seqüencialmente para modelos estimados com zero, um e dois efeitos *threshold*³. O resultado do teste e dos coeficientes estimados para os modelos com zero até dois efeitos *threshold*, é apresentado na tabela seguinte.

³ Devido ao tamanho da amostra aplica-se aqui no máximo dois efeitos *threshold*.

Tabela 1.3 – Estimação do modelo em painel dinâmico com efeito *threshold*

| Teste de Hipótese | Estatística do Teste LR | | <i>p</i> -valor LR |
|----------------------------------------------------------|------------------------------|----------|--------------------------|
| H0: Sem <i>threshold</i> , H1: Um <i>threshold</i> | LR = 8,22 (2,90; 4,10; 5,64) | | 0,0025 |
| H0: Um <i>threshold</i> , H1: Dois <i>threshold</i> | LR = 1,97 (2,28; 3,08; 5,09) | | 0,1395 |
| Parâmetros | Estimativas | <i>t</i> | <i>p</i> -valor <i>t</i> |
| Sem <i>threshold</i> | | | |
| $\beta_{IV,0}$ | 0,4879 | | |
| OLS | (0,1556) | 3,1346 | 0,0009 |
| White | (0,1442) | 3,3834 | 0,0003 |
| Um <i>threshold</i> | | | |
| $\beta_{IV,1} : \{\hat{y}_{j,t} \leq 8.136\}$ | 0,5887 | | |
| OLS | (0,2108) | 2,7928 | 0,0027 |
| White | (0,1963) | 2,9979 | 0,0014 |
| $\beta_{IV,2} : \{\hat{y}_{j,t} \geq 8.136\}$ | 0,3679 | | |
| OLS | (0,2329) | 1,5793 | 0,0574 |
| White | (0,2090) | 1,7604 | 0,0394 |
| Dois <i>threshold</i> | | | |
| $\beta_{IV,1} : \{\hat{y}_{j,t} \leq 5.817\}$ | 0,3346 | | |
| OLS | (0,2807) | 1,1918 | 0,1169 |
| White | (0,2560) | 1,3068 | 0,0959 |
| $\beta_{IV,2} : \{5.817 \geq \hat{y}_{j,t} \geq 8.136\}$ | 0,9145 | | |
| OLS | (0,3178) | 2,8776 | 0,0020 |
| White | (0,3032) | 3,0162 | 0,0013 |
| $\beta_{IV,3} : \{\hat{y}_{j,t} \geq 8.136\}$ | 0,3691 | | |
| OLS | (0,2327) | 1,5860 | 0,0566 |
| White | (0,2091) | 1,7651 | 0,0390 |

Obs: Os valores em parênteses na estatística do teste LR, representam os valores críticos a 10%, 5% e 1% níveis de confiança respectivamente, obtidos pelo método bootstrap com 2.000 replicações.

Os valores em parênteses abaixo das estimativas dos coeficientes representam respectivamente os erros padrões com resíduos homocedásticos e com correção de heterocedasticidade pela matriz de White.

O *p*-valor para o teste *t* de significância do coeficiente estimado, foi calculado para o teste unilateral à direita ($H_1 : \beta > 0$).

Fonte: Elaboração Própria.

De acordo com o resultado do teste de hipótese, primeiro rejeita-se a hipótese nula de ausência de efeito *threshold* a um nível de 1% de confiança. Na seqüência a hipótese nula da presença de um efeito não é rejeitada, confirmando assim o modelo com um *threshold*.

Apesar dos modelos sem e com dois *threshold* serem rejeitados, os seus resultados estimados são apresentados na tabela acima. O valor do parâmetro *threshold* estimado é igual a 8.136, que é praticamente igual à média nacional do PIB *per capita*, 8.106.

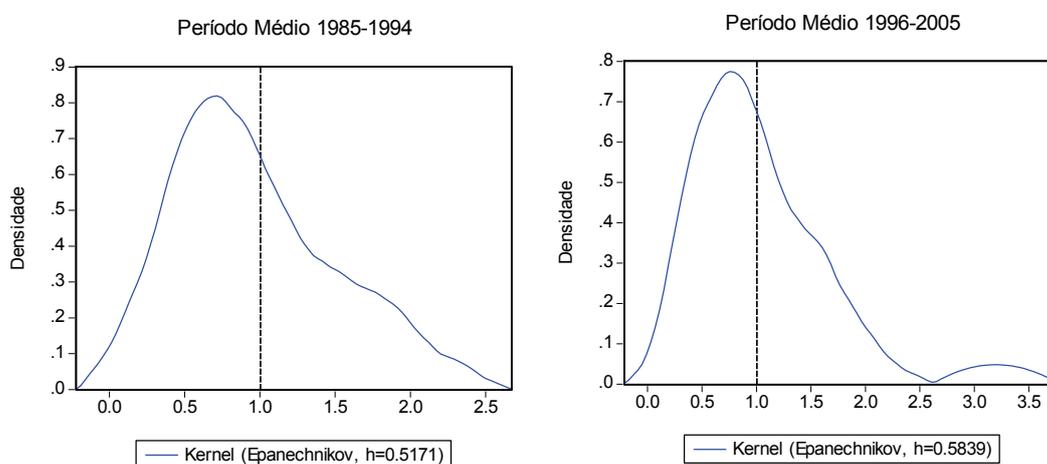
Então tem-se dois regimes de acordo com o nível de renda, um no qual encontram-se os estados com PIB *per capita* inferior a 8.136 (definido aqui como regime de baixa renda), e um outro regime com estados que apresentam PIB *per capita* superior a 8.136 (definido aqui como regime de alta renda).

O coeficiente estimado do primeiro regime é estatisticamente significativo a 1% e apresenta um valor de 0,5887, enquanto que o coeficiente estimado do segundo regime é estatisticamente significativo a 5% para o teste *t* com o erro padrão corrigido para heterocedasticidade, e é igual a 0,3679. Então verifica-se que há convergência nos dois regimes, sendo que o regime de alta renda apresenta um coeficiente menor, indicando uma velocidade de convergência maior do que o regime de baixa renda. Por este resultado, o fato do regime de baixa renda apresentar um processo de convergência mais lento do que o regime de alta renda sinaliza um efeito *catch up* muito fraco, apesar de alguns estados pertencentes a esse regime poderem migrar para o regime de alta renda no decorrer do período de tempo analisado. Observe-se que se o modelo com dois efeitos *threshold* fosse estatisticamente significativo, o regime de renda mais baixa apresentaria uma velocidade de renda maior do que o regime de renda intermediária, favorecendo assim um efeito *catch up* em direção a este regime. Porém o coeficiente estimado para o segundo regime apresentaria um valor muito próximo de um o que indicaria um processo de convergência muito fraco, indicando uma persistência dessas economias nesse regime e pouca possibilidade de efeito *catch up* em direção ao terceiro regime. Observe-se ainda que neste caso, o terceiro regime (regime de alta renda) apresentaria uma velocidade de convergência alta e aproximadamente igual ao segundo regime do modelo com um *threshold*.

Os resultados verificados acima podem ser confirmados pela análise da evolução da densidade do PIBpc para os Estados em dois períodos de tempo de acordo com a Figura 1.2 abaixo. O primeiro período corresponde à média do PIBpc para o período 1985-1994, e o segundo período refere-se à média do PIBpc para o período 1996-2005. A análise em dois períodos, correspondente à média dos primeiros e dos últimos dez anos, ela é necessária para que se possa captar o processo de convergência. Estima-se a densidade de distribuição pelo método de suavização por núcleo⁴ (*kernel smoothing*). O PIBpc foi padronizado em relação à sua média nacional. Então 0,8 no eixo horizontal indica 0,8 vezes o PIBpc médio do Brasil no

⁴ Utiliza-se a função *kernel* Epanechnikov com o critério de seleção da janela (*bandwidth*) baseado em Silverman (1986).

período 1985-2005 ou 80% deste. Dessa forma o valor da variável *threshold* estimada igual a 8.136 corresponde a 1,003 da renda média do Brasil.



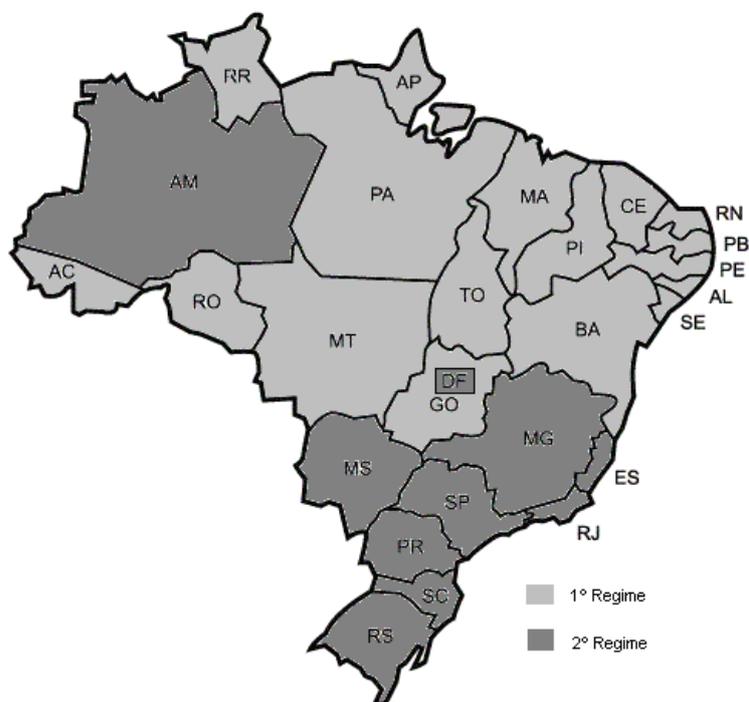
Fonte: Elaboração Própria.

Figura 1.2 – Densidade do PIB *per capita* dos estados

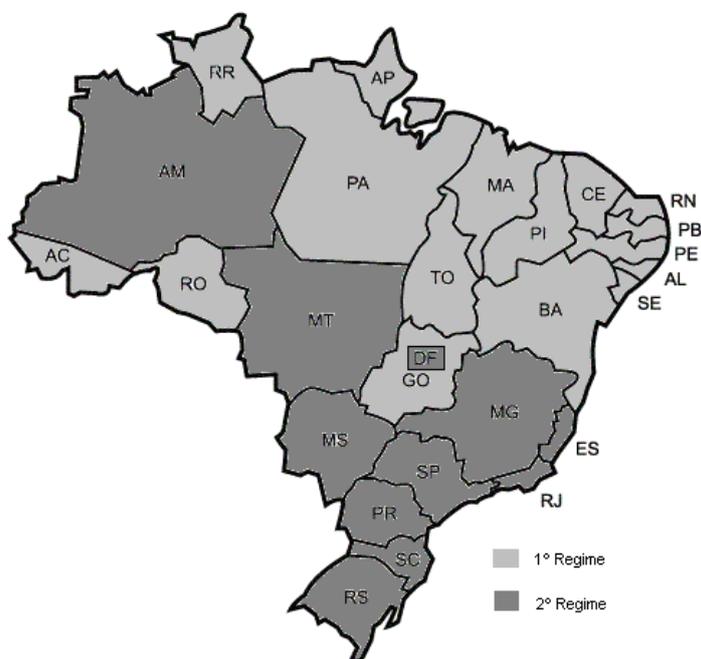
A Figura acima mostra a densidade da média do PIBpc nos primeiros (gráfico à esquerda) e nos últimos dez anos (gráfico à direita), separada pelos dois regimes de acordo com valor da variável *threshold*, relativa à média nacional do PIBpc, representada pela linha tracejada em 1,003 no eixo horizontal. Então tem-se o regime de baixa renda à esquerda e o regime de alta renda à direita da variável *threshold*. Nos primeiros dez anos, no regime de baixa renda há um grande pico situado em 0,7 e um pequeno pico no regime de alta renda situada em 1,8. Um indício de processo de convergência em ambos os regimes, pode ser verificado na densidade para os últimos dez anos. Nesse caso para o regime de baixa renda há uma concentração maior em torno do pico situado agora em 0,8 e para o regime de alta renda o pequeno pico que se situava em 1,8, torna-se agora quase imperceptível situando-se em 1,6. Um outro pequeno pico está situado em 3,3, por conta do Distrito Federal (DF), que apresenta o maior PIBpc do país. Apesar do isolamento do DF, há uma concentração na densidade também para o regime de alta renda.

A Figura 1.3 seguinte, mostra quais Estados encontram-se nos respectivos regimes, e se houve migrações de Estados entre regimes para as médias dos PIBpc's dos dois períodos (1985-1994 e 1996-2005).

(a) Período Médio 1985-1994



(b) Período Médio 1996-2005



Fonte: Elaboração própria.

Figura 1.3 – Agrupamento dos estados de acordo com o regime *threshold*.

De acordo com a Figura 1.3, no período médio 1985-1994 (Figura 1.3a), dezessete Estados encontram-se no 1º Regime (Estados com PIBpc menor do que 8.136), composto por nove Estados do Nordeste e seis do Norte com exceção do Amazonas (AM) e no Centro-Oeste por Goiás (GO) e Mato Grosso (MT). O 2º Regime compreende todos os Estados do Sul e Sudeste, e no Centro-Oeste, Mato Grosso do Sul (MS) e Distrito Federal (DF), e na região Norte o Estado do Amazonas (AM), totalizando assim dez Estados. No período médio 1996-2005 a única mudança, é a migração do Mato Grosso do 1º Regime no período médio 1985-1994 para o 2º Regime. Em relação ao Estado do Mato Grosso, os constantes aumentos das exportações das *commodities* agrícolas registrados nos últimos dez anos, favoreceu o aumento do seu PIB *per capita* para um patamar acima da variável *threshold* e conseqüentemente sua migração para o regime de alta renda.

5. CONCLUSÃO

A análise empírica do presente capítulo consiste na aplicação de um modelo de crescimento em painel baseada na taxa de crescimento do PIB *per capita* (PIBpc) com efeito *threshold*, determinada pela variável PIBpc em nível, a fim analisar a questão de convergência entre todos os Estados brasileiros mais o Distrito Federal no período de 1985 a 2005. A principal vantagem dessa metodologia é a análise da dinâmica de formação de clubes de convergência, o que não é captado em estudos baseados em β -convergência.

De acordo com os resultados obtidos, há dois regimes de renda determinada pela variável *threshold*. Aqueles Estados que apresentam PIBpc menores do que R\$ 8.136 encontram-se no regime de baixa renda, e aqueles que apresentam PIBpc maiores do que R\$ 8.136 encontram-se no regime de alta renda. Nos dois regimes de renda os processos de convergência foram significantes, sendo que o regime de baixa renda apresenta uma velocidade de convergência bem mais baixa do que o regime de alta renda, favorecendo assim pouca possibilidade de efeito *catch up*. Estes resultados indicam então a existência de dois clubes de convergência, um formado pelos Estados que se encontram no regime de baixa renda, que são os Estados da região Nordeste, Norte (com exceção do Estado do Amazonas) e o Estado de Goiás. Enquanto que o outro clube é formado por aqueles que se encontram no regime de alta renda, compostos pelos Estados da região Sul e Sudeste, mais os Estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e o Distrito Federal. O Estado do Mato Grosso foi o único que migrou do regime de baixa renda para o de alta renda, favorecido possivelmente pelo aumento das exportações das *commodities* agrícolas registrado nos últimos dez anos. A

formação desses clubes pôde ser confirmado pela análise da distribuição de probabilidade do PIBpc. Os resultados encontrados aqui são consistentes com aqueles em Gondim *et al.*(2007), Maciel *et al.*(2008), Mossi *et al.*(2003) e Raul e Azzoni (2006).

BIBLIOGRAFIA

ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. (1981). Estimation of dynamic models with error components, **Journal of American Statistical Association**, 76: 598-606.

ANDERSON, T.W.; HSIAO, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data, **Journal of Econometrics**, 18:47-82,1982.

ARELLANO, M.; BOND, S. (1991). Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations, **Review of Economic Studies**, 58: 277-297.

AZZONI, C. R. (1997). Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995, **Estudos Econômicos**, 27, 341-393.

AZZONI, C.R. (1999). Personal income distribution within states and income inequality between states in brazil: 1960, 70, 80 and 91. In G.J.D. Hewings, M. Madden, M. Sonis and Y. Kimura (eds.) **Understanding and Interpreting Economic Structure**. Heidelberg, Springer-Verlag.

AZZONI, C.R. (2001). Recent trends in regional competitiveness and industrial concentration. In J.J.M. Guilhoto and G.J.D. Hewings (eds.) **Structure and Structural Change in the Brazilian Economy** Aldershot, Ashgate.

BARRO, R. (1991). Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, 106, p. 407-43, May.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN X. (1991). Convergence across states and regions, **Brookings Papers on Economic Activity**, 1, 107-182.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN X. (1992). Convergence. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 2.

BAUMOL, W. (1986). Productivity growth, convergence and welfare: What the long run data show, **American Economic Review**, 76, 143-52.

CHAN, K. S. (1993). Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a continuous threshold autoregressive model, **Annals of Statistics**, Vol. 21, No. 4, pp. 520–533.

CHAMBERLAIN, G. (1982). Multivariate regression models for panel data, **Journal of Econometrics**, XVIII, 5-46.

CHAMBERLAIN, G. (1983). Panel data, in **Handbook of Econometrics**, Zvi Griliches, and Michael Intriligator, eds. (Amsterdam: North Holland), pp. 1247-1318.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A. (1995). Multiple regime and cross-country growth behaviour. **Journal of Applied Econometrics** 10, 365–384.

ELLERY JR; FERREIRA, P. (1996). Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83-103.

FERREIRA, A. (1999). Concentração regional e dispersão das rendas *per capita* estaduais: Um comentário. **Estudos Econômicos**, v. 29, n. 1, p. 47-63, jan/mar.

_____. (2000). Convergence in Brazil: Recent trends and long-run prospects. **Applied Economics**, 32, p. 479-489, 2000.

_____. (1996). Evolução recente da renda *per capita* estaduais no Brasil: O que a nova evidência mostra. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 27, n. 3, p. 363-374, jul/set.

FERREIRA, A.; DINIZ, C. (1995). Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 15, n. 4 (60).

FIASCHI, D.; LAVEZZI, A. M. (2003). Distribution dynamics and nonlinear growth. **Journal of Economic Growth** 8, 379–401.

FIASCHI, D.; LAVEZZI, A. M. (2007). Nonlinear economic growth: Some theory and cross-country evidence, **Journal of Development Economics**, Elsevier, vol. 84(1), pages 271-290, September.

GALOR, O. (1996). Convergence? Inferences from theoretical models, **Economic Journal**, Royal Economic Society, vol. 106(437), p. 1056-69, July.

GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A. F. D.; CARVALHO O, J. R. (2007). Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. **Estudos Econômicos**. Instituto de Pesquisas Econômicas, v. 37, p. 71-100.

HALL, R.; JONES, C. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker the others? **NBER Working Papers**.

HANSEN, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference, **Journal of Econometrics**, Vol. 93, No. 3, pp. 334–368.

HO, TSUNG-WU. (2006). Income thresholds and growth convergence: A panel data approach. **Manchester School**, Vol. 74, No. 2, pp. 170-189, March.

ISLAM, N. (1995). Growth empirics: A panel data approach, **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 110, pp. 1127–1170.

ISLAM, N. (2000). Small sample performance of dynamic panel data estimators in estimating the growth-convergence equation: A monte carlo study, in Baltagi, B. (ed) *Nonstationary*

Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels. Advances in Econometrics, Vol. 15, Amsterdam: JAI Press, Elsevier Science, New York.

JONATHAN R. W. TEMPLE, 1998. Robustness tests of the augmented Solow model, **Journal of Applied Econometrics**, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 13(4), pages 361-375.

LEVIN, A., LIN, C. F.; CHU, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties, **Journal of Econometrics**, 108, pp. 1-24.

LIU, Z.; STENGOS, T., (1999). Non-linearities in cross-country growth regressions: a semiparametric approach. **Journal of Applied Econometrics** 14, 527–538.

MACIEL, P. J; ANDRADE, J.; TELES, V. K. (2008). Convergência regional brasileira revisitada. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, p. 37-65.

MAGALHÃES, A. M.; HEWINGS, GEOFFREY J. D.; AZZONI, C. R. (2005). Spatial dependence and regional convergence in Brazil. **Investigaciones Regionales**, Madrid, v. 6, p. 5-20.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth, **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 107, No. 3, pp. 407–437.

MOSSI, M. B.; AROCA, P.; FERNÁNDEZ, I. J.; AZZONI, C. R. (2003). Growth dynamics and space in Brazil. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 393-418, July.

QUAH, D. (1993). Empirical cross-section dynamics in economic growth. **European Economic Review**, v. 37, n. 2/3, p. 426-434, April.

_____. (1997). Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization and convergence clubs. **Journal of Economic Growth**, v. 2, n. 1, p. 27-59, March.

RAUL SILVEIRA-NETO, AZZONI, C. R. (2006). Location and regional income disparity dynamics: The Brazilian case. **Papers in Regional Science**, 85 (4), 599–613.

SILVERMAN, B. W. (1986). **Density estimation for statistics and data analysis**, 1st edition, Chapman and Hall, London, 175 pages.

SUMMERS, R.; HESTON, A., A. (1988). New set of international comparisons of real product and price levels estimates for 130 countries. 1950-85, **Review of Income and Wealth**, XXXIV, 1-26.

_____. (1991). The Penn World Table (Mark 5): An expanded set of international comparisons, 1950-1988, **Quarterly Journal of Economics**, 106, 2 (May), 327-368.

TEMPLE, JONATHAN R. W. (1998). Robustness tests of the augmented Solow model, **Journal of Applied Econometrics**, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 13(4), pages 361-375.

ZINI JR., A. A. (1998). Regional income convergence in Brazil and its socio-economic determinants. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 2, p. 383- 411, abr./jun.

APÊNDICE

Os dados observados são de um painel balanceado $\{y_{it}, q_{it}, x_{it} : 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T\}$. O índice subscrito i representa a unidade. A variável dependente y_{it} é um escalar, a variável *threshold* q_{it} é escalar, e o regressor x_{it} é um k -vetor. A equação estrutural de interesse é:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (\text{A1})$$

onde $I(\cdot)$ é a função indicadora. Pode-se reescrever a equação (A1) como:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta'_1 x_{it} + e_{it}, & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta'_2 x_{it} + e_{it}, & q_{it} > \gamma \end{cases}$$

ou ainda

$$x_{it}(\gamma) = \begin{cases} x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) \\ x_{it} I(q_{it} > \gamma) \end{cases} \quad \text{e } \beta = (\beta'_1 \quad \beta'_2)' \text{ tal que}$$

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (\text{A2})$$

Os dados observados são divididos em dois regimes dependendo se a variável *threshold* q_{it} é maior ou menor do que o valor γ .

O método mais tradicional para eliminar o efeito individual μ_i é através da diferença em média. Tomando a média da equação (A2) sobre o índice t tem-se

$$\bar{y}_i = \mu_i + \beta' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{e}_i \quad (\text{A3})$$

onde $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$, $\bar{e}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_{it}$, e

$$\begin{aligned} \bar{x}_i(\gamma) &= T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma) \\ &= \begin{pmatrix} T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) \\ T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it} I(q_{it} > \gamma) \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Tomando a diferença entre (A2) e (A3) fornece

$$y_{it}^* = \mu_i + \beta' x_{it}^*(\gamma) + e_{it}^* \quad (\text{A4})$$

onde

$$y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i, \quad x_{it}^*(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma), \quad e_{it}^* = e_{it} - \bar{e}_i.$$

tome

$$y_i^* = \begin{bmatrix} y_{i2}^* \\ \vdots \\ y_{iT}^* \end{bmatrix}, \quad x_i^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_{i2}^*(\gamma)' \\ \vdots \\ x_{iT}^*(\gamma)' \end{bmatrix}, \quad e_i^* = \begin{bmatrix} e_{i2}^* \\ \vdots \\ e_{iT}^* \end{bmatrix}$$

denotam os vetores de dados e erros para uma unidade, com o primeiro período de tempo excluído. Então tome Y^* , $X^*(\gamma)$ e e^* denotando os vetores de dados para todos os indivíduos, onde

$$Y^* = \begin{bmatrix} y_1^* \\ \vdots \\ y_n^* \end{bmatrix}, \quad X^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_1^*(\gamma) \\ \vdots \\ x_n^*(\gamma) \end{bmatrix}, \quad e^* = \begin{bmatrix} e_1^* \\ \vdots \\ e_n^* \end{bmatrix}.$$

Usando esta notação, a equação (A4) é equivalente a

$$Y^* = X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (\text{A5})$$

Para qualquer γ dado, o coeficiente angular dado pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários. Isto é,

$$\hat{\beta}(\gamma) = \left(X^*(\gamma)' X^*(\gamma) \right)^{-1} X^*(\gamma)' Y^* \quad (\text{A6})$$

Dado que no presente estudo de acordo com o modelo (13(a)-13(c)) a variável explicativa é a variável dependente defasada em um período. Nesse caso existe correlação entre o regressor e os erros, então, $E(e^* | X^*(\gamma)) \neq 0$; $plim\left(X^*(\gamma)' e^* / NT\right) \neq 0$; onde esses erros podem exibir alguma correlação serial ou heterocedasticidade;

$V(e^* | X^*(\gamma)) = \sigma^2 \Omega = \Sigma$. Dessa forma, seguindo Anderson e Hsiao (1981,1982) e assumindo a existência de um conjunto de variáveis instrumentais, $Z(\gamma)$, satisfazendo em particular a ausência de qualquer correlação (assintótica) com e^* e uma correlação não nula (assintótica) com o regressor, $X^*(\gamma)$, tem-se o seguinte estimador tomando como variável instrumental o regressor $X^*(\gamma)$ (no presente estudo a variável dependente defasada em um período) em primeira diferença:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{IV}(\gamma) &= \left(X^*(\gamma)' Z(\gamma) (Z(\gamma)' Z(\gamma))^{-1} Z(\gamma)' X^*(\gamma) \right)^{-1} X^*(\gamma)' Z(\gamma) (Z(\gamma)' Z(\gamma))^{-1} Z(\gamma)' Y^* \\ &= \left(X^*(\gamma)' P_Z X^*(\gamma) \right)^{-1} X^*(\gamma)' P_Z Y^* \end{aligned} \quad (A7)$$

com $P_Z = Z(\gamma)(Z(\gamma)' Z(\gamma))^{-1} Z(\gamma)'$ sendo consistente. Dessa forma o vetor de resíduos da regressão é igual a

$$\hat{e}^*(\gamma) = Y^* - X^*(\gamma) \hat{\beta}_{IV}(\gamma)$$

e a soma dos resíduos ao quadrado é

$$\begin{aligned} S(\gamma) &= \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) \\ &= Y^{*'} \left(I - X^*(\gamma)' \left(X^*(\gamma)' X^*(\gamma) \right)^{-1} X^*(\gamma)' \right) Y^* \end{aligned} \quad (A8)$$

Chan (1993) e Hansen (1999) recomendam a estimação de γ por Mínimos Quadrados. Isto é facilmente obtido pela minimização da soma dos resíduos ao quadrado (Eq.(A8)). Portanto o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários de γ é

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S(\gamma) \quad (A9)$$

É indesejável para um valor da variável *threshold* $\hat{\gamma}$ ser selecionado com poucas observações em um ou outro regime. Esta possibilidade pode ser excluída restringindo a procura na Equação (A9) a valores de γ tal que o percentual mínimo de observações (digamos, 1% ou 5%) encontra-se em ambos os regimes.

Uma vez que $\hat{\gamma}$ é obtido, o coeficiente angular é $\hat{\beta} = \hat{\beta}_{IV}(\hat{\gamma})$. O vetor de resíduos é $\hat{e}^* = \hat{e}^*(\hat{\gamma})$ e a variância dos resíduos é

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)} \hat{e}^{*'} \hat{e}^* = \frac{1}{n(T-1)} S(\hat{\gamma}) \quad (\text{A10})$$

CAPÍTULO II - NÚCLEO DA INFLAÇÃO: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE TENDÊNCIAS COMUNS PARA O CASO DO BRASIL

1. INTRODUÇÃO

A estabilidade de preços tem sido o principal objetivo da política monetária de muitos países. Para atingir tal objetivo esses países utilizam um sistema de metas de inflação que consiste num conjunto de políticas adotadas pelas autoridades monetárias com o objetivo de não incorrer em fortes desvios da inflação em relação a uma meta previamente estabelecida⁵. O sistema de metas de inflação surgiu na Nova Zelândia em 1990 e, a partir de então, vários países como, Inglaterra, Austrália, Canadá e Chile, obtiveram sucesso com a adoção desse sistema⁶. No Brasil foi implementado em julho de 1999 elegendo o IPCA - Índice de Preços ao Consumidor Amplo - como o índice de inflação determinada para a meta com a determinação de bandas.

Uma das ferramentas utilizadas para perseguir a meta inflacionária é a utilização de medidas de núcleo de inflação. Em geral o núcleo da inflação pode ser definido como a parte persistente do processo inflacionário. A primeira definição formal surgiu com Eckstein (1981), o qual define uma medida de núcleo de inflação como a “tendência crescente dos custos dos fatores de produção”. Segundo Eckstein (1981) a inflação pode ser dividida em três componentes: o núcleo da inflação, a inflação por demanda agregada e os choques de oferta agregada. Dessa forma as medidas que estimam o núcleo tentam isolá-lo, eliminando da inflação as flutuações transitórias causadas pelos dois outros componentes.

Com o surgimento do sistema de metas inflacionárias, muitas medidas de núcleo foram criadas e para cada uma delas há uma definição específica. Bryan e Cecchetti (1994) definem núcleo de inflação como a medida mais correlacionada com o crescimento da oferta monetária, já Bryan *et al.* (1997) definem como a medida mais correlacionada com a tendência alisada da taxa de inflação, enquanto Quah e Vahey (1995) definem como “...aquele componente de medida de inflação que não tem impacto no médio e longo-prazo sobre o

⁵ Para a maioria dos países a meta é determinada para a inflação acumulada de janeiro a dezembro de cada ano com um sistema de bandas.

⁶ Para uma resenha da literatura internacional sobre o sistema de metas para a inflação, veja Ferreira e Petrassi (2002).

produto real.” Há ainda Smith (2004) o qual define o núcleo como a medida que melhor prevê a inflação um ano à frente. Blinder (1982, 1997) também segue esta linha de definição.

Assim as medidas de núcleo de inflação, por eliminar ou amenizar as flutuações transitórias do índice de inflação, fornecem uma sinalização correta para a tomada de decisão de política monetária para manutenção da meta. Sem esse instrumento, flutuações transitórias causadas, por exemplo, por choques de oferta podem ser encaradas como um comportamento persistente exigindo uma tomada de medida desnecessária como um aumento da taxa de juros, o qual possa comprometer o crescimento econômico de um país. Por tal razão existe uma corrente que defende a adoção de uma medida de núcleo de inflação em detrimento de um índice de preços ao consumidor (IPC). No entanto, a maioria das autoridades monetárias adota o IPC como meta e alegam que a difícil compreensão das medidas de núcleo pelo público e a incapacidade de tais medidas refletirem precisamente o custo de vida podem comprometer a credibilidade do sistema de metas. Uma das exceções é o regime de metas canadense, que desde a sua implementação em 1991 adota como meta uma medida de núcleo de inflação.

De forma ampla existem três diferentes métodos de construir uma medida de núcleo de inflação: o método por exclusão, o método de influência limitada e o método baseado em modelagem com interpretações econômicas. Sob o método de exclusão, os preços de certos itens são excluídos do índice de inflação quando estes apresentam alta volatilidade e suas variações refletem os choques transitórios que resultam em mudanças nos preços relativos ou ainda que reflitam fenômenos não monetários. Os itens mais comumente excluídos são alimentos e energia. Os preços desses itens são muito sensíveis ao clima e a fatores sazonais em relação a muitos outros itens que compõem o índice de inflação. Em alguns países é comum também a exclusão de preços administrados pelo governo e dos efeitos das variações dos impostos indiretos. Blinder (1982) usou uma medida de núcleo excluindo do índice de inflação os itens alimentos, energia e custos de taxas de juros hipotecárias para os Estados Unidos na década de 70, quando estes componentes foram os grandes responsáveis pelos choques inflacionários de 1974 e 1978-1980. Durante a década de 90, este tipo de medida tornou-se extremamente popular entre os Bancos Centrais de vários

países⁷ principalmente por ser uma medida facilmente calculada, exige pouca revisão e é de fácil entendimento pelo público.

A principal crítica relacionada a esta medida é a escolha arbitrária dos itens excluídos. Estes itens não necessariamente refletem os choques transitórios e podem apresentar informações importantes para o núcleo; isto é, os itens excluídos podem eliminar não somente ruído e viés como também uma sinalização importante para a inflação futura.

O método de influência limitada surgiu no sentido de amenizar o problema de se excluir itens arbitrariamente. Este método consiste em fornecer em cada ponto no tempo pouco ou nenhum peso aos itens que apresentam variações extremas, não importando a que grupos esses itens pertençam. O método foi introduzido por Bryan e Pyke (1999) que sugeriram tomar o item mediano na distribuição do *cross section* das mudanças de preços para captar o núcleo de inflação, sendo conhecido como método da mediana ponderada. Uma classe mais geral do método de influência limitada é conhecida como método das médias aparadas, desenvolvido em Bryan e Cecchetti (1994). A medida de núcleo utilizando esse método é calculada tomando a média da distribuição do *cross section* dos preços, após a remoção de uma parte de cada uma das caudas da distribuição (veja-se apêndice para a definição formal dos métodos de influência limitada: médias aparadas e mediana ponderada). A crítica quanto a esse método é que não existe um critério específico do quanto se deve remover (aparar) os extremos da distribuição.

Os métodos citados anteriormente são métodos puramente estatísticos, os quais produzem medidas de núcleo de inflação desprovidas de qualquer base teórica e que levam informações apenas do próprio índice de inflação. O método baseado em modelagem teórica com interpretações econômicas atua no sentido de fornecer mais informações às medidas de núcleo decorrentes das interações entre variáveis macroeconômicas e a inflação e de hipóteses baseadas na teoria econômica. Quah e Vahey (1995) foram os primeiros a determinar uma medida de núcleo baseada nesse método. Eles formularam um modelo de Vetor Autoregressivo Estrutural bivariado com produto e inflação impondo uma restrição consistente com a curva de Phillips vertical no longo prazo. Esta restrição, baseada nos trabalhos de Blanchard e Quah (1989) e Shapiro e Watson (1988), implica que os choques de

⁷ Entre eles EUA, Canadá, Nova Zelândia e vários países pertencentes à União Européia (para uma lista destes indicando os itens excluídos veja Álvares e Matea (1999)). No Brasil esta medida é calculada pelo Banco Central e pelo IPEA excluindo o item alimentos e os itens com preços administrados.

inflação permanentes não têm impacto no médio e longo prazo sobre o produto real. Wynne (1999) avalia vários métodos de construção de medidas de núcleo e recomenda o método de Quah e Vahey (1995) por apresentar uma base teórica com características *forward-looking*.

Blinx (1995) estendeu o trabalho de Quah e Vahey (1995) acrescentando a variável oferta monetária ao sistema e impondo restrições de cointegração numa formulação de tendências comuns desenvolvido em Stock e Watson (1988 a,b), King *et.al* (1991) e Mellander *et al.* (1992), para construir medidas de núcleo de inflação para Canadá, Alemanha, Itália, Japão, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos. Esta formulação é aplicada para o mesmo propósito utilizando as variáveis preço do petróleo, índice de produção industrial, oferta monetária e taxa de inflação, nos trabalhos de Bagliano e Morana (2003a) aplicado ao Reino Unido e Durai e Ramachandran (2007) aplicado à Índia. Bagliano e Morana (2003b) utilizam as mesmas variáveis e incluem o salário nominal para o caso dos Estados Unidos. Bagliano *et al.* (2002) aplicam a formulação de tendências comuns para a área do Euro utilizando as variáveis PIB, taxa de juros, oferta monetária, taxa de inflação e a taxa de capacidade de utilização no setor de manufaturados, medida pela OECD como um indicador de ciclos de negócios.

Existem outros métodos encontrados na literatura, entre eles tem-se: Arrazola e de Hevia (2002) propõem uma medida de núcleo de inflação para Espanha, construída de forma que as variações dessa medida são contemporaneamente ortogonais às mudanças nos preços relativos. Kapetanios (2004) utiliza um método de estimação de fator dinâmico numa modelagem Espaço Estado para a construção de uma medida de núcleo de inflação para o Reino Unido. Morana (2007) propõe uma medida de núcleo para a zona do Euro utilizando um estimador de componentes principais numa modelagem de fatores comuns.

São poucos os estudos que tratam de núcleo de inflação para o caso brasileiro entre eles estão Pichetti e Toledo (2000) que utilizam o método de médias aparadas tendo a escolha do grau de truncamento determinada em um modelo de componentes comuns aplicado ao IPC-FIPE e ao IPCA. Já Bryan e Cecchetti (2001) computam uma medida de núcleo para o IPCA baseado no estimador de médias aparadas combinado com o método de alisamento via média móvel. Figueiredo (2001) computa diversas medidas de núcleo para o IPCA baseado nos métodos de exclusão e influência limitada. Fiorenzio e Moreira (2002) definem uma medida de núcleo de inflação para o IPCA como a tendência comum dos preços a partir de um modelo dinâmico multivariado com erros heterocedásticos que combina os

estimadores de médias aparadas e o método de alisamento exponencial. Fava e Carmo (2002) aplicam os métodos de exclusão e médias aparadas aos dados desagregados do IPC-FIPE.

O objetivo do presente estudo é calcular uma medida de núcleo de inflação para o IPCA baseado na modelagem de tendências comuns segundo King *et al.* (1991) e Mellander *et al.* (1992). Seguindo Bagliano *et al.* (2002), aplica-se a formulação de tendências comuns às variáveis PIB real, taxa de juros SELIC nominal, oferta monetária do agregado M1 e taxa de inflação IPCA, para extrair uma medida de núcleo de inflação com características *foward-looking*, a qual é interpretada como a previsão de longo prazo da inflação condicionada sob as informações e as propriedades de cointegração contidas nos dados. Dada esta característica, segue-se a definição de Smith (2004) o qual define o núcleo como a medida que melhor prevê a inflação um ano à frente. Após determinar o núcleo de inflação para o IPCA, testam-se as condições para uma medida de núcleo segundo Marques *et al.* (2003) juntamente com duas outras medidas de núcleo fornecidas pelo Banco Central do Brasil: uma medida calculada pelo método de exclusão e outra calculada pelo método das médias aparadas. Por último testam-se a acurácia de previsões fora da amostra feitas por essas medidas para o IPCA.

O restante deste capítulo está dividido em seis seções. Na segunda seção apresenta-se a metodologia na qual se baseia o modelo. Na terceira seção faz-se uma análise preliminar dos dados. Na quarta seção apresentam-se os resultados do modelo estimado. Na quinta seção testam-se as condições para as medidas de núcleo segundo Marques *et al.* (2003). Na sexta seção as previsões são realizadas e comparadas segundo certas medidas de erro de previsão. Na última seção apresenta-se a conclusão.

2. METODOLOGIA

A formulação do modelo de tendências comuns é baseada na decomposição de séries de tempo em componentes permanente e transitório (Beveridge e Nelson, 1981). Seguindo esta formulação King *et al.* (1991) e Mellander *et al.* (1992) mostram que num sistema de variáveis não estacionárias, a existência de relações cointegrantes de longo prazo reduzem o número de distúrbios independentes que têm efeitos permanentes sobre o nível das séries, permitindo a decomposição das variáveis num componente não estacionário (definido como tendência estocástica) e um componente estacionário (definido como ciclo). O componente estacionário capta o efeito dos choques transitórios enquanto que o componente não estacionário capta o efeito dos choques permanentes.

Considerando uma representação vetorial auto-regressiva (VAR) de ordem p de um vetor x_t de n variáveis $I(1)$, escritas em nível e na forma de vetor de correção de erros (VEC), tem-se que

$$x_t = \Pi(L)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta x_t = \Pi^*(L)\Delta x_{t-1} + \Pi(1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde ε_t é um vetor de distúrbios independentemente e identicamente distribuídos com $E[\varepsilon_t] = 0$ e $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$, uma matriz positiva definida; L é o operador defasagem; $\Delta = 1 - L$; $\Pi(L) = \Pi_1 + \Pi_2 L + \dots + \Pi_p L^{p-1}$; $\Pi(1) = \sum_{i=1}^p \Pi_i$; $\Pi^*(L) = \Pi_1^* + \Pi_2^* L + \dots + \Pi_{p-1}^* L^{p-2}$ e $\Pi_i^* = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$ ($i = 1, \dots, p-1$).

Se existe $0 < r < n$ relações cointegrantes entre as variáveis, $\Pi(1)$ é de posto reduzido igual a r e pode ser expresso como o produto de duas matrizes de ordem $n \times r$, isto é, $\Pi(1) = \alpha\beta'$, onde β é a matriz de vetores cointegrantes, tal que os $\beta'x_t$ são combinações lineares estacionárias das n variáveis $I(1)$, e α é a matriz de ajustamento. Nesse caso o vetor de correção de erros (VEC) é escrito como,

$$\Delta x_t = \Pi^*(L)\Delta x_{t-1} + \alpha\beta'x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Pode-se inverter o VEC acima para se obter a seguinte representação de Wold para Δx_t :

$$\Delta x_t = C(L)\varepsilon_t \quad (4)$$

onde $C(L) = I + C_1L + C_2L^2 + \dots$ com $\sum_{j=0}^{\infty} j|C_j| < \infty$. Usando substituição recursiva, a equação (4) pode ser expressa em nível como:

$$x_t = x_0 + C(1)\sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_{t-j} + C^*(L)\varepsilon_t \quad (5)$$

onde $C^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j^* L^j$ com $C_j^* = -\sum_{j=i+1}^{\infty} C_i$. O termo $C(1)$ capta o efeito de longo prazo dos distúrbios na forma reduzida em ε_t sobre as variáveis em x_t , e x_0 é a observação inicial da amostra. A existência de r vetores cointegrantes implica que a matriz de longo prazo $C(1)$ tem posto $k = n - r$ e $\beta' C(1) = 0$. Para se obter uma interpretação econômica da dinâmica das variáveis das equações na forma reduzida (4) e (5), o vetor de distúrbios ε_t deve se transformar em um vetor de choques estruturais $\varphi_t \equiv (\psi_t \quad \nu_t)'$, onde os sub-vetores ψ_t e ν_t possuem respectivamente k elementos com efeitos permanentes e r elementos com efeitos transitórios sobre as variáveis do vetor x_t . A forma estrutural para a primeira diferença de x_t é dada por,

$$\Delta x_t = \Gamma(L)\varphi_t \quad (6)$$

onde $\Gamma(L) = \Gamma_0 + \Gamma_1 L + \Gamma_2 L^2 + \dots$ e o vetor φ_t é considerado como um ruído branco com $E[\varphi_t] = 0$ e $E[\varphi_t \varphi_t'] = I_n$. Observe-se que o primeiro termo de $C(L)$ na equação (4) é uma matriz identidade e o primeiro termo de $\Gamma(L)$ na equação (6) é igual a Γ_0 . Igualando estas duas equações pode-se definir o relacionamento entre a forma reduzida e os choques estruturais como:

$$\varepsilon_t = \Gamma_0 \varphi_t \quad (7)$$

onde Γ_0 é uma matriz inversível. Portanto, igualando as equações (4) e (6) e substituindo a equação (7), tem-se:

$$C(L)\Gamma_0 = \Gamma(L)$$

implicando que $C_i \Gamma_0 = \Gamma_i$ ($\forall i > 0$) e $C(1)\Gamma_0 = \Gamma(1)$ é a matriz de impactos de longo prazo. Para identificar os elementos de ψ_t como choques permanentes e os elementos de ν_t como choques transitórios, deve-se impor a seguinte restrição:

$$\Gamma(1) = (\Gamma_\tau \quad 0) \quad (8)$$

onde Γ_τ é uma submatriz de ordem $n \times k$. Os distúrbios em ψ_t são então permitidos terem efeitos sobre as variáveis em x_t , enquanto que os distúrbios em v_t são restritos a terem somente efeitos transitórios.

Da equação (6), a representação da forma estrutural para as variáveis em nível pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} x_t &= x_0 + \Gamma(1) \sum_{j=0}^{t-1} \varphi_{t-j} + \Gamma^*(L) \varphi_t \\ &= x_0 + \Gamma_\tau \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j} + \Gamma^*(L) \varphi_t \end{aligned} \quad (9)$$

onde são usadas a partição de φ e a restrição na Equação (8) e $\Gamma^*(L)$ é definida de forma análoga à $C^*(L)$ na Equação (5). O componente permanente na Equação (8), $\sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j}$, pode ser expresso como um vetor k -dimensional de passeios aleatórios com inovações ψ_t :

$$\begin{aligned} \tau_t &= \tau_{t-1} + \psi_t \\ &= \tau_0 + \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j} \end{aligned} \quad (10)$$

Assume-se que a seqüência de distúrbios da tendência $\{\psi_t\}$ é um ruído branco com $E[\psi_t] = 0$ e $E[\psi_t \psi_t'] = I_k$. Incorporando (10) em (9), a representação de tendências comuns para x_t pode ser definida como:

$$x_t = x_0 + \Gamma_\tau \tau_t + \Gamma^*(L) \varphi_t \quad (11)$$

A identificação dos choques permanentes requer restrições sobre a matriz de impacto de longo prazo Γ_τ no modelo de tendências comuns representado na Equação (11), enquanto que os choques transitórios podem ser identificados através de restrições sobre os impactos contemporâneos nas variáveis endógenas (captadas pelos elementos das últimas r colunas de Γ_0). Sobre estas restrições, a todos os choques podem-se estabelecer interpretações econômicas.

Para estimar a matriz Γ_τ de ordem $n \times k$, necessita-se de pelo menos nk restrições sobre os seus elementos. A existência de cointegração implica que

$$\beta' \Gamma_\tau = 0 \quad (12)$$

desde que $\beta' \Gamma(1) = \beta' C(1) \Gamma_0 = 0$, fornecendo kr restrições lineares. Além disso, igualando os modelos na forma reduzida (Equação (5)) com o modelo na forma estrutural (Equação (9)) encontra-se que $C(1)\varepsilon_t = \Gamma_\tau \psi_t$. Portanto, desde que $E[\psi_t \psi_t'] = I$ e $C(1)$ tem posto reduzido igual a k , $k(k+1)/2$ restrições sobre os elementos de Γ_τ são fornecidos por:

$$C(1)\Sigma C(1)' = \Gamma_\tau \Gamma_\tau' \quad (13)$$

As $k(k-1)/2$ restrições necessárias para a identificação exata de Γ_τ têm que ser derivadas da teoria econômica. Os elementos de $C(1)$ e Σ podem ser consistentemente estimados do modelo VEC e Γ_τ pode ser obtido da imposição de um número suficiente de restrições. Os choques permanentes estruturais podem ser construídos usando o seguinte relacionamento com os resíduos do VEC:

$$C(1)\varepsilon_t = \Gamma_\tau \psi_t.$$

Implicando

$$\psi_t = (\Gamma_\tau \Gamma_\tau')^{-1} \Gamma_\tau' C(1) \varepsilon_t \quad (15)$$

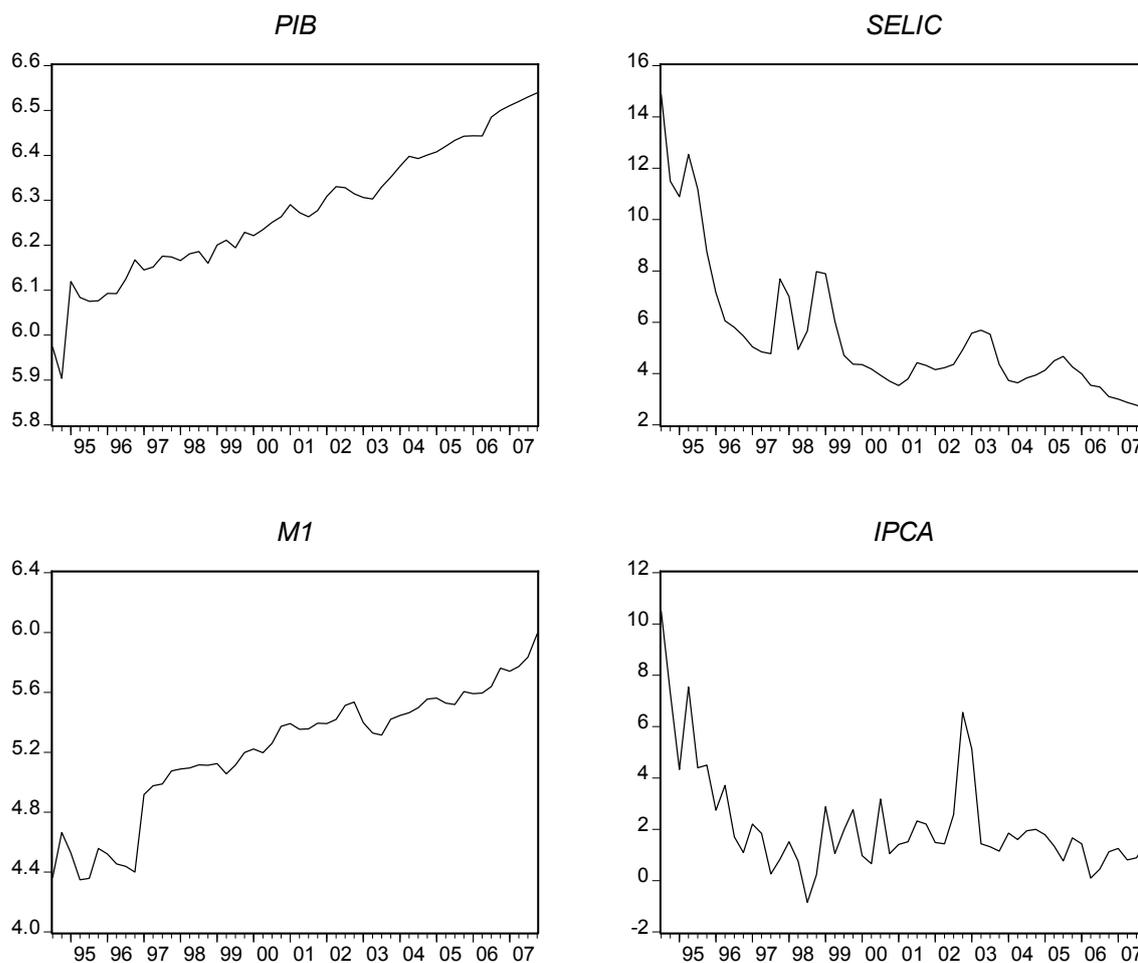
O comportamento das variáveis em x_t , devido aos distúrbios permanentes, interpretado como a previsão de longo prazo de x_t , pode ser descrito como $x_0 + \Gamma_\tau \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j}$.

A estimação do modelo de tendências comuns é discutida em detalhes em King, Plosser, Stock e Watson (1991), Mellander, Vredin e Warne (1992) e Warne (1993). Da representação de média móvel (Equação (6)) as funções impulso-resposta para as inovações permanentes e transitórias e a decomposição da variância do erro de previsão podem ser derivadas.

3. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

Nesta seção, analisa-se as propriedades estocásticas univariada e multivariada dos dados. Como o modelo de Tendências Comuns é sensível à presença de tendências determinísticas, torna-se indispensável o exame da não-estacionariedade das variáveis bem como a verificação da presença de relações cointegrantes entre elas. Na análise univariada, utiliza-se o teste de raiz unitária para detectar a ocorrência de estacionariedade em cada série de tempo. Quanto à análise multivariada, adota-se o procedimento de Johansen para determinar quantas relações cointegrantes existem entre as variáveis do modelo.

Aplica-se o modelo às seguintes variáveis macroeconômicas: o logaritmo do PIB real, a taxa de juros nominal SELIC, o logaritmo da oferta do agregado monetário M1 em termos reais e a taxa de inflação IPCA. Os dados são trimestrais e englobam o período pós - Plano Real (1994.3 a 2007.4). O PIB está sazonalizado pelo filtro X-12 e, juntamente com a oferta de moeda, está deflacionado pelo índice de inflação IPCA com base no terceiro trimestre de 2008.



Fonte: Elaboração Própria.

Figura 2.1 - Variáveis do modelo

3.1 Teste de Raiz Unitária

Como primeiro passo da análise estatística das séries de tempo, deve-se verificar a estacionariedade das séries através de testes de raiz unitária. Para tal propósito utiliza-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

O teste ADF pode concluir erroneamente a presença de raiz unitária devido à presença de quebras estruturais e/ou *outliers* em uma série de tempo. Por tal motivo utiliza-se para a variável *IPCA* o teste ADF proposto em Lanne *et al* (2002), onde seus valores críticos levam em consideração além das variáveis determinísticas intercepto e tendência, a presença de uma variável *dummy* para captar quebra estrutural ou *outlier* em uma série. Os resultados do teste de raiz unitária estão apresentados na Tabela 2.1. Os testes indicam que rejeita-se a

presença de uma raiz unitária para a primeira diferença de cada variável, no entanto não se rejeita a hipótese nula para as variáveis em nível⁸. Conclui-se, portanto, que as variáveis do modelo são não estacionárias e a ordem de integração de cada uma delas é um; ou seja, todas as variáveis são $I(1)$.

Tabela 2.1 – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF)

| Variáveis | 1ª Diferença | Nível |
|-----------------------|--------------|-----------|
| | $t_{(t)}$ | $t_{(t)}$ |
| <i>PIB</i> | -5.5141 | -0.8999 |
| <i>SELIC</i> | -7.9067 | -3.0785 |
| <i>MI</i> | -7.4612 | -2.7446 |
| <i>IPCA</i> | -4.2315 | -0.8241 |
| Valores Críticos (5%) | | |
| <i>PIB</i> | -3.5043 | -3.5131 |
| <i>SELIC</i> | -3.5004 | -3.4986 |
| <i>MI</i> | -3.4986 | -3.4969 |
| <i>IPCA</i> | -3.0300 | -3.0300 |

Observações: A estatística $t_{(t)}$ refere-se aos testes com tendência e intercepto.

Utilizou-se o critério de Hannan-Quinn para a escolha de defasagem para cada variável testada.

Os valores críticos foram obtidos em MacKinnon (1996) para o teste ADF e em Lanne *et al* (2002) para o teste ADF com uma dummy de impulso para a variável *IPCA* na data 2002.4.

Fonte: Elaboração Própria.

3.2 Teste de Cointegração

Examina-se agora se as variáveis são cointegradas. Com esse propósito, adota-se o procedimento de máxima verossimilhança de Johansen (1988,1991), com vistas à determinação da dimensão de relações cointegrantes entre as quatro variáveis do modelo, permitindo, então, a definição do número de tendências comuns existente entre elas.

Para a identificação das relações de longo prazo impõe-se restrições sobre os parâmetros da matriz de vetores cointegrantes (β). Considera-se que existe uma relação entre o logaritmo da oferta de moeda real e o logaritmo do PIB real interpretada como uma função demanda por moeda de longo prazo, e uma relação entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação. Essas restrições além das interpretações econômicas são motivadas também pelo

⁸ Os mesmos resultados foram obtidos com o teste sendo realizado tanto na presença de um intercepto quanto na ausência de intercepto e tendência.

grau do coeficiente de correlação, onde o *PIB* e *MI* apresentam um coeficiente igual a 0,92 e a *SELIC* e o *IPCA* igual a 0,73.

Tabela 2.2 – Teste de Johansen para cointegração

| Amostra | | Teste do Traço | | | |
|---------------------------------------------|----------------------|-------------------------------------------|-------------------------|-------|---------|
| 1995:2 - 2008:2 | Estatística do Traço | 90% | Valores Críticos | | P-Valor |
| | | | 95% | 99% | |
| $r = 0$ | 94.24 | 60.00 | 63.66 | 70.91 | 0.0000 |
| $r \leq 1$ | 46.18 | 39.73 | 42.77 | 48.87 | 0.0210 |
| $r \leq 2$ | 21.46 | 23.32 | 25.73 | 30.67 | 0.1624 |
| $r \leq 3$ | 9.50 | 10.68 | 12.45 | 16.22 | 0.1548 |
| Vetores Cointegrantes Restritos (β) | | Teste LR de Restrições Sobreidentificadas | | | |
| <i>PIB</i> | -3.0315 (0.1170) | 0.0000 | Estatística $\chi^2(2)$ | | P-Valor |
| <i>SELIC</i> | 0.0000 | 1.0000 | 4.2899 | | 0.1170 |
| <i>MI</i> | 1.0000 | 0.0000 | | | |
| <i>IPCA</i> | 0.0000 | -0.4668 (0.1093) | | | |

Observações: O cálculo dos vetores cointegrantes restritos inclui três *dummies*, correspondentes às séries *SELIC* (1995:2; 1997:4; 1998:4; 1999:1), *IPCA* (2002:4) e *MI* (1997:1 a 2002:4).

O teste foi realizado com duas defasagens de acordo com o critério de Hannan-Quinn e considerando a presença de um intercepto e de uma tendência.

Os valores críticos foram obtidos em MacKinnon *et al.* (1999).

Os valores entre parênteses representam os erros padrão da estimativa.

Fonte: Elaboração Própria.

O resultado do teste de cointegração é apresentado na Tabela 2.2. A estatística do traço indica a existência de dois vetores cointegrantes a um nível de significância de 5%. O teste LR para restrições sobreidentificadas indica que não rejeita-se a um nível de 10% de confiança a hipótese nula de que a matriz de vetores cointegrantes restrita não difere estatisticamente da matriz de vetores cointegrantes irrestrita, indicando que os dados suportam as restrições impostas.

Admitindo-se, pois, a existência de duas relações cointegrantes no sistema pode-se concluir que há duas tendências estocásticas comuns.

4. RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO DE TENDÊNCIAS COMUNS

No modelo de tendências comuns a existência de duas relações cointegrantes entre as quatro variáveis do sistema implica na presença de duas tendências estocásticas comuns ($k = n - r = 4 - 2 = 2$). Como analisado anteriormente, necessita-se de pelo menos $nk = 4 \cdot 2 = 8$ restrições para identificar os elementos de Γ_τ . Os vetores cointegrantes fornecem $rk = 2 \cdot 2 = 4$ restrições enquanto que a Equação (13) fornece $k(k+1)/2 = 3$ restrições, totalizando assim 7 restrições. Nesse caso a única $k(k-1)/2 = 1$ restrição restante é dada pela teoria econômica. Faz-se as seguintes hipóteses sobre a natureza dos dois choques permanentes no sistema: um choque com efeito real (ψ_r) e um choque com efeito nominal (ψ_n) sobre as variáveis do modelo. A parte permanente do modelo (Equação (10)) é representada pelo seguinte passeio aleatório bivariado:

$$\begin{pmatrix} \tau_r \\ \tau_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_r \\ \mu_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \tau_r \\ \tau_n \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} \psi_r \\ \psi_n \end{pmatrix}_t \quad (16)$$

onde μ é um vetor de interceptos. Como restrição baseada na teoria econômica, assume-se que o produto real não é afetado no longo prazo pelo choque nominal. Denotando como γ_{ij} um elemento genérico da matriz Γ_τ , essa restrição implica que $\gamma_{12} = 0$. Dessa forma o modelo de tendências comuns (Equação (11)) é representado como:

$$\begin{pmatrix} PIB \\ SELIC \\ M1 \\ IPCA \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} PIB \\ SELIC \\ M1 \\ IPCA \end{pmatrix}_0 + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & 0 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tau_r \\ \tau_n \end{pmatrix}_t + \Gamma^*(L) \begin{pmatrix} \psi_r \\ \psi_n \\ \nu_1 \\ \nu_2 \end{pmatrix}_t \quad (17)$$

onde ν_1 e ν_2 são choques puramente transitórios não correlacionados com os choques permanentes. Portanto o núcleo da inflação estimado pelo modelo de tendências comuns é:

$$\text{Núcleo}_{IPCAt} = IPCA_0 + \hat{\gamma}_{41} \hat{\tau}_{rt} + \hat{\gamma}_{42} \hat{\tau}_{nt} \quad (18)$$

A matriz Γ_τ estimada e a decomposição da variância do erro de previsão das variáveis são apresentadas respectivamente nas Tabelas 2.3 e 2.4.

Tabela 2.3 – Matriz de impacto de longo prazo (Γ_τ)

| Variáveis | Choque | |
|--------------|--------------------|--------------------|
| | ψ_r | ψ_n |
| <i>PIB</i> | 0.0116 (0.0021) | 0.0000 (0.0000) |
| <i>SELIC</i> | 0.0828 (0.1015) | 0.3423 (0.0726) |
| <i>MI</i> | 0.0351 (0.0064) | 0.0000 (0.0000) |
| <i>IPCA</i> | 0.1775 (0.2174) | 0.7332 (0.1556) |

Observações: Os valores entre parênteses representam os erros padrão da estimativa.

Fonte: Elaboração Própria.

De acordo com as estimativas da matriz de impacto de longo prazo no qual são representados os efeitos de longo prazo dos choques permanentes, verifica-se que o choque real tem efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o produto real e a oferta de moeda real, e efeito estatisticamente insignificante sobre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação. O choque permanente nominal tem efeito positivo e significativo apenas sobre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação.

A decomposição da variância do erro de previsão apresentada na Tabela 2.4 mostra que, na previsão de um trimestre à frente, as variabilidades do *PIB* e do *IPCA* são explicadas quase que totalmente pelos choques permanentes, totalizando 96,9 % do choque permanente real para o *PIB* e 98,8 % do choque permanente nominal para o *IPCA*. Enquanto que os choques transitórios explicam a maior parte da variabilidade para as variáveis *MI* (97,1 %) e *SELIC* (61,2%). Num período de médio prazo, numa previsão de 12 trimestres à frente, as variabilidades das variáveis *M1* e *SELIC* passam a ser explicadas respectivamente pelos choques permanentes real (78,2 %) e nominal (74,5 %). A decomposição da variância do erro de previsão no longo prazo retrata a matriz de impacto de longo prazo (Γ_τ), onde o choque

permanente real explica as variabilidades das variáveis *PIB* e *MI*, enquanto que o choque permanente nominal explica as variabilidades das variáveis *SELIC* e *IPCA*.

Tabela 2.4 – Decomposição da variância do erro de previsão

| Variáveis | Choques | | | |
|--------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | ψ_r | ψ_n | $\psi_{r,n}$ | $V_{1,2}$ |
| 1 período | | | | |
| <i>PIB</i> | 0.9670 (0.3200) | 0.0010 (0.3340) | 0.9690 (0.0450) | 0.0310 (0.0450) |
| <i>SELIC</i> | 0.2280 (0.1390) | 0.1600 (0.3660) | 0.3880 (0.2990) | 0.6120 (0.2990) |
| <i>MI</i> | 0.0140 (0.0360) | 0.0150 (0.3120) | 0.0290 (0.3030) | 0.9710 (0.3030) |
| <i>IPCA</i> | 0.0000 (0.0040) | 0.9880 (0.0210) | 0.9880 (0.0210) | 0.0120 (0.0210) |
| 6 períodos | | | | |
| <i>PIB</i> | 0.9910 (0.0105) | 0.0010 (0.1070) | 0.9910 (0.0080) | 0.0090 (0.0080) |
| <i>SELIC</i> | 0.1430 (0.1660) | 0.4340 (0.6520) | 0.5780 (0.4900) | 0.4220 (0.4900) |
| <i>MI</i> | 0.5890 (0.4050) | 0.0150 (0.5910) | 0.6040 (0.2360) | 0.3960 (0.2360) |
| <i>IPCA</i> | 0.0340 (0.0580) | 0.9580 (0.0680) | 0.9920 (0.0120) | 0.0080 (0.0120) |
| 12 períodos | | | | |
| <i>PIB</i> | 0.9950 (0.0600) | 0.0001 (0.0610) | 0.9950 (0.0040) | 0.0050 (0.0040) |
| <i>SELIC</i> | 0.0840 (0.1830) | 0.7450 (0.5450) | 0.8280 (0.3740) | 0.1720 (0.3740) |
| <i>MI</i> | 0.7820 (0.3630) | 0.0080 (0.4050) | 0.7900 (0.1000) | 0.2100 (0.1000) |
| <i>IPCA</i> | 0.0440 (0.0860) | 0.9520 (0.0910) | 0.9960 (0.0070) | 0.0040 (0.0070) |
| Longo Prazo | | | | |
| <i>PIB</i> | 1.0000 (0.0000) | 0.0000 (0.0000) | 1.0000 (0.0000) | 0.0000 (0.0000) |
| <i>SELIC</i> | 0.0553 (0.1246) | 0.9447 (0.1246) | 1.0000 (0.0000) | 0.0000 (0.0000) |
| <i>MI</i> | 1.0000 (0.0000) | 0.0000 (0.0290) | 1.0000 (0.0000) | 0.0000 (0.0000) |
| <i>IPCA</i> | 0.0553 (0.1246) | 0.9446 (0.1246) | 1.0000 (0.0000) | 0.0000 (0.0000) |

Observações: $\psi_{r,n}$ e $V_{1,2}$ denotam respectivamente o efeito conjunto dos choques permanentes e transitórios. Os valores entre parênteses representam os erros padrão da estimativa.

Fonte: Elaboração Própria.

5. CONDIÇÕES PARA UMA MEDIDA DE NÚCLEO DE INFLAÇÃO

Seguindo Marques *et al.* (2003), analisa-se nesta seção um conjunto de condições estatísticas que devem ser encontrados em indicadores de núcleo de inflação. Assume-se que para qualquer período de tempo t , a taxa de inflação (π_t) pode ser decomposta em um componente permanente, denominado núcleo ou tendência da inflação (π_t^*), e um componente transitório (u_t). Por definição, em cada período de tempo, tem-se:

$$\pi_t = \pi_t^* + u_t \quad (19)$$

Na Equação (19) assume-se que u_t corresponde aos distúrbios transitórios na taxa de inflação. Por definição u_t tem média zero e variância finita, sendo, portanto uma série estacionária.

Quando a taxa de inflação, π_t , é $I(1)$, diz-se que π_t^* é uma medida de núcleo de inflação se:

- (i) π_t^* é $I(1)$ e π_t e π_t^* são cointegradas com coeficiente unitário, isto é $\pi_t - \pi_t^*$ é uma série estacionária com média zero;
- (ii) Existe um mecanismo de correção de erro dado por $Z_{t-1} = (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*)$ para $\Delta\pi_t$, isto é $\Delta\pi_t$ pode ser escrito como:

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta\pi_{t-j}^* - \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t \quad (20)$$
- (iii) π_t^* é fortemente exógeno para os parâmetros da Equação (20).

A condição (i), proposta por Freeman (1998), implica que a taxa de inflação e a medida de núcleo devem exibir uma tendência comum; caso contrário, o núcleo poderá fornecer uma sinalização errada do comportamento futuro da taxa e inflação.

Do Teorema da Representação de Granger (Engle e Granger, 1987), sabe-se que se a condição (i) se mantém, então existe uma representação de correção de erro pelo menos para uma das variáveis π_t ou π_t^* . A condição (ii) requer que esta representação exista especificamente para π_t ; isto é, que o termo Z_{t-1} apareça na equação $\Delta\pi_t$. Nesse caso π_t^*

deve-se comportar como um atrator para π_t , no sentido que, no longo prazo, π_t deva convergir para π_t^* . Note-se que a condição (ii) é um caso especial de causalidade de Granger a qual requer-se que π_t^* cause π_t no sentido de Granger. Nesse sentido π_t^* é também um indicador antecedente de π_t .

A condição (iii) indica que π_t não deve ser um atrator para π_t^* e também que π_t^* não seja sensível a *outliers* observados em π_t . Esta condição implica simultaneamente que o termo correção de erro não aparece na equação para π_t^* (isto é que π_t^* é fracamente exógeno para os parâmetros do vetor cointegrante) e também que π_t não cause π_t^* no sentido de Granger. Em outras palavras, a condição (iii) implica que no modelo de correção de erro para π_t^* ,

$$\Delta\pi_t^* = \sum_{j=1}^r \delta_j \Delta\pi_{t-j}^* + \sum_{j=1}^s \theta_j \Delta\pi_{t-j} - \lambda(\pi_{t-1}^* - \pi_{t-1}) + \eta_t \quad (21)$$

deve-se ter $\lambda = \theta_1 = \dots = \theta_s = 0$.

O teste da condição (i) pode ser conduzido de diferentes formas, como testar a hipótese $(\alpha, \beta) = (0, 1)$ na regressão $\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^* + v_t$, utilizar um teste de cointegração; ou ainda através de um teste de raiz unitária verificar se a série $Z_t = (\pi_t - \pi_t^*)$ é estacionária. Testa-se aqui a condição (i) em duas etapas. Primeiro usa-se o teste de raiz unitária ADF para estabelecer a estacionariedade de $Z_t = (\pi_t - \pi_t^*)$. Depois testa-se a não rejeição da hipótese nula $\alpha = 0$ na regressão $\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^* + v_t$, dado que a série Z_t é estacionária. Note-se que considerando a regressão cointegrante:

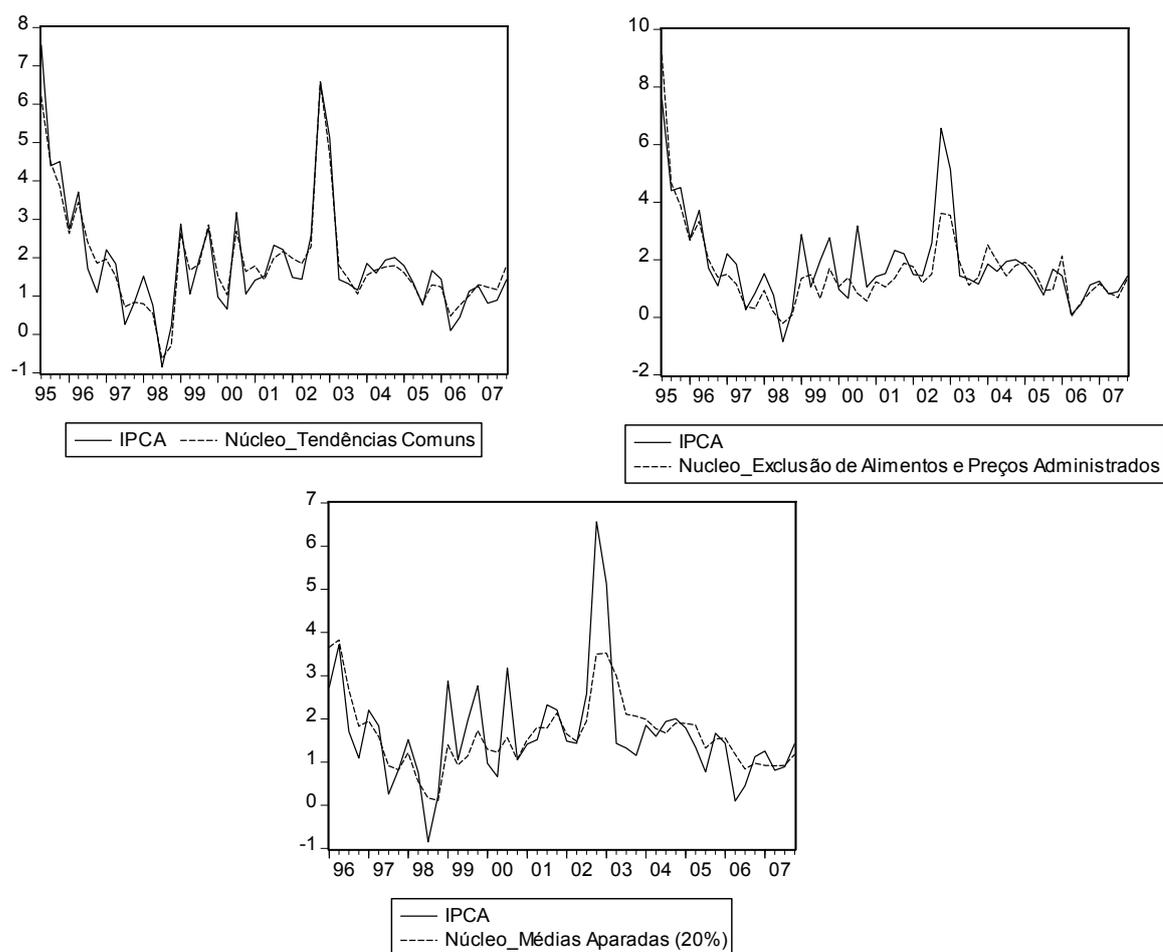
$$(\pi_t - \pi_t^*) = \alpha + (\beta - 1)\pi_t^* + u_t \quad (22)$$

Conclue-se que $(\pi_t - \pi_t^*)$ é estacionária se, e somente se, u_t é estacionária⁹ e $\beta = 1$.

⁹ Isto é basicamente o teste de cointegração Engle – Granger (1987).

Dada que a condição (i) seja satisfeita, o teste para a condição (ii) é conduzido estimando a Equação (20) e testando a rejeição da hipótese nula $\gamma = 0$, utilizando o teste t convencional. Também neste caso um teste de cointegração pode ser utilizado. Para testar a condição (iii) estima-se a Equação (21) e testa-se a hipótese nula $\lambda = \theta_1 = \dots = \theta_s = 0$. O teste para esta condição é conduzido em duas etapas. Primeiro simplesmente testa-se a hipótese nula $\lambda = 0$ (exogeneidade fraca). Depois, dado que não rejeita-se a hipótese nula, testa-se a hipótese $\theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ (exogeneidade forte).

A medida de núcleo de inflação estimada pelo modelo de tendências comuns bem como as medidas determinadas pelo Banco Central do Brasil pelos métodos de exclusão (na qual se excluem os itens alimentos e preços administrados) e médias aparadas (com um percentual de 20% da distribuição dos preços aparadas) são apresentadas na Figura 2.2.



Fonte: Elaboração Própria.

Figura 2.2 - Medidas de núcleo de inflação.

Tabela 2.5 – Testes de condições para uma medida de núcleo de inflação

| Variáveis | Condição (i) | | Condição (ii) | Condição (iii) | | Conclusão |
|---------------------------------|-------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------|-------------------------------|------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------|
| | (Teste ADF) Estacionariedade de $(\pi - \pi^*)$ | Não Rejeita $H_0 : \alpha = 0$ dado $\beta = 1$ | Rejeita $H_0 : \gamma = 0$ | (Exogeneidade Fraca) Não Rejeita $H_0 : \lambda = 0$ | (Exogeneidade Forte) Não Rejeita $H_0 : \theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ dado $\lambda = 0$ | |
| | P - Valor | P - Valor | P - Valor | P - Valor | P - Valor | |
| Núcleo_Tendências Comuns | 0.0000 | 0.1021 | 0.0028 | 0.0981 | 0.1024 | Satizfaz (i), (ii) e (iii) |
| Núcleo_Exclusão | 0.0000 | 0.0156 | - | - | - | Falha (i) |
| Núcleo_Médias Aparadas (20%) | 0.0000 | 0.4672 | 0.0019 | 0.4687 | 0.3098 | Satizfaz (i), (ii) e (iii) |

Observações: Na análise das condições leva-se em consideração um nível de confiança igual a 95%.

Todos os testes foram realizados com a presença de um intercepto e a escolha de defasagem de acordo com o critério de Schwarz.

Fonte: Elaboração Própria.

A Tabela 2.5 apresenta os resultados dos testes das condições para uma medida de núcleo de inflação segundo Marques *et al* (2003). Analisando os resultados da condição (i) verifica-se que o teste ADF rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária em $Z_t = (\pi_t - \pi_t^*)$ para as três medidas de núcleo testadas, indicando assim que todas as medidas, π_t^* , são cointegradas com a taxa de inflação *IPCA*, π_t , e que a hipótese nula $\beta = 1$ não é rejeitada¹. Dado que a primeira parte da condição (i) foi satisfeita para as três medidas, testa-se então a hipótese nula $\alpha = 0$. Apesar da medida de núcleo pelo método de exclusão ser cointegrada com a taxa de inflação, rejeita-se a hipótese nula $\alpha = 0$, indicando que esta medida de núcleo apresenta um viés sistemático em relação à taxa de inflação. Desde que os testes para as condições (ii) e (iii) são condicionadas à verificação da condição (i), não testa-se as condições (ii) e (iii) para a medida de núcleo pelo método de exclusão.

Os resultados da condição (ii) indicam que rejeita-se a hipótese nula $\gamma = 0$ na Equação (20) para as medidas de núcleo de inflação testadas. Logo a condição de que cada medida deve ser um atrator para a taxa de inflação *IPCA* é satisfeita.

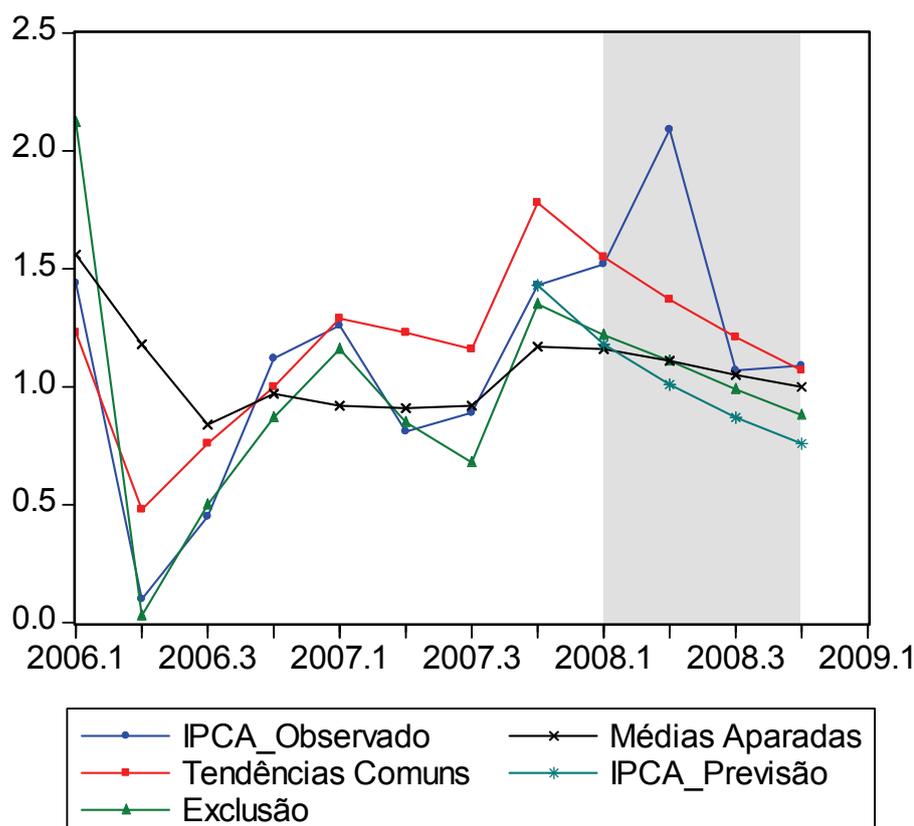
Em relação aos resultados da condição (iii), rejeita-se a hipótese nula $\lambda = 0$ na Equação (21) para as medidas de núcleo testadas, indicando assim que elas satisfazem a condição de exogeneidade fraca. Dado que as medidas de núcleo satisfazem esta condição, testa-se a condição de exogeneidade forte reestimando a Equação (21) com a restrição $\lambda = 0$. Os resultados mostram que para essas medidas a condição de exogeneidade forte é satisfeita. Portanto a taxa de inflação *IPCA* não comporta-se como um atrator para essas medidas. Conclui-se então que pelos resultados apresentados na Tabela 5 a medida de núcleo de inflação baseada no método de exclusão é a única que não satisfaz todas as três condições propostas. Marques *et al* (2002) testam as condições apresentadas acima para as medidas de núcleo excluindo os grupos alimentos não processados e energia, calculadas para seis países², e mostram que nenhuma dessas medidas satisfaz todas as três condições. Eles concluem, portanto, que a medida de núcleo pelo método de exclusão parece ser inapropriada para a análise do status da inflação corrente ou para fazer inferência sobre a sua trajetória futura.

¹ Os mesmos resultados foram encontrados para o teste ADF aplicado aos resíduos da Equação (22) e para o teste *t* da hipótese $\beta = 1$.

² Foram testadas as medidas de núcleo pelo método de exclusão para os Estados Unidos, Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal.

6. PREVISÃO FORA DA AMOSTRA DA TAXA DE INFLAÇÃO

Uma das principais utilidades de uma medida de núcleo de inflação é a previsão fora da amostra da taxa de inflação. Previsões da taxa de inflação, IPCA, são realizadas a partir de previsões das medidas de núcleo analisadas, utilizando a modelagem ARIMA univariada³. Testa-se a exatidão das previsões das medidas de núcleo através de medidas de erro de previsão em relação à taxa de inflação observada fora da amostra. Comparam-se os resultados das previsões tomando como *benchmark* a previsão feita pela própria taxa de inflação IPCA. Utiliza-se como amostra o período⁴ 1995.2 a 2007.4 para a realização da previsão do IPCA fora da amostra quatro trimestres à frente, compreendendo o período 2008.1 a 2008.4. As previsões são mostradas no Gráfico 2.1, enquanto que as medidas dos erros de previsão são apresentadas na Tabela 2.6.



Fonte: Elaboração própria

Gráfico 2.1 – Previsões das medidas de núcleo e da taxa de inflação IPCA

³ O método de previsão é baseado em Granger e Newbold (1986). O método prevê o nível das séries usando os coeficientes AR e MA num procedimento recursivo.

⁴ Com exceção da medida núcleo de inflação por médias aparadas que inicia-se em 1996.1.

Tabela 2.6 – Valores previstos e medidas de erro da previsão do IPCA fora da amostra

| Período | IPCA Observado | Valores Previstos | | | |
|---------------------------------------|----------------|-------------------|-------------------|----------|-----------------|
| | | IPCA | Tendências Comuns | Exclusão | Médias Aparadas |
| 2008.1 | 1.52 | 1.18 | 1.55 | 1.22 | 1.16 |
| 2008.2 | 2.09 | 1.01 | 1.37 | 1.11 | 1.11 |
| 2008.3 | 1.07 | 0.87 | 1.21 | 0.99 | 1.05 |
| 2008.4 | 1.09 | 0.76 | 1.07 | 0.88 | 1.00 |
| Medidas de Erro de Previsão | | | | | |
| Modelo ARIMA (p,d,q) | | (1,1,1) | (1,1,1) | (1,1,0) | (0,1,1) |
| Raiz do Erro Quadrático Médio | | 0.60 | 0.37 | 0.53 | 0.53 |
| Erro Absoluto Médio | | 0.49 | 0.23 | 0.39 | 0.37 |
| Erro Percentual Absoluto Médio | | 30.79% | 12.93% | 23.43% | 20.32% |
| Coefficiente de Desigualdade de Theil | | 0.31 | 0.15 | 0.25 | 0.25 |

Fonte: Elaboração Própria.

De acordo com a Figura 2.3, verifica-se que as previsões para todas as medidas de núcleo e da taxa de inflação feitas fora da amostra para os quatro trimestres de 2008, seguiram uma mesma tendência decrescente. Nenhuma das previsões captou o choque transitório atribuído à alta dos preços internacionais das *commodities* alimentos e petróleo, ocorrida no segundo trimestre de 2008. Este resultado é esperado, pois as medidas de núcleo por eliminarem ou amenizarem efeitos dos choques transitórios tendem a não prever os movimentos de curto prazo causados por tais choques.

As medidas de erro de previsão apresentadas na Tabela 2.6 indicam que a medida de núcleo determinada pela modelagem de tendências comuns apresenta as menores medidas de erro e fornece a melhor previsão para a taxa de inflação IPCA, confirmando assim ser uma medida com características *forward looking*. Por outro lado a previsão feita pelo próprio IPCA apresenta os maiores erros de previsão sendo praticamente o dobro dos erros para a medida de tendências comuns.

De acordo com a Figura 2.3 pode-se verificar que as medidas de núcleo de tendências comuns e de médias aparadas representam bem o comportamento de atrair a taxa de inflação IPCA, dado que esta, no final do período de previsão, converge para tais medidas, enquanto que para a medida de núcleo por exclusão este comportamento não é tão claro, talvez por esta medida ser enviesada de acordo com os resultados dos testes das condições segundo Marques *et al.* (2003) apresentadas na Tabela 2.5.

Dado que o Banco Central do Brasil determina como meta a inflação acumulada no ano, é importante verificar também o comportamento das previsões acumuladas para cada período em relação à taxa de inflação acumulada. A Tabela 2.7 abaixo mostra esse comportamento.

Tabela 2.7 – Medidas de erro da previsão do IPCA fora da amostra acumulada.

| Período | IPCA Acumulado Observado | Valores Previstos Acumulados | | | |
|---------------------------------------|--------------------------|------------------------------|-------------------|----------|-----------------|
| | | IPCA | Tendências Comuns | Exclusão | Médias Aparadas |
| 2008.1 | 1.52 | 1.18 | 1.55 | 1.22 | 1.16 |
| 2008.2 | 3.64 | 2.20 | 2.94 | 2.34 | 2.27 |
| 2008.3 | 4.76 | 3.09 | 4.18 | 3.36 | 3.35 |
| 2008.4 | 5.90 | 3.88 | 5.29 | 4.27 | 4.39 |
| Medidas de Erro de Previsão | | | | | |
| Modelo ARIMA (p,d,q) | | (1,1,1) | (1,1,1) | (1,1,0) | (0,1,1) |
| Raiz do Erro Quadrático Médio | | 1.51 | 0.55 | 1.26 | 1.25 |
| Erro Absoluto Médio | | 1.37 | 0.48 | 1.16 | 1.16 |
| Erro Percentual Absoluto Médio | | 32.73% | 11.02% | 28.15% | 29.14% |
| Coefficiente de Desigualdade de Theil | | 0.34 | 0.10 | 0.27 | 0.27 |

Fonte: Elaboração Própria.

A meta inflacionária estabelecida pelo Banco Central do Brasil para a taxa de inflação IPCA para o acumulado no ano de 2008 foi 4,5 % com um limite superior de 6,5% e um limite inferior de 2,5%. A taxa de inflação acumulada para o ano de 2008 foi igual a 5,9%. A medida de núcleo de tendências comuns previu um valor igual a 5,29%, sendo a única previsão acima da meta e muito próximo da taxa de inflação acumulada observada.

7. CONCLUSÃO

O presente capítulo consiste na construção de uma medida de núcleo para o índice de inflação IPCA utilizando o período pós Plano Real. Aplica-se uma metodologia baseada na formulação de tendências comuns aplicada às variáveis macroeconômicas PIB real, taxa de juros SELIC nominal, oferta do agregado monetário M1 em termos reais e a taxa de inflação IPCA. Esta medida tem a vantagem de ter características *foward-looking*, e que leva informações dos dois principais mecanismos de política monetária para o controle da meta inflacionária: o controle da SELIC e da oferta monetária M1.

Os resultados do modelo de tendências comuns mostram que o choque real tem efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o produto real e a oferta de moeda real, e efeito estatisticamente insignificante sobre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação. O choque permanente nominal tem efeito positivo e significativo apenas sobre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação. A decomposição da variância do erro de previsão mostra que, na previsão de curto prazo, as variabilidades do PIB e do IPCA são explicadas quase que totalmente pelos choques permanentes, 96,9 % do choque permanente real para o PIB e 98,8 % do choque permanente nominal para o IPCA, enquanto que os choques transitórios explicam a maior parte da variabilidade para as variáveis MI (97,1 %) e SELIC (61,2%). Na decomposição da variância do erro de previsão no longo prazo, o choque permanente real explica as variabilidades das variáveis PIB e MI, enquanto que o choque permanente nominal explica as variabilidades das variáveis SELIC e IPCA.

Compara-se a medida de núcleo pela modelagem de tendências comuns com as medidas pelo método da exclusão e pelo método das médias aparadas fornecidas pelo Banco Central do Brasil. Os testes das condições para uma medida de núcleo segundo Marques *et al.* (2003) indicam que as medidas por tendências comuns e por médias aparadas são não enviesadas e comportam-se como um indicador antecedente para o IPCA, enquanto que a medida por exclusão é enviesada, conformando com o resultado de Marques *et al.* (2002), onde todas as medidas de núcleo testadas para um conjunto de países mostraram-se enviesadas, ou não antecedem a taxa de inflação.

Previsões fora da amostra feitas para o período de 2008 confirmam que a medida de núcleo por tendências comuns tem um bom poder preditivo, sendo a única medida que

previu para o acumulado de 2008, uma taxa de inflação acima da meta e bem próxima da taxa de inflação acumulada observada.

Marques et al. (2002) mostram porque a medida por exclusão, a qual é mais utilizada pelas autoridades monetárias, não deve ser utilizada como um indicador antecedente para a taxa de inflação. Apesar da medida de núcleo apresentada aqui ser de compreensão mais complexa e precisar de constante revisão, ela tem a vantagem de não levar a escolha arbitrária para identificar e excluir choques transitórios, de conter informações de política monetária e de ser um bom um indicador antecedente que auxilia na previsão da taxa de inflação para o cumprimento da meta inflacionária.

BIBLIOGRAFIA

- ÁLVAREZ, L.J.; MATEA, M.L. (1999). Underlying inflation measures in Spain, **Banco de España**, Working Paper 9911.
- ARRAZOLA M.; DE HEVIA J. (2002). An alternative measure of core inflation. **Economics Letters**, V. 75, Number 1, pp. 69-73(5).
- BAGLIANO, F. C.; GOLINELLI, R.; MORANA, C. (2002). Core inflation in the Euro Area. **Applied Economics Letters**, Taylor and Francis Journals, vol. 9(6), pages 353-57, May.
- BAGLIANO, F. C.; MORANA, C. A. (2003a). Common trends model of UK core inflation. **Empirical Economics**, 28, 157–172.
- BAGLIANO, F. C.; MORANA, C. (2003b). Measuring US core inflation: A common trends approach. **Journal of Macroeconomics**, 25, 197–212.
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A. (1981). New approach to decomposition of economic time series into a permanent and transitory components with particular attention to business cycle. **Journal of Monetary Economic**, 7, 151–174.
- BLANCHARD, O.; QUAH, D. (1989). The dynamic effects of aggregate supply and demand disturbances. **American Economic Review**, 79, 655–673.
- BLINDER, Alan S. (1982). **The Anatomy of Double-Digit Inflation**. In *Inflation: Causes and Effects*, edited by Robert E. Hall, pp. 261-282. Chicago: University of Chicago Press.
- BLINDER, Alan S. (1997). Commentary on measuring short-run inflation for central bankers. **Review. Federal Reserve Bank of St. Louis** (May/June 1997), 157-160.
- BLIX, M. (1995). Underlying inflation: A common trends approach. **Sveriges Riksbank Working Paper** No. 23.
- BRYAN, M. F.; PIKE, C. J. (1991). Median price changes: An alternative approach to measuring current monetary inflation. **Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary**, December 1–4.
- BRYAN, M.F.; CECCHETTI, S.G. (1994). Measuring core inflation, in **Studies in Business Cycles**, vol. 29. (N. Gregory Mankiw, ed.), Chicago and London (University of Chicago).
- BRYAN, M. F.; CECCHETTI, S. G. and WIGGINS, R. L. II (1997). Efficient inflation estimators. **National Bureau of Economic Research - NBER Working Paper** No. 6183.
- BRYAN, M.F.; CECCHETTI, S.G. (2001). A note on the efficient estimation of inflation in Brazil. **Banco Central do Brasil, Working Paper Series**, 11.
- DURAI S. R. S.; RAMACHANDRAN M. (2007). Core inflation for India, **Journal of Asian Economics**, 2007, vol. 18, issue 2, pages 365-383.
- ECKSTEIN, Otto (1981). **Core inflation**. Englewood Cliffs. Prentice-Hall.

ENGLE, R.; GRANGER, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica** 55 (2), 251-276.

FAVA, V. L.; CARMO, H. C. E. (2002). Núcleo da inflação: Análise comparativa dos métodos média aparada e exclusão prévia aplicados a dados mensais desagregados. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.6, No3, p.511-533.

FERREIRA, T.; PETRASSI, M. (2002). Regime de metas para a inflação: Resenha sobre a experiência internacional. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**, N° 30.

FIGUEIREDO, F.M.R. (2001). Evaluating core inflation measures for Brazil. **Banco Central do Brasil, Working Paper Series**, 14.

FREEMAN, D. G. (1998). Do core inflation measures help forecast inflation? **Economics Letters**, 58, 143–147.

GRANGER, C.; NEWBOLD, P. (1986). **Forecasting economic time series**, 2nd edn, San Diego: Academic Press.

JOHANSEN, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, **Journal of Economic Dynamics and Control** 12, 231-254.

JOHANSEN, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models, **Econometrica** 59, 1551-1580.

KAPETANIOS, G. (2004). A note on modelling core inflation for the UK using a new dynamic factor estimation method and a large disaggregated price index dataset. **Economics Letters**, Volume 85, Issue 1, Pages 63-69.

KING, R.J.; PLOSSER, C.; STOCK, J.H.; WATSON, M.W., (1991). Stochastic trends and economic fluctuations. **American Economic Review** 81 (September), 819–840.

LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. (2002). Comparison of unit root tests for time series with level shifts, **Journal of Time Series Analysis**, Vol. 23, pp. 667-685.

LE BIHAN, H.; SÉDILLOT, F., (2000). Do core inflation measures help forecast inflation? Out-of-sample evidence from French data. **Economics Letters** 69 (December), 261–266.

MACKINNON, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, **Journal of Applied Econometrics**, 11, 601-618.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration, **Journal of Applied Econometrics**, 14, 563-577.

MARQUES C.R.; NEVES P.D.; DA SILVA A.G. (2002). Why should central banks avoid the use of the underlying inflation indicator? **Economics Letters**, vol. 75, issue 1, pages 17-23.

MARQUES C.R.; NEVES P. D.; SARMENTO L. M. (2003). Evaluating core inflation indicators, **Economic Modelling**, Volume 20, Number 4, July 2003, pp. 765-775 (11).

- MATILLA-GARCÍA, M. (2005). A SVAR model for estimating core inflation in the Euro zone, **Applied Economics Letters**, 12:3, Pages 149-154.
- MELLANDER, E.; VREDIN, A.; WARNE, A., (1992). Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy. **Journal of Applied Econometrics** 7 (October/December), 369–394.
- MORANA, C. (2007). A structural common factor approach to core inflation estimation and forecasting. **Applied Economics Letters**, vol. 14, issue 3, pages 163-169.
- PICCHETTI, P.; TOLEDO, C. How much to trim? A methodology for calculating core inflation, with an application for Brazil. (2000). **Economia Aplicada**, 4 (4):683-704.
- QUAH, D.; VAHEY, S.P., 1995. Measuring core inflation. **Economic Journal** 105 (September), 1130–1144.
- SHAPIRO, Matthew D.; WATSON, Mark W., (1988). Sources of business cycle fluctuations, **NBER Macroeconomics Annual**, Vol. 3, edited by Stanley Fischer, pp. 111-148, MIT Press.
- SMITH, J. K. (2004). Weighted median inflation: Is this core inflation? **Journal of Money, Credit, and Banking**, vol. 36, no. 2 (April), pp. 253-263.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. (1988a), Testing for common trends. **Journal of the American Statistical Association** 83, 1097-1107.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. (1988b), Variable trends in economic time series. **Journal of Economic Perspectives**, Vol 2, No. 3.
- WARNE, A., (1993). A common trends model: Identification, estimation and inference. **Institute for International Economic Studies – IIES Seminar Paper** N° 555, Stockholm University, Sweden.
- WYNNE, M. A. (1999). Core inflation: A review of some conceptual issues. **European Central Bank Working Paper**, N° 5.

APÊNDICE

O Método das Médias Aparadas

A idéia do método das médias aparadas é excluir as mudanças de preços mais extremas, isto é, excluir igualmente uma parte de cada uma das caudas da distribuição *cross section* dos preços dos itens que compõe o índice de inflação. O cálculo da medida de núcleo pelo método das médias aparadas segue os seguintes passos:

- 1º) Tome $\{\tilde{\pi}_1, \dots, \tilde{\pi}_n\}$ sendo as taxas de inflação para cada item na ordem crescente e $\{w_1, \dots, w_n\}$ seus respectivos pesos assumidos na composição do índice de preço total.
- 2º) Construa o peso acumulado de 1 a i tal que $W_i = \sum_{j=1}^i w_j$.
- 3º) O conjunto de observações a serem utilizados para o cálculo da média é selecionado de acordo com:

$$I_\alpha = \left\{ i \mid \frac{\alpha}{100} < W_i < \left(1 - \frac{\alpha}{100} \right) \right\}$$

- 4º) A média aparada é calculada como:

$$\bar{\pi}_\alpha = \left(\frac{1}{1 - 2(\alpha/100)} \right) \sum_{i \in I_\alpha} w_j \tilde{\pi}_i$$

onde α é o percentual de cada cauda do índice de preço total a ser “aparado”, e os w_j 's são os pesos de cada componente deste índice que não pertença a este percentual da cauda. Estimadores na classe das médias aparadas incluem a inflação média, que é a média aparada em $\alpha = 0$, e a inflação mediana que corresponde à média aparada em $\alpha = 50$.

O Método da Mediana Ponderada

Bryan e Pike (1991) determina uma medida de núcleo de inflação como mudanças de preços medianas em vez de média ponderada. Seguindo Smith (2004), define-se uma medida de núcleo pelo método da mediana ponderada como:

$$\bar{\pi}_\alpha = \frac{1}{N - 2m} \sum_{i=m}^{N-m} \pi_i$$

onde π_i é a taxa de inflação para o i éximo item e N é o número de itens no índice. Se N é um número ímpar, então $m = N(\alpha/100)$, onde $\alpha = 50$ e m é o maior inteiro menor ou igual a $N(\alpha/100)$; para número par $m = N(\alpha/100) - 1$.

CAPÍTULO III - ANÁLISE DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA ENTRE MERCADOS BRASILEIROS

1. INTRODUÇÃO

De acordo com a teoria da Paridade do Poder de Compra (PPP), os níveis de preços das regiões exibem movimentos que deverão, no longo prazo, manter os termos de comércio constantes. Caso haja um persistente diferencial no nível de preços entre regiões, surgem possibilidades de ganhos extras na transferência de mercadorias de um lugar a outro. Logo, os arbitadores encarregam-se de equalizar os preços dos diversos produtos a um valor de equilíbrio.

A hipótese da PPP pode ser interpretada levando-se em consideração as movimentações na taxa de câmbio real. Dado que os negociantes dispõem de uma tecnologia de informação eficiente, as exportações líquidas são sensíveis a pequenas variações na taxa de câmbio real. Assim, se houver um pequeno aumento da taxa de câmbio real de uma região x em relação à outra y , negociantes exportarão bens de y para x .

Essa hipótese pode ser confirmada formalmente quando se verifica que as taxas de câmbio reais são estacionárias, ou seja, que os preços relativos são convergentes. Portanto, a convergência de preços implica que os mercados regionais são capazes, ao longo do tempo, de compartilhar choques aleatórios e tendem a equalizar os seus preços, logo a PPP é válida e os mercados de bens e serviços podem ser considerados como integrados comercialmente.

Há ensaios da construção da teoria da PPP desde os economistas Pré-Clássicos, mas somente a partir do estudo de Cassel (1922) sobre a situação das economias no pós-guerra é que ela começa a se delinear. Logo após esse primeiro estudo, houve poucas discussões relativas ao comportamento dos preços. O interesse no estudo da PPP só veio a ganhar notoriedade no pós-Segunda Guerra, quando se registrou um aumento bastante expressivo do fluxo de comércio internacional, resguardado pelos acordos multilaterais, e quando as crises econômicas, especialmente a do Petróleo em meados de 70, passaram a ser transmitidas mais intensamente entre os países.

Existem diversos fatores que dificultam o funcionamento eficiente dos mercados, e, conseqüentemente, a validação da PPP, entre os quais se destacam: as barreiras comerciais, as barreiras não-tarifárias, os custos de transporte, os Monopólios locais, o descompasso entre o ajuste da taxa de câmbio nominal e o ajuste do nível de preços relativo à rigidez do nível nominal dos preços e a presença de bens não-comercializáveis no índice de preços geral.

São várias as metodologias utilizadas para se testar a PPP. Uma primeira geração de trabalhos utiliza técnicas de séries de tempo, basicamente testes de raiz unitária univariada, onde a hipótese nula admite um processo de passeio aleatório da taxa de câmbio real e a alternativa afirma que a PPP mantém-se no longo prazo. Entre eles, Adler e Lehman (1983), Hakkio (1986), Mark (1990), Grilli e Kaminsky (1991), Corbae e Ouliaris (1991) têm demonstrado que taxas de câmbio real contém raiz unitária e, portanto não suportam a hipótese da PPP. Porém alguns estudos recentes como Marcela *et al.* (2003), Narayan (2005), Narayan e Prasad (2005) e Narayan (2006 a,b), fornecem evidência de que quando quebras estruturais são levadas em consideração a hipótese da PPP torna-se válida.

Segundo Chortareas e Kapetanios (2009) os resultados baseados em testes de raiz unitária univariada de uma forma geral não suportam a PPP e apresentam pouca robustez. Em particular os resultados tendem a depender do tamanho do período amostral, da frequência das séries, da escolha dos países na amostra e da escolha da moeda como numerário. Evidências em favor da PPP são mais verificadas em testes que se baseiam em séries anuais de longo período (em torno de 100 anos) e se o dólar americano é utilizado como numerário.

Nos últimos anos, testes de raiz unitária em painel têm sido amplamente aplicado e em geral validando a hipótese da PPP. Entre eles destacam-se: MacDonald (1996), Wu (1996), Oh (1996), Frankel e Rose (1996), Papell (1997), Lothian (1997), O'Connell (1998), Taylor e Sarno (1998), Papell e Theodoridis (1998), Fleissig e Strauss (2000), Wu e Wu (2001) e Kalyoncu e Kalyoncu (2008).

Existem vários testes de raiz unitária em painel. Uma primeira geração de testes incluem Levin, Lin e Chu (2002), Im, Pesaran e Shin (2003), Maddala e Wu (1999) e Choi (2001). A principal limitação desses testes é que eles são todos construídos sob a hipótese de que todas as séries de tempo no painel são transversalmente independentemente distribuídas⁵.

⁵ Esta condição é necessária para satisfazer o teorema do limite central Lindenber-Levy e para obter testes estatísticos assintoticamente com distribuição normal.

Esta hipótese é muito restritiva, particularmente para estudos que envolvem regiões de um mesmo país. Além disso, estudos de Monte Carlo como os apresentados em O'Connell (1998), Breitung e Das (2003) e Banerjee, Marcelino e Osbat (2005) mostram que tais testes sob a presença de dependência transversal apresentam grandes distorções no tamanho do teste, levando a alta probabilidade de rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária.

Uma segunda geração de testes surge com o intuito de levar em consideração a dependência transversal. Uma primeira aproximação consiste em impor algumas restrições sobre a matriz de covariância dos resíduos, entre eles destacam-se: O'Connell (1998), Maddala e Wu (1999), Taylor e Sarno (1998) e Chang (2002, 2004). Numa segunda aproximação a dependência transversal é modelada em uma estrutura de fatores comuns, entre eles destacam-se: Bai e Ng (2004), Moon e Perron (2004), Phillips e Sul (2003) e Pesaran (2007).

Mais recentemente, em decorrência, principalmente, da percepção de que o comércio intranacional está inserido num ambiente onde alguns entraves para a validade da PPP não existem, pelo menos explicitamente, a questão da paridade de preços no âmbito interno também começou a despertar a atenção dos pesquisadores. Além desse, outros fatores corroboraram para o deslocamento do foco de análise, como, por exemplo, a imposição de políticas de fixação da taxa de juros a nível nacional e o movimento diferenciado dos preços nas regiões que compõem um país, o que tem gerado distintas oportunidades de ganho numa mesma nação.

Utilizando dados de 14 cidades dos EUA e 9 do Canadá, Engel e Rogers (1996) revelam a importância da distância entre cidades e da fronteira nacional para explicar desvios dos preços. A hipótese assumida, e mais tarde suportada pelos testes, é que a variação dos preços de bens similares entre cidades deve ser positivamente relacionada à distância entre as mesmas, mas mantida a distância constante, a variação deve ser mais alta entre as cidades separadas pela fronteira nacional.

Parsley (1996) examina explicitamente os efeitos dos impostos e custos dos transportes em taxas estimadas de convergência, utilizando um painel de dados trimestrais abrangendo os preços de 51 bens finais e serviços de 48 cidades norte-americanas, no período de 1975.1 a 1992.4. Ele encontra evidência de que a convergência ocorre mais rapidamente para diferenciais de preços maiores e que as taxas de convergência são mais lentas para cidades mais distantes.

Mark, Cecchetti e Sonora (2002) utilizam dados de 19 cidades norte-americanas no período de 1918 a 1995 e encontram evidências para rejeitar a presença de uma raiz unitária na série de taxa de câmbio real, mas estimam uma velocidade de reversão para a média pequena, em torno de 9 anos.

Outros estudos que testam a hipótese da PPP entre regiões de um mesmo país são: Nenna (2001), Chen e Devereux (2003), Chaudhuri e Shen (2004), Oh e Han (2006) e Buseti *et al.* (2006).

Em relação à investigação da hipótese da Paridade do Poder de Compra para o Brasil, quase a totalidade dos poucos estudos concentra-se na análise da taxa de câmbio real entre o Brasil e os EUA. Em geral, tais estudos procuram evidências dessa teoria para um produto ou serviço específico, entre um número bastante reduzido de localidades brasileiras ou verifica críticas à teoria, como a que relaciona as diferenças internacionais de produtividade à PPP, o efeito Balassa-Samuelson.

Rossi (1990) usa dados mensais para o Brasil e os EUA de 1980 a 1985 e conclui não haver uma relação estável de longo prazo nas taxas de câmbio dos mercados. Marçal, Pereira e Santos (2003) utilizam técnicas de co-integração para relacionar os mesmos países citados acima e encontram evidências em favor da estacionariedade da taxa de câmbio real baseada no IPC, mas não encontram evidências de estacionariedade quando usam o IPA.

Nogueira, Aguiar e Lima (2005) analisam a dinâmica do processo de formação dos preços do mercado de café arábica em dois estados brasileiros e, a partir dos testes de raiz unitária e de co-integração, concluem que o mercado em análise é eficiente e que os choques são repassados entre as regiões. Sugerem ainda que qualquer política pública deve ser cuidadosamente avaliada antes de ser posta em prática, pois as intervenções podem facilmente prejudicar o bom funcionamento do mercado.

Vasconcelos (2004) testa o efeito Balassa-Samuelson para a economia brasileira relativamente à norte-americana, para tanto utiliza a abordagem de séries temporais, através do teste de fronteira desenvolvido por Pesaran, Shin e Smith (1999). Não são verificadas evidências do efeito Balassa-Samuelson para a economia brasileira, contudo isso não é suficiente para afirmar que a PPP seja válida.

Azzoni, Carmo e Menezes (2003) utilizam o método Country Product Dummy (CPD), que consiste num modelo onde são estimadas regressões em que a variável dependente é o preço de cada bem e as variáveis independentes são dummies de região e de produto, para construir, a partir de uma lista de 133 produtos e serviços, índices de custo de vida levando-se em consideração 11 regiões metropolitanas brasileiras.

Como se pode perceber, no Brasil, há poucos trabalhos abordando o tema da convergência de preços. Além disso, os recursos estatísticos utilizados nesses estudos são bastante limitados; os testes univariados ainda são empregados em larga escala como única fonte de referência.

O objetivo do presente estudo é testar a hipótese da paridade do poder de compra (PPP) para o Brasil durante o período 1985.1 a 2008.12 através da aplicação dos testes de raiz unitária em painel com dependência transversal apresentados em Moon e Perron (2004) e Pesaran (2007). Utiliza-se como base de dados o índice de inflação INPC para nove regiões metropolitanas: Belo Horizonte, Belém, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, São Paulo e Salvador.

O restante deste capítulo está dividido em quatro seções. Na segunda seção apresenta-se a metodologia no qual são descritos os testes. Na terceira seção faz-se uma análise preliminar dos dados. Na quarta seção apresentam-se os resultados dos testes. Na quinta e última seção apresenta-se a conclusão.

2. METODOLOGIA

2.1 O Teste *CIPS*

Pesaran (2007) apresenta um procedimento para testar raiz unitária em um painel dinâmico sujeito a possível dependência entre os cortes transversais bem como erros correlacionados serialmente.

Para um painel de dados observados y_{it} com N cortes transversais e T observações em série de tempo tem-se o seguinte modelo de dados em painel heterogêneo linear dinâmico:

$$y_{it} = (1 - \rho_i)\mu_i + \rho_i y_{it-1} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

onde μ_i é um componente determinístico, os valores iniciais y_{i0} são dados e os distúrbios seguem a seguinte estrutura de um fator:

$$u_{it} = \lambda_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Assume-se que os choques idiossincráticos, ε_{it} são independentemente distribuídos entre i e t , com média zero, variância σ_ε^2 e momentos de ordens superiores finitos. O fator comum não observado f_t é não correlacionado serialmente com média zero, variância σ_f^2 constante e momentos de ordens superiores finitos. Sem perda de generalidade estabelece-se σ_f^2 igual a um. As variáveis ε_{it} , λ_i e f_t são assumidas serem mutuamente independentes para todo i .

As hipóteses feitas sobre ε_{it} e f_t implicam que o termo u_{it} é serialmente não correlacionado. Esta hipótese e a de um único fator comum podem ser relaxadas. Pesaram (2007) considera um exemplo onde um processo autoregressivo estacionário de p -ésima ordem para u_{it} é obtido incluindo p valores defasados de u_{it} na Equação (2). Dessa forma é possível escrever $u_{it} = \lambda_i f_t + e_{it}$ onde $f_t = \Phi(L)\eta_t$ e $e_{it} = \Phi(L)\varepsilon_{it}$ são processos de média móvel inversíveis e estacionários, e $\Phi(L)^{-1}$ é o polinômio autoregressivo de u_{it} . Note-se que nesta formulação qualquer não estacionariedade de y_{it} é devida à presença de uma raiz unitária na parte autoregressiva na Equação (1), isto é $\rho_i = 1$.

Pode-se escrever as Equações (1) e (2) como:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i - (1 - \rho_i)y_{it-1} + \lambda_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde $\alpha_i = (1 - \rho_i)\mu_i$ e $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$. Expressa-se a hipótese de raiz unitária como:

$$H_0 : \rho_i = 1 \quad \text{para todo } i \quad (4)$$

contra as possíveis hipóteses alternativas heterogêneas:

$$H_1 : \begin{cases} \rho_i < 1 & \text{para } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \rho_i = 1 & \text{para } i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \end{cases} \quad (5)$$

onde a fração dos processos individuais que são estacionários é tal que, $N_1/N \rightarrow k$, quando $N \rightarrow \infty$ com $0 < k \leq 1$.

Pesaran (2007) propõe um teste baseado sobre a estatística do teste de raiz unitária Dickey Fuller (*DF*) em uma regressão *Cross-sectionally Augmented DF (CADF)*, isto é,

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (6)$$

onde $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it}$, $\Delta \bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta y_{it}$ e e_{it} é o erro da regressão.

As médias dos cortes transversais, \bar{y}_t e $\Delta \bar{y}_t$, são incluídos na Equação (6) como uma *proxy* para o fator comum não observado f_t .

Seguindo Im, Pesaran e Shin (2003), Pesaran (2007) propõe uma versão modificada do teste *t-bar IPS* denotado por *CIPS (Cross-sectionally Augmented IPS)* que simultaneamente leva em consideração dependência entre os cortes transversais e correlação serial⁶ nos resíduos. Seja $CADF_i$ como sendo a estatística *ADF* para a i -ésima unidade transversal dada pela estatística t da estimativa \hat{b}_i por mínimos quadrados da Equação (6). A estatística *CIPS* é representada como

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (7)$$

As distribuições assintóticas sob a hipótese nula de cada estatística *CADF* são similares e não dependem dos escores dos fatores (λ_i). Por outro lado as estatísticas *CADF* são correlacionadas devido a dependência com o fator comum. Portanto é possível construir estatísticas *CIPS*, mas os teoremas de limite central padrões não podem ser aplicados a elas. Além do mais, ao contrário dos resultados obtidos em Im, Pesaran e Shin (2003) sob

⁶ Para o caso de correlação serial nos resíduos, para uma especificação de erro $AR(p)$, as estatísticas individuais *CADF* podem ser obtidas a partir da regressão (6) aumentada em p -ésima ordem:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \beta_{ij} \Delta y_{t-j} + \mu_{it}$$

independência entre os cortes transversais ⁷, a distribuição da estatística *CIPS* é não padrão ainda que para N grande.

Uma versão truncada da estatística *CADF*, denotada *CADF**, também é considerada para evitar a excessiva influência de resultados extremos que podem surgir em casos onde a amostra T é pequena. Os resultados para *CADF* e *CIPS* são válidos também para *CADF** e *CIPS** e, ainda que seja não normal, a distribuição assintótica da estatística *CIPS** existe e é livre de parâmetros perturbadores.

O teste *CIPS* tem a vantagem de também ser válido para painéis onde N e T são de mesma ordem de magnitude, enquanto que os testes de Moon e Perron (2004) e Bai e Ng (2004) requer $N/T \rightarrow \infty$. Por outro lado o fato do teste ser baseado em um único fator pode ser restritivo para algumas aplicações.

Através de simulações de Monte Carlo, valores críticos são determinados para modelos com componentes determinísticos (modelos sem interceptos ou tendências, com interceptos individuais e com interceptos e tendências lineares), dependência entre os cortes transversais (alta e baixa) e correlação serial nos resíduos individuais para os casos onde N e $T = 10, 20, 30, 50, 100$. As simulações mostram que o teste *CIPS* tem propriedades de potência satisfatórias ainda para valores pequenos de N e T . Em especial a versão truncada *CIPS** ainda que para tamanhos muito pequenos onde $N = T = 10$, com alto grau de dependência entre os cortes transversais e com um moderado grau de correlação serial nos resíduos⁸.

2.2 O teste Moon e Perron (2004)

Moon e Perron (2004) consideram um painel dinâmico de primeira ordem com efeito fixo e assume como Pesaran (2007), que fatores comuns estão presentes no erro. Para um painel de dados observados y_{it} com N cortes transversais e T observações em série de tempo tem-se o seguinte modelo de dados em painel dinâmico linear:

⁷ Nesse caso a estatística *IPS*, no qual é uma média padronizada das estatísticas ADF individuais, é distribuída normalmente para N grande.

⁸ Para o caso do modelo apenas com intercepto. Em casos de modelo com tendência, a potência do teste tende a crescer com N somente se T é maior ou igual a 30. Para $T > 30$, a potência cresce rapidamente com ambos N e T .

$$\begin{aligned}
y_{it} &= \mu_i + x_{it} \\
x_{it} &= \rho_i x_{it-1} + u_{it} \\
u_{it} &= \lambda_i' f_t + e_{it}
\end{aligned} \tag{8}$$

onde os dados observados y_{it} ($i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$) são gerados por um componente determinístico μ_i e um processo autoregressivo x_{it} e $x_{i0} = 0$ para todo i .

Para modelar a correlação entre os cortes transversais, o erro u_i segue um modelo fatorial onde f_t é um vetor $K \times 1$ de fatores aleatórios não observáveis, λ_i é o vetor correspondente de escores de fatores não aleatórios para cada corte transversal i e e_{it} é um choque idiossincrático. O número de fatores K é possivelmente desconhecido.

Note-se que os dados em painel são gerados por choques idiossincráticos e fatores dinâmicos não observáveis que são comuns a todas as unidades individuais, mas que cada indivíduo reage heterogeneamente.

O modelo (8) pode ser reescrito como:

$$\Delta y_{it} = (1 - \rho_i) \mu_i + \rho_i y_{it-1} + u_{it}. \tag{9}$$

Comparando as Equações (9) e (8) verifica-se que no caso onde existe somente um único fator comum no erro composto u_{it} , os modelos em Pesaran (2007) e Moon e Perron (2004) são idênticos. Para os componentes do erro composto u_{it} , são feitas hipóteses similares as de Pesaran (2007):

(i) O componente idiossincrático e_{it} segue um processo $MA(\infty)$ inversível e estacionário e é não correlacionado entre os cortes transversais, tal que $e_{it} = \Gamma_i(L)\varepsilon_{it}$, onde $\Gamma_i(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{ij}L^j$ e $\varepsilon_{it} \sim i.i.d.(0,1)$ entre i e t ;

(ii) Assume-se também que os fatores comuns f_t têm uma representação $MA(\infty)$ inversível e estacionário, isto é $f_t = \Phi(L)\eta_t$, onde $\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \phi_jL^j$ é um vetor K -dimensional de polinômios de defasagens e $\eta_t \sim i.i.d.(0, I_K)$. Além disso, a matriz de covariâncias de f_t é assintoticamente positiva definida: isto implica que sob a hipótese nula é possível ter relações cointegrantes entre os fatores não estacionários;

(iii) Embora mais do que um fator comum é permitido nos dados, supõe-se que alguma quantidade máxima \bar{K} ($1 \leq K \leq \bar{K} < \infty$) é conhecida. Também, a contribuição de cada fator em ao menos uma unidade é assumida ser significativa impondo $1/N \sum_{i=1}^N \lambda_i \lambda_i' \xrightarrow{p} \Sigma_\lambda > 0$; portanto esta hipótese não impõe que todos os cortes transversais respondem a todos os fatores tal que alguns dos escores dos fatores podem ser iguais à zero;

(iv) A variância de curto prazo $\sigma_{e_i}^2 (= \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{ij}^2)$, a variância de longo prazo $\omega_{e_i}^2 (= (\sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{ij})^2)$ bem como a covariância de longo prazo unilateral $\varphi_{e_i} (= (\sum_{l=1}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_{ij} \gamma_{i,j+l}))$ são supostas existirem para todos os distúrbios idiossincráticos e_{it} ; adicionalmente, assume-se que estes parâmetros têm médias entre os cortes transversais $\sigma_e^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sigma_{e_i}^2$, $\omega_e^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \omega_{e_i}^2$ e $\varphi_e^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varphi_{e_i}^2$ diferentes de zero.

A hipótese nula no modelo (8) é

$$H_0 : \rho_i = 1 \quad \text{para todo } i = 1, \dots, N \quad (10)$$

contra a hipótese alternativa

$$H_1 : |\rho_i| < 1 \quad \text{para algum } i. \quad (11)$$

Pode-se notar da Equação (8) que sob a hipótese de $\rho_i = 1$, y_{it} é influenciado por dois componentes: os fatores integrados $\sum_{s=1}^T f_s$ e os erros idiossincráticos integrados $\sum_{s=1}^T e_{is}$.

Moon e Perron (2004) propõem remover a dependência entre os cortes transversais na Equação (1) multiplicando a matriz dos dados observados Y de dimensão $T \times N$ pela matriz de projeção $Q_\Lambda = I_N - \Lambda(\Lambda'\Lambda)^{-1}\Lambda'$ onde $\Lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_N)'$ é a matriz dos escores dos fatores e $Q_{\hat{\Lambda}_k}$ e $\hat{\Lambda}$ são os respectivos estimadores. O estimador não enviesado autoregressivo *pooled* é computado como

$$\rho_{\text{pool}}^* = \frac{\text{tr}(Y_{-1}Q_{\hat{\Lambda}_k}Y') - NT\hat{\phi}_e}{\text{tr}(Y_{-1}Q_{\hat{\Lambda}_k}Y'_{-1})} \quad (12)$$

onde Y_{-1} é a matriz dos dados observados defasados, $\text{tr}(\cdot)$ é o operador traço e $\hat{\phi}_e$ é a média entre os cortes transversais da variância de longo prazo unilateral dos erros idiossincráticos estimada.

Para obter a estatística do teste requer-se determinar a quantidade K de fatores na Equação (8), a matriz $Q_{\hat{\Lambda}_k}$ e a estimação das variâncias de longo prazo⁹. Para determinar K usa-se uma metodologia similar a proposta em Bai e Ng (2002), enquanto as matrizes $\hat{\Lambda}$ (ou vetor quando $K=1$) e $Q_{\hat{\Lambda}_k}$ são obtidas estimando os componentes principais de $\hat{u}'\hat{u} = (Y - \hat{\rho}_{\text{pool}}Y_{-1})'(Y - \hat{\rho}_{\text{pool}}Y_{-1})$, onde $\hat{\rho}_{\text{pool}}$ é a estimativa autoregressiva *pooled* por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Para testar a hipótese nula, Moon e Perron (2004) sugerem duas estatísticas t

⁹ Para a estimação das variâncias de longo prazo veja Moon e Perron (2004).

$$t_a^* = \frac{T\sqrt{N}(\hat{\rho}_{\text{pool}}^* - 1)}{\sqrt{\frac{2\hat{\phi}_e^4}{\hat{\omega}_e^4}}} \quad (13)$$

$$t_b^* = T\sqrt{N}(\hat{\rho}_{\text{pool}}^* - 1) \sqrt{\frac{1}{NT^2} \text{tr}(Y_{-1} Q_{\hat{\lambda}_k} Y_{-1}') \frac{\hat{\omega}_e^2}{\hat{\phi}_e^4}} \quad (14)$$

onde $\hat{\rho}_{\text{pool}}^*$ é a estimativa não enviesada da Equação (12), $\hat{\omega}_e^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_{e_i}^2$ é a média transversal das variâncias de longo prazo estimadas e $\hat{\phi}_e^4 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_{e_i}^4$.

Sob a hipótese nula, Moon e Perron (2004) mostram que quando N e $T \rightarrow \infty$, com $N/T \rightarrow 0$ as estatísticas t_a^* e t_b^* têm distribuição normal padrão.

2.3 Construção das taxas de câmbio reais

O primeiro passo para se testar a validade da hipótese da Paridade do Poder de Compra consiste na construção das taxas de câmbio reais para as regiões metropolitanas brasileiras. Em seguida, investiga-se, através de testes descritos na metodologia, se as taxas de câmbio reais entre esses mercados metropolitanos contêm uma raiz unitária, assumindo como hipótese alternativa que elas convergem para um estado estacionário no longo prazo. Se a hipótese de raiz unitária for rejeitada, conclui-se que a hipótese da Paridade do Poder de Compra não é rejeitada pelos dados brasileiros. Logo, as taxas de câmbio reais das diversas regiões metropolitanas brasileiras tenderão a convergir ao longo do tempo e, conseqüentemente, esses mercados poderão ser caracterizados como integrados comercialmente.

Para a construção das taxas de câmbio reais utiliza-se o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (INPC) calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

(IBGE) para nove regiões metropolitanas brasileiras¹⁰: Belo Horizonte, Belém, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, São Paulo e Salvador.

A taxa de câmbio real para a região metropolitana i , definida com respeito a um numerário, é definida como:

$$Q_{it} = E_{it} \frac{P_{it}}{P_t^*} \quad (15)$$

onde E_{it} é a taxa de câmbio nominal da região metropolitana i referente ao numerário, P_{it} é o índice de preços para a região i e P_t^* é o índice de preços do numerário. Como todas as regiões estão inseridas no mesmo território nacional e compartilham a mesma unidade monetária, pode-se assumir que $E_{it} = 1$. Aplicando logaritmo na Equação (15), tem-se que

$$q_{it} = p_{it} - p_t^* \quad (16)$$

onde as letra minúsculas representam as variáveis da Equação (15) em logaritmo.

Para o presente estudo, escolheu-se não adotar nenhuma região metropolitana como numerária, já que diversos pesquisadores, entre os quais Mark, Cecchetti e Sonora (2002), afirmam que quaisquer movimentos do índice de preços de uma região numerária são absorvidos pelo efeito de tempo comum. Portanto, a dependência transversal entre as taxas de câmbio reais, causada pelos choques econômicos, será mantida pela tendência de tempo. Um outro motivo é a não exclusão de uma unidade de corte, ou seja, os testes poderão contar com uma maior quantidade de dados. Dessa forma, o numerário será dado pela média transversal do índice de preços.

Confirmando-se a convergência das taxas de câmbio reais, parte-se para o cálculo da velocidade de reversão ou tempo de meia vida, no qual é o tempo necessário que leva para desvios da PPP diminuir permanentemente pela metade em resposta a um choque unitário no nível da série. A informação da velocidade permite um diagnóstico mais completo da integração comercial, pois é importante saber não só que os mercados compartilham os choques econômicos, mas, também, o ritmo do repasse inflacionário. Ela é calculada através

¹⁰ A pesquisa do INPC começou em janeiro de 1979, mas somente a partir do período de outubro de 1980, o IBGE passou a estudar os preços para as nove regiões metropolitanas analisadas nesse trabalho.

de ajustes dos coeficientes de primeira ordem das regressões dos testes. A velocidade de reversão estimada é denotada por

$$H(\hat{\rho}) = \frac{\ln(0.5)}{\ln(\hat{\rho})} \quad (17)$$

onde $\hat{\rho}$ representa a estimativa do coeficiente de primeira ordem determinado por cada teste apresentado na metodologia para as taxas de câmbio reais q_{it} .

3. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

Os índices de preços INPC para as nove regiões metropolitanas utilizados para a construção das taxas de câmbio reais referem-se ao período mensal de Janeiro de 1985 a Dezembro de 2008 tomando como base Novembro de 1980.

O Gráfico 3.1 abaixo mostra as taxas de câmbio reais para as nove regiões metropolitanas destacando pela linha vertical o início do Plano Real em agosto de 1994.

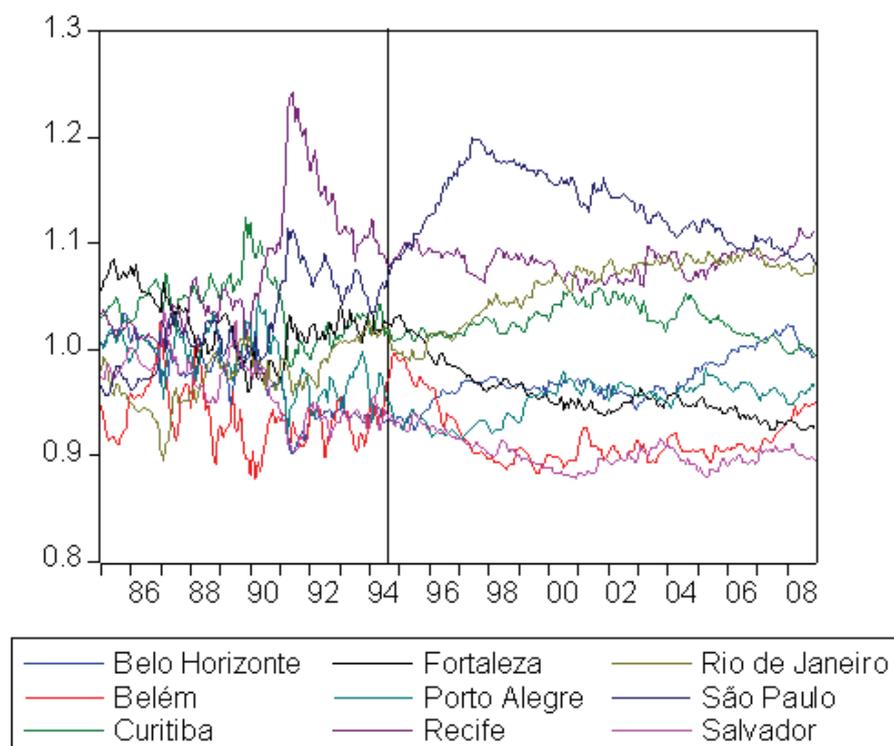


Gráfico 3.1 – Taxas de câmbio reais

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com o Gráfico acima verifica-se dois comportamentos distintos das taxas de câmbio reais entre o período pré-Plano Real (1985.1-1994.7) e o período pós-Plano Real (1994.8-2008.12). No primeiro período, que consiste no de alta inflação, observa-se que as taxas de câmbio reais apresentam uma volatilidade maior sem um padrão de trajetória em relação ao segundo período que corresponde ao de estabilização dos preços. Destacam-se o comportamento de duas regiões metropolitanas. Dentro do intervalo de 0,9 a 1,1, no primeiro período, Recife, e no segundo período, São Paulo, ficam bem acima deste intervalo.

A Tabela 3.1 abaixo mostra algumas estatísticas descritivas para a taxa de câmbio real de cada região metropolitana para o primeiro e o segundo períodos e para toda a amostra.

De acordo com a Tabela 3.1 observa-se que os desvios padrões das taxas de câmbio no período pré – Plano Real são maiores do que o período pós – Plano Real. No primeiro período, Recife apresenta um desvio padrão bem maior do que as outras regiões metropolitanas enquanto que no segundo isto ocorre para São Paulo.

Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas das taxas de câmbio reais

| Período Pré - Plano Real (1985.1-1994.7) | | | | | |
|-------------------------------------------|--------|---------|--------------|--------------|---------------|
| Região | Média | Mediana | Valor Máximo | Valor Mínimo | Desvio Padrão |
| Belo Horizonte | 0.9704 | 0.9747 | 1.0347 | 0.9015 | 0.0320 |
| Belém | 0.9358 | 0.9335 | 1.0278 | 0.8782 | 0.0273 |
| Curitiba | 1.0411 | 1.0431 | 1.1253 | 0.9842 | 0.0282 |
| Fortaleza | 1.0236 | 1.0224 | 1.0849 | 0.9599 | 0.0290 |
| Porto Alegre | 0.9889 | 0.9909 | 1.0486 | 0.9205 | 0.0263 |
| Recife | 1.0761 | 1.0529 | 1.2433 | 1.0021 | 0.0617 |
| Rio de Janeiro | 0.9764 | 0.9754 | 1.0276 | 0.8959 | 0.0274 |
| São Paulo | 1.0240 | 1.0223 | 1.1141 | 0.9564 | 0.0407 |
| Salvador | 0.9633 | 0.9675 | 1.0370 | 0.9045 | 0.0290 |
| Período Pós - Plano Real (1994.8-2008.12) | | | | | |
| Região | Média | Mediana | Valor Máximo | Valor Mínimo | Desvio Padrão |
| Belo Horizonte | 0.9713 | 0.9674 | 1.0230 | 0.9233 | 0.0222 |
| Belém | 0.9171 | 0.9069 | 0.9977 | 0.8830 | 0.0262 |
| Curitiba | 1.0256 | 1.0237 | 1.0581 | 0.9939 | 0.0157 |
| Fortaleza | 0.9587 | 0.9524 | 1.0334 | 0.9234 | 0.0258 |
| Porto Alegre | 0.9516 | 0.9574 | 0.9822 | 0.9151 | 0.0169 |
| Recife | 1.0826 | 1.0851 | 1.1154 | 1.0545 | 0.0127 |
| Rio de Janeiro | 1.0589 | 1.0712 | 1.0964 | 0.9890 | 0.0300 |
| São Paulo | 1.1317 | 1.1272 | 1.1992 | 1.0659 | 0.0331 |
| Salvador | 0.9027 | 0.9002 | 0.9410 | 0.8787 | 0.0144 |
| Período Total (1985.1-2008.12) | | | | | |
| Região | Média | Mediana | Valor Máximo | Valor Mínimo | Desvio Padrão |
| Belo Horizonte | 0.9710 | 0.9686 | 1.0347 | 0.9015 | 0.0265 |
| Belém | 0.9246 | 0.9172 | 1.0278 | 0.8782 | 0.0281 |
| Curitiba | 1.0318 | 1.0281 | 1.1253 | 0.9842 | 0.0229 |
| Fortaleza | 0.9846 | 0.9730 | 1.0849 | 0.9234 | 0.0418 |
| Porto Alegre | 0.9665 | 0.9629 | 1.0486 | 0.9151 | 0.0280 |
| Recife | 1.0800 | 1.0825 | 1.2433 | 1.0021 | 0.0402 |
| Rio de Janeiro | 1.0259 | 1.0219 | 1.0964 | 0.8959 | 0.0497 |
| São Paulo | 1.0887 | 1.0960 | 1.1992 | 0.9564 | 0.0641 |
| Salvador | 0.9269 | 0.9141 | 1.0370 | 0.8787 | 0.0366 |

Fonte: Elaboração Própria

O gráfico 3.2 apresenta a trajetória temporal dos desvios padrões transversais, no qual fornece informações a respeito da convergência entre as taxas de câmbio reais.



Gráfico 3.2 – Desvios padrões das taxas de câmbio reais

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com o Gráfico 3.2 o período pré-Plano Real apresenta um pico no desvio padrão transversal das taxas de câmbio reais em meados do ano de 1991 que logo é revertido no ano de 1993. A partir do início do Plano Real, com a estabilização dos preços, há uma tendência crescente no desvio padrão até 1998 onde passa-se a ter uma leve tendência decrescente até final de 2008 mais ainda assim apresentando um desvio padrão em torno de 0,075, no qual é bem maior do que a maior parte do período de alta inflação que apresenta desvios padrões abaixo de 0,06. Como no primeiro e no segundo período, respectivamente Recife e São Paulo apresentam desvios padrões bem maiores do que as outras regiões, apresenta-se no Gráfico 3.3 a trajetória do desvio padrão transversal excluindo-se Recife do período pré – Plano Real e São Paulo do período pós – Plano Real.

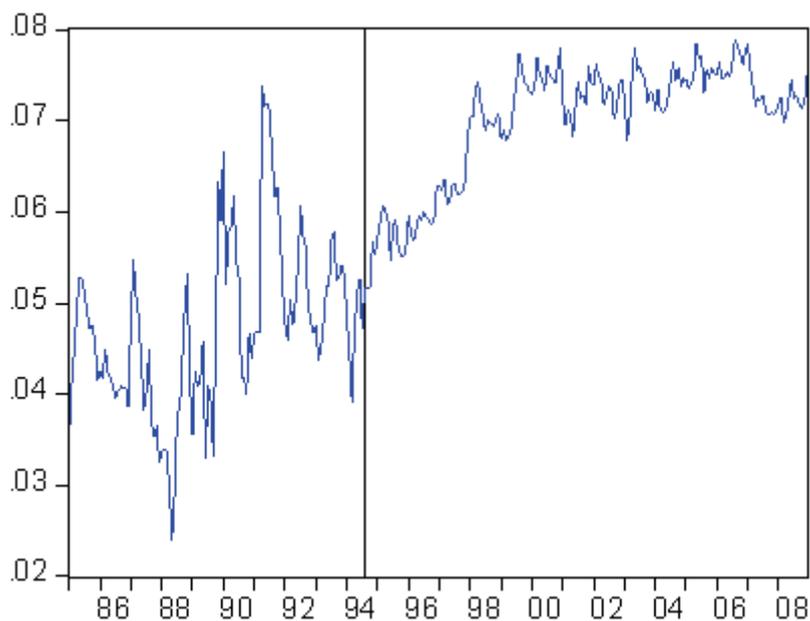


Gráfico 3.3 – Desvios padrões das taxas de câmbio reais da amostra reduzida
Fonte: Elaboração própria.

Analisando o Gráfico 3.3, os diferentes comportamentos do desvio padrão transversal entre os dois períodos fica mais claro. No período de alta inflação há grandes mudanças no desvio padrão sem uma tendência e apresentando certa estacionariedade em torno do valor 0,05, diferentemente do período de estabilização onde há uma tendência crescente no qual o desvio padrão transversal parte no início do Plano Real de um valor igual a 0,05 para um valor em Dezembro de 2008 igual a 0,075, indicando para este período indícios de divergência entre as taxas de câmbio reais.

4. RESULTADOS

Segundo Hoyos e Sarafidis (2006) num contexto de dados em painel, é comum a presença de dependência transversal, particularmente em análises intranacionais, devido a presença de choques comuns ou fatores comuns não observados presentes no erro, como por exemplo dependência espacial e a propensividade de indivíduos responderem a tais choques devido a normas sociais, efeitos de vizinhança, comportamento de rebanho e preferências genuinamente interdependentes. Dessa forma é necessário testar a presença de dependência transversal nos dados.

Pesaran (2004) desenvolve um teste de dependência transversal para modelos de dados em painel que pode ser aplicado para uma ampla variedade de contextos, incluindo modelos heterogêneos dinâmicos com possibilidades de múltiplas quebras, raiz unitária bem como painéis com modelagem de dependência espacial modelos. O teste é baseado sobre as médias dos coeficientes de correlação dos resíduos de Mínimos Quadrados Ordinários das regressões individuais e é válido sobre condições bastante gerais ainda quando T é pequeno e N grande. Pesaran (2004) mostra que através de simulações de Monte Carlo o teste apresenta boas propriedades de tamanho e poder em pequenas amostras (ainda quando $T = N = 5$).

Os resultados do teste de dependência transversal para cada período de análise são apresentados na Tabela 3.2 abaixo.

Tabela 3.2 – Teste para dependência transversal em painel

| Período | Estatística CD | P - Valor |
|------------------|------------------|-------------|
| 1985.1 – 1994.7 | -7.737 | 0.0000 |
| 1994.8 – 2008.12 | -6.847 | 0.0000 |
| 1985.1- 2008.12 | -11.582 | 0.0000 |

Fonte: Elaboração Própria

De acordo com a Tabela 3.2 pode-se verificar que a hipótese nula de ausência de dependência transversal é rejeitada para todos os períodos de análise. Conclui-se, portanto a necessidade de se testar a validade da hipótese da PPP através de testes de raiz unitária em painel que leve em consideração a dependência transversal.

A Tabela 3.3 abaixo apresenta os resultados¹¹ dos testes de raiz unitária em painel com dependência transversal de Moon e Perron (2004) e Pesaran (2007), aplicados às taxas de câmbio reais para os três períodos de análise, bem como os coeficientes de primeira ordem estimados e as velocidades de reversão ou tempos de meia vida.

¹¹ Para ambos os testes utilizam-se o critério de Schwarz. Os resultados das estatísticas t_a^* para o teste Moon e Perron e a estatística $CIPS^*$ para o teste Pesaran são consistentes com os resultados das estatísticas apresentadas na Tabela 3. Para o teste Moon e Perron utiliza-se apenas um fator comum pois a quantidade de cortes transversais é pequena, além disso, aplicou-se o teste para dois e três fatores comuns e os resultados foram muito próximos com os apresentados na Tabela 3.

Tabela 3.3 – Testes de raiz unitária em painel com dependência transversal

| Período | Moon e Perron | | | | Pesaran | | | |
|------------------|---------------|---------|--------------|--------------------|-------------|--------------------|--------------|--------------------|
| | t_b^* | P-valor | $\hat{\rho}$ | tempo de meia vida | <i>CIPS</i> | Valor crítico (5%) | $\hat{\rho}$ | tempo de meia vida |
| 1985.1 – 1994.7 | -2.519 | 0.0059 | 0.964 | 18.996 | -2.603 | -2.32 | 0.89 | 5.704 |
| 1994.8 – 2008.12 | -0.221 | 0.4129 | 0.98 | 33.762 | -1.575 | -2.32 | 0.968 | 19.507 |
| 1985.1- 2008.12 | -1.762 | 0.0392 | 0.976 | 28.867 | -2.255 | -2.32 | 0.955 | 15.066 |

Fonte: Elaboração Própria

Verifica-se pelos resultados da Tabela 3 que para o período pré – Plano Real (1985.1 – 1994.7) rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária para os dois testes indicando assim que para este período a hipótese da PPP é aceita. Já para o período pós – Plano Real (1994.8 – 2008.12) os dois testes não rejeitam a hipótese de presença de raiz unitária indicando assim que a hipótese da PPP é rejeitada.

O resultado da validação da PPP para o período pré – Plano Real é coerente com estudos empíricos de outras economias. Pois, em economias caracterizadas por altos processos inflacionários, a validade da PPP se verifica com maior frequência. O resultado da rejeição da PPP para o período pós – Plano Real está mais ligado a ganhos de produtividade do que fatores que explicam as taxas de convergência, tais como custos de transporte e monopólios comerciais. Vários estudos apontam para ganhos de produtividade em decorrência da estabilização dos preços e de reformas estruturais como as privatizações, regulamentação bancária e a política cambial, desta forma este resultado está de acordo com o efeito Balassa-Samuelson, o qual aponta para os diferenciais de produtividade dos bens comercializáveis e não-comercializáveis como explicação dos resultados da Paridade do Poder de Compra.

A não-verificação da Paridade do Poder de Compra entre as regiões metropolitanas brasileiras pode ainda ser atribuída ao fato do Brasil ser um país em desenvolvimento. Portanto, a forte ineficiência dos aparatos sócio-econômicos presentes na economia brasileira e a desarticulação dos atores econômicos podem ser considerados fatores determinantes para a inequalização dos preços entre os mercados metropolitanos.

Cheung e Lai (2000) corroboram as expectativas da presente análise referentes ao nível de desenvolvimento econômico de um país. Esses pesquisadores direcionam seu estudo

para o entendimento das diferenciações do patamar econômico das nações como explicação dos resultados da PPP e encontram evidências de que os grupos de países desenvolvidos tendem a suportar a PPP com mais frequência do que aqueles em desenvolvimento.

Para a amostra completa há uma inconsistência entre os resultados dos dois testes, enquanto que o teste Moon e Perron (2004) rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária a um nível de 5% de confiança, o teste Pesaran (2007) não rejeita a hipótese nula com o mesmo nível de confiança. Este resultado pode estar está ligada ao tipo de cada teste, enquanto que o teste Moon e Perron trabalha com a hipótese alternativa homogênea, Pesaran (2007) trabalha com uma hipótese alternativa heterogênea, além disso, o coeficiente de persistência estimado $\hat{\rho}$ para o teste Pesaran é determinado como a média dos coeficientes individuais, enquanto que para o teste Moon e Perron o coeficiente é determinado de acordo com a Equação (12). Esta diferença afeta o cálculo da velocidade de reversão ou tempo de meia vida, pois esta medida depende exclusivamente do coeficiente de persistência estimado (veja –se Equação (17)). Verifica-se pela Tabela 3.3 que o tempo de meia vida estimado pelo teste Moon e Perron é bem maior do que o estimado pelo teste Pesaran, porém a relação de grandeza entre os períodos é mantidas em ambos os testes, onde a maior meia vida é encontrada para o período pós – Plano Real, aproximadamente 34 meses para o teste Moon e Perron e 19 meses para o teste Pesaran.

5. CONCLUSÃO

O presente capítulo consiste em testar a hipótese da Paridade do Poder de Compra, a qual requer que, no longo prazo, os diferenciais inflacionários revertam qualquer distorção contida nos preços de uma determinada cesta de mercadorias. A partir dos dados do INPC, buscou identificar o processo de convergência dos preços entre nove regiões metropolitanas brasileiras. Para tanto utiliza-se como metodologia os testes de raiz unitária em painel com dependência transversal desenvolvidos em Moon e Perron (2004) e Pesaran (2007) após a identificação de dependência transversal nos dados pelo teste Pesaran (2004).

Os resultados mostram mudança de persistência após a implementação do Plano Real. Enquanto que no período de alta inflação a hipótese de Paridade do Poder de Compra PPP é satisfeita, no período de estabilização de preços a PPP não é satisfeita. Este resultado é fortalecido através da análise das estatísticas descritivas dos dados.

O resultado da validação da PPP para o período pré – Plano Real é coerente com estudos empíricos de outras economias. Pois, em economias caracterizadas por altos processos inflacionários, a validade da PPP se verifica com maior frequência. Enquanto que o resultado para o período pós – Plano Real pode estar ligado a ganhos de produtividade registrados a partir da estabilização dos preços e de reformas estruturais como as privatizações, regulamentação bancária e a política cambial. Dessa forma a não validade da PPP para este período está de acordo com o efeito Balassa-Samuelson, o qual aponta para os diferenciais de produtividade dos bens comercializáveis e não-comercializáveis como explicação dos resultados da Paridade do Poder de Compra.

BIBLIOGRAFIA

ABUAF, Niso; JORION, Philippe. **Purchasing Power Parity in the Long Run**. The Journal of Finance, v. 45, n. 1, 1990, p. 157-74.

ALBA, Joseph D.; DAVID, H. Papell. **Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from Panel Data Tests**. Journal of Development n. 83, 2007, p. 240-251.

AZALI, M.; HABIBULLAH, M. S.; BAHARUMSHAH, A. Z. **Does PPP Hold between Asian and Japanese Economies? Evidence Using Panel Unit Root and Panel Cointegration**. Japan and the World Economy 13, 2001, p.35-51.

AZZONI, Carlos R.; CARMO, Heron E. do; MENEZES, Tatiane. **Comparações da Paridade do Poder de Compra entre cidades: Aspectos Metodológicos e Aplicação ao Caso Brasileiro**. Pesquisa e Planejamento Econômico, v.33, n.1, 2003, p. 91-126.

CASSEL, Gustav. **Money and Foreign Exchange**. The Economic Journal, v. 32, n. 128, 1922, p. 506-513.

CHAUDHURI, Kausik; SHEEN, Jeffrey. **Purchasing Power Parity across States and Goods within Australia**. The Economic Record, v. 80, n.250, 2004, p.314-329.

CUMBY, Robert E. **Forecasting Exchange Rates and Relative Prices with the Hamburg Standard: Is What You Want what You Get with McParity?** NBER Working Paper 5675, 1996.

ENGEL, Charles; ROGERS, John H. **How Wide Is the Border?** The American Economic Review, v. 86, n. 5, 1996, p. 1112-1125.

FROOT, Kenneth A.; ROGOFF, Kenneth. **Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates**. NBER Working Paper n. 4952, 1994.

IM, Kyung So; PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol. **Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels**. Journal of Econometrics 115, 2003, p. 53-74..

KOUKOURITAKIS, Minoas. **Testing the Purchasing Power Parity: Evidence from the New EU Countries**. Working Papers 720, University of Crete, Departement of Economics, 2007.

LEVIN, Andrew; LIN, Chin-Fu; CHU, Chia-Shang J. **Unit Root Tests in Panel Data: asymptotic and finite-sample properties**. Journal of Econometrics 108, 2002, p. 1-24.

LOPEZ, Claude; DAVID H. Papell. **Convergence to Purchasing Power Parity at the Commencement to the Euro**. Review of Internacional Economics, n. 15(1), 2007, p 1-16.

LOTHIAN, James R. ; TAYLOR, Mark P. **Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries**. The Journal of Political Economy, v. 104, n. 3, 1996, p. 488-509.

MACDONALD, Ronald. **Panel Unit Root Tests and Real exchange Rates**. Economic Letters 50, 1996, p. 7-11.

MANKIW, N. Gregory. **Macroeconomia**. São Paulo: Livros Técnicos e Científicos, 2004.

MARÇAL, Emerson Fernandes; PEREIRA, Pedro L. Valls; SANTOS FILHO, Otaviano C. dos. **Paridade do Poder de Compra: Testando Dados Brasileiros**. RBE, v. 57, n.1, 2003, p.159-190.

MARK Nelson C.; CECCHETTI, Stephen G.; SONORA, Robert J. **Price Index Convergence among United States Cities**. International Economic Review, v. 43, n. 4, 2002, p. 1081-1099,.

NOGUEIRA, Fernando T. Pongelupe; AGUIAR, Danilo, R. D.; LIMA, João E. **Integração Espacial no Mercado Brasileiro de Café Arábica**. Nova Economia-Belo Horizonte, v. 15, n.2, 2005, p.91-112.

OH, Yujin; HAN, Kyusook. **Purchasing Power Parity in Korean City Panels with Disagregate Price Indices**. Department of Economics, University of Seoul, 2006.

PARSLEY, David C.; WEI, Shang-Jin. **Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations**. The Quarterly Journal of Economics, v. 111, n. 4, 1996, p.1211-1236.

PEDRONI, Peter. **Purchasing Power Parity in Cointegrated Panels**. The Review of Economics and Statistics, 727-731.

ROSSI, José W. **O Modelo de Determinação da Taxa de Câmbio: Testes para o Brasil**. IPEA: Texto para Discussão 393, 1990.

VASCONCELOS, Cláudio R. Fóffano. **O Efeito Balassa-Samuelson e a Paridade do Poder de Compra na Economia Brasileira**. Análise Econômica, Porto Alegre, v.22 n. 41, 2004, p.101-106.

APÊNDICE

O Teste para dependência transversal em painel

Considere o seguinte modelo na forma de dados em painel com efeito fixo

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'x_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad \text{e} \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{A1})$$

onde x_{it} é um vetor de regressores $k \times 1$, β é um vetor de parâmetros $k \times 1$ a ser estimado e α_i representa o efeito fixo individual. Sob a hipótese nula assume-se que u_{it} é independente e estatisticamente distribuído sobre o tempo e os cortes transversais. Sob a hipótese alternativa, u_{it} pode ser correlacionado entre os cortes transversais, mas a hipótese de ausência de correlação serial se mantém. Então a hipótese nula é

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{corr}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \quad \text{para} \quad i \neq j, \quad (\text{A2})$$

contra a hipótese alternativa

$$H_1 : \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0 \quad \text{para algum} \quad i \neq j, \quad (\text{A3})$$

onde ρ_{ij} é o coeficiente de correlação do distúrbio representado por:

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it} u_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T u_{it}^2\right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T u_{jt}^2\right)^{1/2}} \quad (\text{A4})$$

No contexto de estimações de regressões de equações aparentemente não relacionadas (SURE), Breusch e Pagan (1980) propõem uma estatística de multiplicador de Lagrange (LM), que é válido para N fixo quando $T \rightarrow \infty$ e é dado por

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (\text{A5})$$

onde $\hat{\rho}_{ij}$ é a estimativa amostral do coeficiente de correlação dos resíduos

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2\right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2\right)^{1/2}} \quad (\text{A6})$$

e \hat{u}_{it} é a estimativa de u_{it} em (A1). A estatística LM é assintoticamente distribuída como uma Qui-quadrada com $N(N-1)/2$ graus de liberdade sob a hipótese nula. Portanto, este teste exibe substanciais distorções no tamanho em casos onde N é grande e T é finito devido ao fato da estatística LM não ser corretamente centrada para T finito e o viés aumentar com N grande.

Pesaran (2004) propõe como alternativa a estatística CD (*Cross Section Dependence*),

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (\text{A7})$$

e mostra que sob a hipótese nula de ausência de dependência transversal $CD \xrightarrow{d} N(0,1)$ para $N \rightarrow \infty$ e T suficientemente grande.

Diferentemente da estatística LM , a estatística CD tem exatamente média zero para valores fixos de T e N , sob uma ampla variedade de modelos de dados em painel, incluindo modelos heterogêneos, modelos não estacionários e painéis dinâmicos.