



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ-UFC**  
**CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA-CAEN**  
**MESTRADO EM ECONOMIA**

**JOSE IRANILDO DA SILVA ARAUJO**

**DESEMPENHO DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA COM MUDANÇA NO**  
**NÍVEL DE DEPENDÊNCIA CROSS-SECTION**

**FORTALEZA**

**2013**

**JOSE IRANILDO DA SILVA ARAUJO**

**DESEMPENHO DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA COM MUDANÇA NO  
NÍVEL DE DEPENDÊNCIA CROSS-SECTION**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia-Mestrado Acadêmico- da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Fabricio Carneiro Linhares

**FORTALEZA**

**2012**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca de Ciências Humanas

- 
- A689d Araujo, Jose Iranildo da Silva.  
Desempenho dos testes de raiz unitária com mudança no nível de dependência Cross-Section / José Iranildo da Silva Araújo. – 2013.  
42 f. : il. color., enc. ; 30 cm.
- Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Coordenação de Pós-Graduação em Economia - CAEN, Departamento de Economia Aplicada, Mestrado Acadêmico em Economia, Fortaleza, 2013.  
Área de Concentração: Econometria empírica  
Orientação: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares

1. Econometria. 2. Dependência Cross-Sectional. 3. Monte Carlo I. Título.

**JOSE IRANILDO DA SILVA ARAUJO**

**DESEMPENHO DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA COM MUDANÇA NO  
NÍVEL DE DEPENDÊNCIA CROSS-SECTION**

Dissertação submetida à Coordenação do  
Curso de Pós-Graduação em Economia-  
Mestrado Acadêmico- da Universidade  
Federal do Ceará, como requisito parcial  
para a obtenção do grau de Mestre em  
Economia.

Orientador: Prof. PhD. Fabricio Carneiro  
Linhares

Aprovada em: \_\_\_\_\_ / \_\_\_\_\_ / \_\_\_\_\_

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Fabricio Carneiro Linhares  
Orientador

---

Prof. Pós-Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar  
Membro da banca examinadora

---

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira  
Membro da banca examinadora

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a Deus por ter me dotado de perseverança e disciplina para concluir essa importante etapa na minha vida.

Toda minha família, em especial minha mãe, pelo apoio e incentivo para superar as dificuldades inerentes a essa conquista.

Minha namorada Aline que no ultimo ano acompanhou todas as angustias e alegrias na elaboração desse trabalho.

Ao meu novo orientador, Prof. Dr. Fabricio Carneiro Linhares, que sempre buscou o melhor para minha formação e confiou a mim esse importante trabalho que se traduziu nessa dissertação.

Aos professores do CAEN que, muito mais que conhecimento, nos ensinaram as dificuldades da vida acadêmica e nos prepararam para supera-las, em especial ao Prof. Flávio Ataliba que foi o responsável por me apresentar esse fantástico mundo do ensino e ao Prof. Pós-Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar que sempre foi uma inspiração para mim.

Aos importantes amigos Abel Brasil, Arley Rodrigues, Carla Cintia, Denise Xavier, Francisca Lívia, Francisco Antonio, Lívia Rabelo, Luís Carlos, Maurício Cabrera, Rafael Kloeckner e Uyara de Salles que passaram os últimos dois anos juntos, dividindo todas as dificuldades e superando-as.

E aos amigos que de forma direta ou indireta muito contribuíram para minha formação- Gama Filho, Carlos Rafael, Felipe Sousa, Valdemar Neto, Rafaela e Danielly Vieira.

## RESUMO

Teste de raiz unitária tem sido muito importante no sentido de validar ou rejeitar as hipóteses dos modelos econômicos. Devido essa importância, diversos autores têm criado diferentes versões desse teste, a fim de gerar estatísticas que sejam mais precisas em identificar a presença de raiz unitária. Usando dados em painel, alguns autores conseguiram aumentar o poder dessas estatísticas. No entanto, o uso de dados em painel trás a possibilidade de dependência cross-section nos dados, fato esse inicialmente tratado pela hipótese de independência cross-section. Somente nos testes chamados de segunda geração é que se trata dependência cross-section. Entretanto, não há na literatura nenhum teste que permita mudanças nesse nível de dependência ao longo do tempo. Com isso, esse trabalho pretende avaliar, por meio de um experimento de Monte Carlo, as propriedades de pequenas amostras de algumas estatísticas usadas para identificar a presença de raiz unitária. Percebe-se que o tamanho dessas estatísticas sofre uma grande distorção para as situações de mudança no nível de dependência cross-section.

**Palavras-Chave:** Raiz Unitária. Dependência Cross-Sectional. Monte Carlo.

## ABSTRACT

Unit root tests have been widely used to validate or reject economic model's hypotheses. Because of this, many authors have created different versions of this kind of test in order to generate statistics which are more precise in identifying the presence of a unit root. Some authors have increased the power of these statistics using panel data. However, the use of panel data brings the possibility of dependence between cross-sections, this has been initially handled by the independence between cross-sections hypothesis. Only the second generation tests consider dependence between cross-sections. Nevertheless, in the literature there is no test which allows changes in the dependence between cross-sections over time. Thus, this paper uses Monte Carlo experiments to analyze the small sample properties of some statistics used to identify the presence of a unit root. It is noticed that the size of these statistics has a large distortion when the level of dependence between cross-sections changes.

**Keywords:** Unit Root. Cross-Sectional Dependence. Monte Carlo.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

|  |    |
|--|----|
| Figura 1- Expoente de Dependência Cross-Section para o Painel da PPP- sob a Hipótese Alternativa. ....   | 15 |
| Figura 2- Expoente de Dependência Cross-Section para o Painel de UIP- sob a Hipótese Alternativa .....   | 16 |
| Figura 3- Expoente de Dependência Cross-Section para o Painel de RIP- sob a Hipótese Nula .....          | 17 |
| Figura 4- Expoente de Dependência Cross-Section para o Painel de Convergência- sob a Hipótese Nula ..... | 17 |



## LISTA DE TABELAS

|  |    |
|--|----|
| Tabela 1- Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel sem Mudança no Nível de Dependência e com Dependência Cross-Section Baixa .....  | 22 |
| Tabela 2- Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel sem Mudança no Nível de Dependência e com Dependência Cross-Section Forte .....  | 22 |
| Tabela 3.a- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 1. Painel com Mudança de Dependência em $tb=0.25T$ .....                                   | 26 |
| Tabela 3.b- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 2. Painel com Mudança de Dependência em $tb=0.25T$ .....                                   | 27 |
| Tabela 4- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel com Mudança de Dependência dada pelo Quadro 2 .....   | 29 |
| Tabela A.1 - Simulação do Expoente de Dependência Cross-Section. Processo Gerador de Dados sob a Alternativa e sem Correlação Serial. Resíduos Estimados sob a Alternativa .....   | 35 |
| Tabela A.2 - Simulação do Expoente de Dependência Cross-Section. Processo Gerador de Dados sob a Nula e com Correlação Serial Positiva. Resíduos Estimados sob a Alternativa ..... | 35 |
| Tabela B.1- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 1. Painel com Mudança de Dependência em $tb=0.5T$ .....                                    | 36 |
| Tabela B.2- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 2. Painel com Mudança de Dependência em $tb=0.5T$ .....                                    | 37 |
| Tabela B.3- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 1. Painel com Mudança de Dependência em $tb=0.75T$ .....                                   | 38 |
| Tabela B.4- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 2. Painel com Mudança de Dependência em $tb=0.75T$ .....                                   | 39 |
| Tabela B.5 - Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel com Mudança de Dependência dada pelo Quadro 1 .....  | 40 |
| Tabela B.6 - Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel com Mudança de Dependência dada pelo Quadro 3 .....  | 41 |
| Tabela B.7 - Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel com Mudança de Dependência dada pelo Quadro 4 .....  | 42 |

## SUMÁRIO

|   |           |
|---|-----------|
| <b>INTRODUÇÃO .....</b>   | <b>9</b>  |
| <b>DEPENDÊNCIA CROSS-SECTION NAS APLICAÇÕES EMPÍRICAS .....</b> | <b>11</b> |
| <b>DESEMPENHO DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....</b>              | <b>18</b> |
| <b>CONCLUSÕES.....</b>  | <b>30</b> |
| <b>REFERÊNCIAS .....</b>  | <b>31</b> |

## 1 INTRODUÇÃO

Teste para a presença de raiz unitária em painel<sup>1</sup> tem sido usado em diversos casos para validar, ou rejeitar, as hipóteses levantadas nos modelos econômicos. Alguns dos usos mais comuns estão associados em testar a validade da PPP (*Purchasing Power Parity*), que consiste no equilíbrio do nível de preço real das economias ao longo do tempo [veja, Hakkio (1984); Abuaf and Jorion (1991); Wu (1996); O'Connell (1998) e Papell and Theodoridis (2001)], testar a hipótese de convergência das taxas de crescimento da renda entre os países [veja, Bernard e Durlauf (1995); Camarero et al. (2002) e Pesaran (2007b)], testar a hipótese da UIP (*Uncovered Interest Parity*) que implica no equilíbrio nos mercados financeiros<sup>2</sup> e testar a hipótese de RIP (*Real Interest Parity*) de forma a testar a integração dos mercados [veja, Wu and Chen (1998); Holmes (2002); Baharumshah et al (2005) and Camarero et al (2009)].

Em geral, os testes de raiz unitária em painel faziam uso da hipótese de independência cross-section<sup>3</sup>, ou seja, choques em alguma unidade transversal do painel não afetavam as demais, fazendo com que a correlação cross-section seja por hipótese igual a zero, são exemplos desse caso os testes desenvolvidos por Levin and Lin (1992,1993), Quah (1994), Choi (2001), Levin, Lin and Chu(2002) e Im, Pesaran and Shin (2003).

Porém, apesar desses testes aumentarem o poder dos testes de raiz unitária, problema que motivou o uso de dados em painel, ainda havia uma seria restrição ao seu uso, devido a hipótese de independência cross-section. Isso motivou o surgimento de novos testes, os chamados testes da segunda geração que levam em consideração a interação entre os choques nas unidades cross-section do painel, casos dos testes desenvolvidos em Choi (2002), Bai and Ng (2002,2004), Phillips and Sul (2003), Moon and Perron (2004), Chang (2004) e Pesaran (2007a, 2009)<sup>4</sup>.

---

<sup>1</sup> Que alguns autores propuseram devido o baixo poder, em pequenas amostras, associado com os testes de raiz unitária utilizados em séries temporais.

<sup>2</sup> Como destacado em Engel (1996), a hipótese da UIP pode ser aceita desde que haja um equilíbrio entre o desvio esperado da paridade da taxa real de juros e o desvio ex ante da PPP, logo, aceitar a hipótese da UIP não implica, necessariamente, equilíbrio no mercado financeiro.

<sup>3</sup> Observe que ao tratar de dados em painel, há a possibilidade de os erros serem correlacionados entre as unidades transversais do painel.

<sup>4</sup> Para uma revisão da literatura veja Barbieri (2006) e Breitung e Pesaran (2005).

O surgimento da segunda geração representou um avanço para os testes de raiz unitária, visto que, em maior parte dos painéis a dependência cross-section está presente, como destacado em Backus and Kehoe (1992). Logo, uma extensão natural é adicionar a possibilidade de mudança no nível de dependência ao longo do tempo, ou seja, que a correlação entre as unidades transversais do painel possa mudar ao longo do tempo. Entre os fatos que justificariam uma mudança no nível de dependência estão os acordos comerciais e políticos ou crises, que podem alterar o nível de dependência de forma parcial, e a globalização, em destaque seus aspectos financeiros e de informações, fator esse que pode alterar o nível de dependência de forma permanente. Nesse sentido, cabe avaliar se os testes de raiz unitária propostos, até então, não alteram seu desempenho em investigar a presença de raiz unitária no contexto de mudança no nível de dependência.

Da mesma forma que em Giulietti, Otero and Smith (2008), que testa o desempenho do teste IPS de raiz unitária em um painel com três dimensões, e Baltagi and Pirotte (2010) que testa o desempenho do estimador de um modelo de componente de erro quando o erro, na verdade, é correlacionados espacialmente, o presente trabalho fará uso de um experimento de Monte Carlo para avaliar o desempenho em pequenas amostras dos testes de raiz unitária padrões em painel quando há mudança no nível de dependência cross-section.

Assim, esse trabalho pretende avaliar o desempenho dos testes de raiz unitária no contexto de mudança no nível de dependência fazendo uso do modelo de fator comum, limitando-se ao caso mais simples de um único fator comum afetando as unidades transversais do painel. Para tanto, esse trabalho contém além da introdução mais três seções. A seção 2 trata de aplicar, em painéis reais, uma medida do nível de dependência cross-section e avaliar se há, de fato, evidências de mudanças na dependência. Na seção 3, será avaliado o poder e o tamanho de diferentes testes de raiz unitária sob a luz de mudanças no nível de dependência entre as unidades cross-section do painel. A seção 4 é destinada para as conclusões do trabalho.

## 2 DEPENDÊNCIA CROSS-SECTION NAS APLICAÇÕES EMPÍRICAS

Partindo da premissa que as variáveis estejam sujeitos a mudanças na dependência cross-section, ainda é necessário saber como se dá essa mudança ao longo do tempo e, além disso, saber se os dados reais possuem evidências de mudança no nível de dependência cross-section.

Como indicado em Bailey, Kapetanios and Pesaran (2012), o grau de dependência do cross-section depende crucialmente da natureza dos fatores estruturais dentro do Modelo de Fator Comum<sup>5</sup>. Assim, fazendo uso desse modelo para modelar as mudanças no nível de dependência cross-section, essas mudanças serão dadas por mudanças nos fatores estruturais. Logo, o modelo que será considerado para mudanças no nível de dependência cross-section será:

$$y_{it} = \delta_i + \beta_i y_{it-1} + u_{it} \quad (1)$$

$$u_{it} = \gamma_{i1} f_t + \gamma_{i2} f_t + \dots + \gamma_{iB} f_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Onde  $f_t$  representa o choque comum não observado e  $\varepsilon_{it}$  representa o choque idiossincrático. Tem-se ainda que o fator estrutural será dado por:

$$\gamma_{ib} = \begin{cases} iid, & tb_{b-1} \leq t \leq tb_b \\ 0, & tb_b < t \leq tb_{b+1} \end{cases} \quad (3)$$

Em que,  $b = 1, 2, \dots, B$  com  $\gamma_{ib} \neq \gamma_{id}$  e  $tb_b$  representa a  $b$ -ésima mudança no nível de dependência cross-section ao longo do tempo. Dessa forma, por exemplo, seguindo os quadros de fatores estruturais em Pesaran (2007a), o nível de dependência pode passar de baixa para alta a partir de  $tb$ . Note ainda que caso  $\gamma_{i1}$  seja o fator estrutural com  $tb_0 = 1$  e  $tb_1 = T$  estaremos no modelo sem mudanças no nível de dependência. Assim, essa forma de modelar é genérica o bastante para representar tanto situações padrões em que não há mudança como o caso em que há uma, ou mais, mudanças no nível de dependência ao longo do tempo.

Observe que outra forma de mudar o nível de dependência entre as unidades cross-section poderia se dar por mudanças no fator comum mantendo a estrutura de

---

<sup>5</sup> Uma vantagem em fazer uso desse modelo está associada com a possibilidade de permite, além dos choques comuns, a possibilidade de choques idiossincráticos. Ou seja, há um fator que afeta todas as unidades transversais do painel, permitindo que haja correlação entre as unidades, além de um choque que afeta apenas a unidade cross-section sem afetar as demais.

fator estrutural inalterada<sup>6</sup>. Assim, um aumento desse fator comum proporcionaria um aumento da correlação cross-section. Usando como exemplo o citado em Bai and Ng (2004), o painel de produto real tem como fator comum uma tendência global, essa tendência poderia está associada à tecnologia, assim, um choque na tecnologia poderia acarretar em uma elevação nessa tendência comum, aumentando o nível de dependência entre os países, visto que, o fator comum aumentaria sua importância frente aos fatores idiossincráticos.

Mas, desde que, são os fatores estruturais os responsáveis por ligar as unidades cross-section à estrutura de fator comum, optou-se por mudanças no fator estrutural como as responsáveis pelas mudanças no nível de dependência.

Entretanto, antes de avaliar os testes de raiz unitária sob esse novo cenário, ainda é necessário saber se, de fato, os dados existentes estão sujeitos a essas mudanças, caso contrário, estar-se-ia avaliando o desempenho em um cenário que não ocorre com os dados empíricos. Para tanto, devemos encontrar uma forma de medir essa dependência. Uma forma de medir o nível de dependência cross-section foi formulada por Bailey, Kapetanios and Pesaran (2012), que propõem o expoente de dependência cross-section, sugerindo que o nível de dependência cross-section dada pelo modelo de fatores comum pode ser rigoroso demais e estabelecem uma nova estrutura de dependência, onde nem todas as unidades transversais dependem do fator comum. Adotando o seguinte modelo para as variáveis do painel<sup>7</sup>:

$$x_{it} = a_i + \gamma_i f_t + u_{it} \quad (4)$$

E fazendo uso da suposição que há apenas um fator comum e que os fatores estruturais seja dada por:

$$\gamma_i = v_i, \text{ para } i = 1, 2, \dots, [N^\alpha] \quad (5.a)$$

$$\gamma_i = 0, \text{ para } i = [N^\alpha] + 1, [N^\alpha] + 2, \dots, N \quad (5.b)$$

Onde  $[N^\alpha]$  é a parte inteira de  $N^\alpha$  e  $v_i \sim iid(\mu_v, \sigma_v^2)$ . Dessa forma, apenas as  $[N^\alpha]$  primeiras unidades cross-section seriam dependente do fator comum, estabelecem o

---

<sup>6</sup> Ou ainda, mudanças tanto na estrutura de fatores estruturais como na de fator comum.

<sup>7</sup> O modelo está limitado ao caso de fator único, embora, o expoente de dependência cross-section seja provado para o caso de mais fatores.

expoente de dependência, dado por  $\alpha^8$ . Bailey, Kapetanios and Pesaran (2012) mostram que, baseado na variância da média cross-section,  $\alpha$  pode ser estimado por<sup>9</sup>:

$$\alpha = 1 + \frac{1}{2} \frac{\ln(\hat{\sigma}_x^2)}{\ln(N)} - \frac{\ln(\hat{\mu}_v^2)}{2\ln(N)} - \frac{\hat{c}_N}{2[N\ln(N)]\hat{\sigma}_x^2} \quad (6)$$

Em que,  $\hat{\sigma}_x^2$  é a variância da média cross-section estimada,  $\hat{\mu}_v^2$  é a média dos fatores estruturais estimado e  $\hat{c}_N$  é a estimativa de  $\frac{\tau'_n \Sigma_u \tau_n}{N}$ , em que,  $\tau_n$  é um vetor  $N \times 1$  de um e  $\Sigma_u = E(u_t u_t')$  em que  $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$ .

Assim, o referido expoente de dependência descrito acima será aplicado em alguns painéis utilizados na literatura empírica, de forma a avaliar se há evidências de mudanças no nível de dependência para os dados reais. Os painéis a serem considerados nesse trabalho são os da PPP, da UIP, da RIP e da Convergência de Renda Per Capita.

Para a construção do Painel da PPP utilizou-se o proposto em Chortareas (2009), onde a taxa de câmbio real  $q$  é dada por:

$$q_{it} = s_{it} + p_{jt} - p_{it} \quad (7)$$

Onde  $s_{it}$  é a taxa de câmbio nominal no país  $i$  expressa em termos da moeda do país  $j$ ,  $p_{jt}$  é o nível de preço do país  $j$  e  $p_{it}$  o nível de preço no país  $i$ . Todas as variáveis em logaritmo Neperiano.

Uma versão de painel para testar a hipótese da Uncovered Interest Parity (UIP) será considerada. Usando o Diferencial Descoberto de Juros (DDJ) utilizado em Silva et al (2009) e adaptando para painel, temos que:

$$DDJ_{it} = i_{it} - i_t^* - E_t s_{it+1} - s_{it} \quad (8)$$

Em que  $i_{it}$  é a taxa juros nominal no país  $i$ ,  $i_t^*$  é a taxa de juros nominal internacional,  $E_t s_{it+1}$  é a taxa de câmbio a vista esperado do país  $i$  um período à frente e  $s_{it}$  é a taxa de câmbio a vista do país  $i$ . Todas as variáveis tomadas em logaritmo Neperiano. Foi assumido para esse painel que  $E_t s_{it+1} = s_{it+1}$ .

<sup>8</sup> Note que  $\alpha$  não representa o número de unidades que são afetadas pelo fator comum. O número de unidades transversais afetadas pelo choque comum é função de  $N$  e  $\alpha$ .

<sup>9</sup> Em seu trabalho, três formas de estimar o expoente de dependência Cross-Section são propostas. Será utilizada nesse trabalho a forma que além de corrigir o viés de estimação, mostrou-se ter as melhores propriedades de desempenho, baseado em um experimento de Monte Carlo.

Para a construção do painel da RIP foi tomado o Diferencial de Juros Reais definido em Frankel (1992), em que:

$$r_t - r_t^* = (i_t - \Delta p_t^e) - (i_t^* - \Delta p_t^{e*}) \quad (9)$$

Onde  $r_t$  é os juros reais,  $r_t^*$  os juros reais estrangeiro,  $\Delta p_t^e$  é a inflação esperada e  $\Delta p_t^{e*}$  é a inflação esperada estrangeira. Assim, para nosso painel, o diferencial de juros reais será dado por:

$$DJR_{it} = r_{it} - r_t^* = (i_{it} - \pi_{it}) - (i_t^* - \pi_t^*) \quad (10)$$

Em que a inflação esperada em  $t$  foi tomada como igual à inflação em  $t$ .

Para os três painéis acima o país de referência foi os EUA. Os dados foram extraídos de Cesa-Bianchi et al. (2012). Para a PPP temos 32 países com dados trimestrais desde 1979Q2 até 2011Q2. Para a UIP a amostra consiste em 31 países desde 1979Q1 até 2011Q1 em que a taxa de juros utilizada será a de curto prazo. E para o painel da RIP há 31 países com os dados partindo de 1979Q2 até 2011Q2.

Já para o Painel de Convergência se utilizou o *gap* do produto *per capita*, tomando os EUA como o país de referência. Dessa forma, o painel para testar a hipótese de convergência é dado por:

$$g_{it} = y_{it} - \bar{y}_t \quad (11)$$

Onde  $y_{it}$  é o produto *per capita* do país  $i$  e  $\bar{y}_t$  é o produto per capita dos EUA. Todas as variáveis estão em logaritmo Neperiano. Essa versão de painel consiste na mesma utilizada por Pesaran (2007b), porém, escolhendo um país como benchmark. A base de dados utilizada foi a *Penn World Table*<sup>10</sup> e consiste de um painel com 52 países desde 1951 até 2010 em dados anuais.

Contudo, como a estrutura adotada para as variáveis em Bailey, Kapetanios and Pesaran (2012) é dada pela equação (4), onde as variáveis são tomadas apenas como função de uma constante, dos fatores comuns e dos choques idiossincráticos, ambos assumidos para serem estacionários, então, a presença de uma raiz unitária no painel poderia levar a estimativas erradas do expoente de dependência cross-section. Dessa forma, a estimação dos coeficientes não se dará diretamente sobre os painéis e sim sobre os resíduos da regressão:

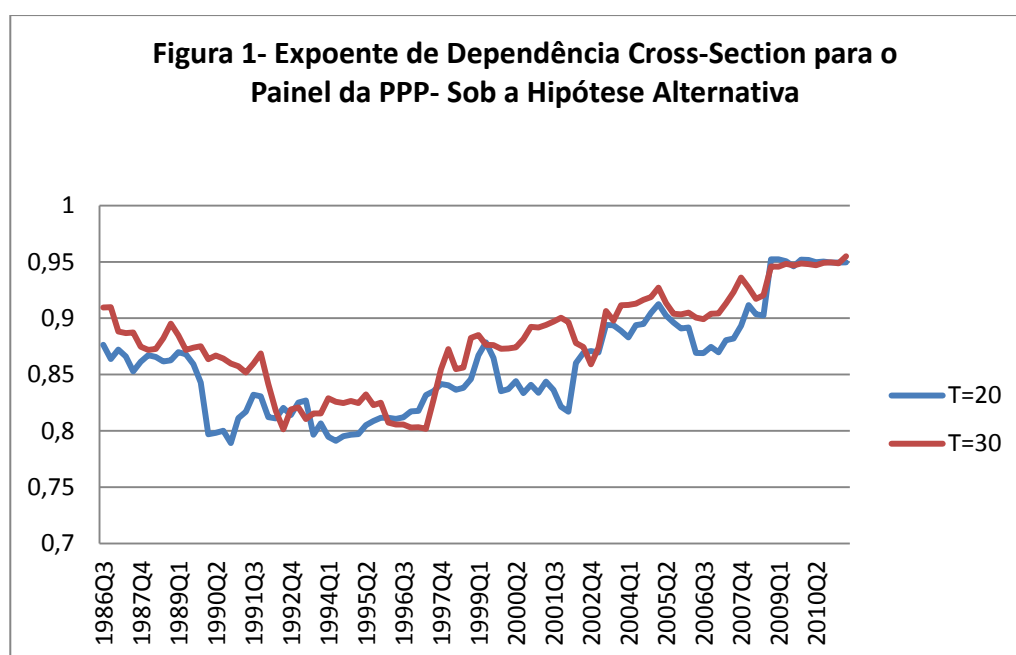
---

<sup>10</sup> Banco de dados construído por Summer and Heston (1991)



$$w_{it} = \zeta_i + \psi_i w_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (12)$$

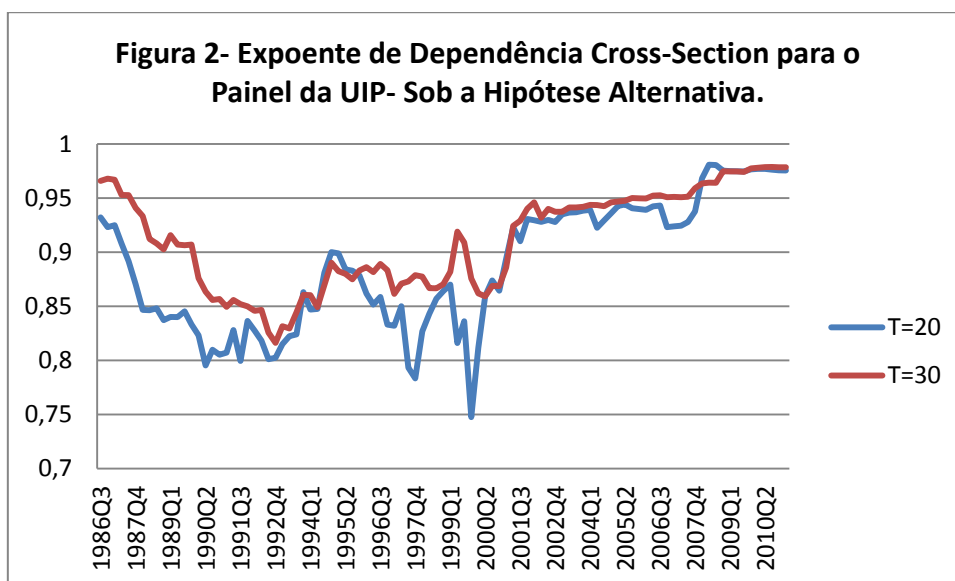
Onde  $\psi_i$  pode ser estimado sob a hipótese de raiz unitária,  $H_0: \psi_i = 1$ , ou sob a alternativa,  $H_1: \psi_i \neq 1$ . Os resíduos foram padronizados para que não estejam sujeitos a medidas de escala. Foram feitas estimativas recursivas dos painéis descritos acima com bases em amostras de  $T = 20, 30$ . Esse tamanho amostral baixo foi escolhido para que se tenham muitas estimativas do expoente de dependência e algum comportamento ao longo do tempo seja revelado. Os resultados seguem logo abaixo:



Fonte: Elaborada pelos autores

A Figura 1 traz as estimativas do coeficiente de dependência cross-section para o painel da PPP da equação (7) com os resíduos estimados sob a hipótese alternativa<sup>11</sup>. Observa-se que as estimativas indicam um período de queda do expoente, até 1997Q3, acompanhado de um período de subida, estabilizando-se nos anos mais recentes em um patamar de alta dependência cross-section. Para a Figura 2, com estimativas para a UIP sob a hipótese alternativa, temos um período de queda, acompanhado por dois períodos de subida, o primeiro se estabilizando a partir de 1994Q4 até 2000Q4, depois disso, o expoente volta a crescer e se estabelecer próximo de 0,95.

<sup>11</sup> Comportamento semelhante se verificou quando os resíduos foram estimados sob a hipótese alternativa de raiz unitária.



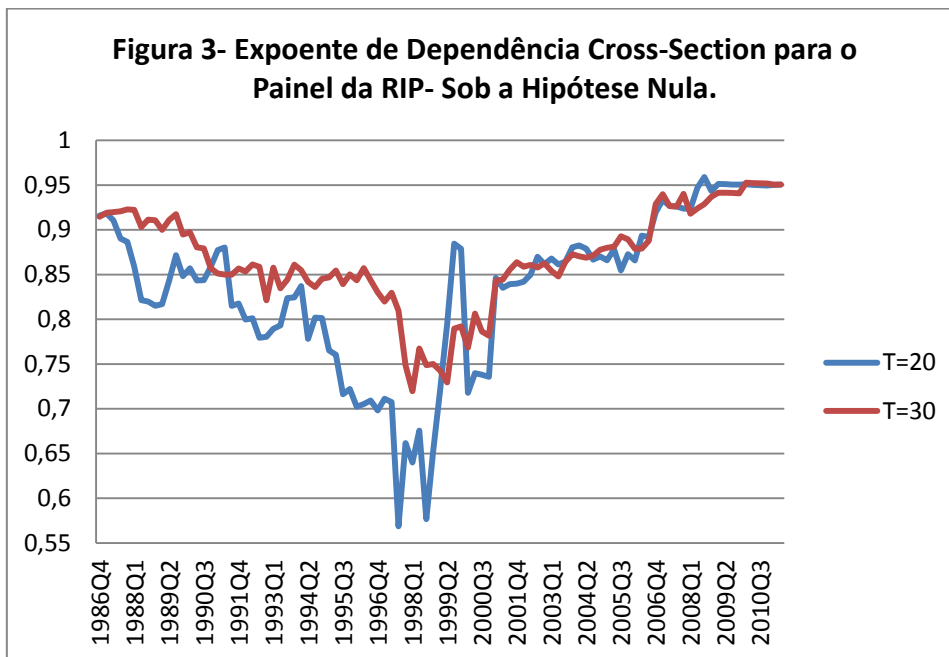
Fonte: Elaborada pelos autores

A Figura 3, expoente para a RIP sob a hipótese nula, possui dois momentos muito distintos, na primeira metade da amostra o expoente apresenta uma tendência de queda e a partir da segunda metade a tendência se altera e passa a subir até o final da amostra. Com relação às três figuras anteriores, se destaca o fato de todas elas possuírem o mesmo formato de U, onde elas decrescem em um primeiro momento e passam a subir em um momento futuro, isso pode acontecer devido o fato que todas possuem variáveis semelhantes. Veja que enquanto na equação da PPP temos a taxa de câmbio nominal, na equação para DDJ temos a mesma variável. Já a equação para RIP é construída com variáveis que estão presentes tanto na PPP quanto na DDJ. Logo, o comportamento de uma variável pode estar influenciando o comportamento geral acarretando um padrão entre os casos acima.

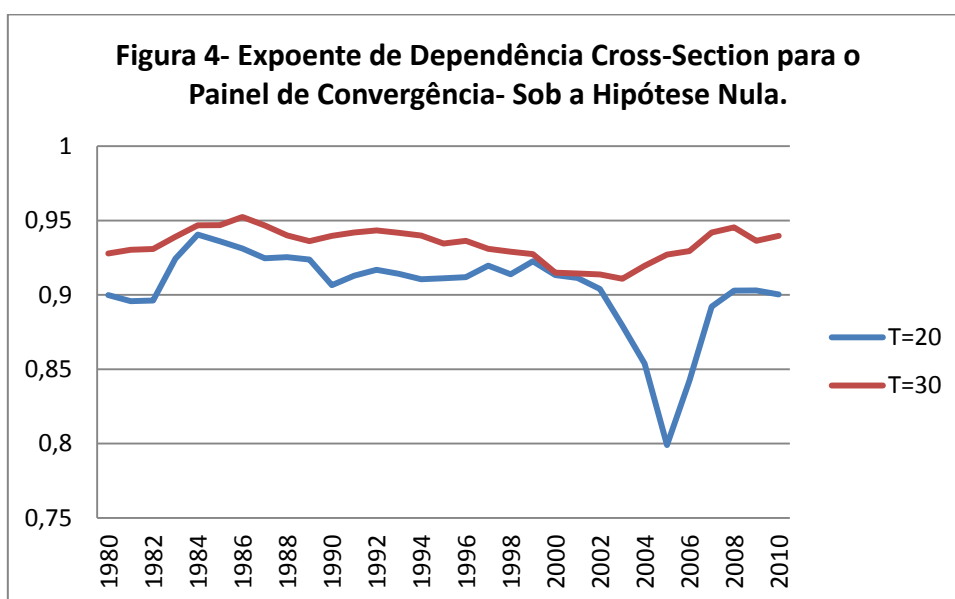
Já para a Figura 4, que fornece estimativas do expoente para o painel de Convergência de Renda sob a hipótese nula, nota-se que o coeficiente permanece constante ao longo do tempo e decai no final da amostra, a partir de 2002, voltando rapidamente ao nível anterior a partir de 2008. Logo, as evidências sugerem haver mudança no nível de dependência cross-section, justificando a necessidade de testar o desempenho dos testes de raiz unitária para esse novo cenário.

Cabe ainda realçar que para todos os casos analisados, a variabilidade das estimativas para o caso em que  $T$  possui vinte unidades amostrais é maior que para o

outro caso, ou seja, a variância das estimativas do expoente de dependência quando feitas com vinte unidades amostrais é maior que para o caso em que a amostra é igual a trinta unidades no tempo. Isso porque, como aquele caso contém informações de mais curto prazo, só levando em consideração vinte unidades, as oscilações provocadas em determinada data, tais como crises ou até mesmo erros de medida, afetam mais as estimativas do coeficiente de dependência cross-section com poucas amostras.



Fonte: Elaborada pelos autores



Fonte: Elaborada pelos autores

### 3 DESEMPENHO DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Como destacado por Jang and Shin (2005), as formas de modelar a dependência nos testes de raiz unitária em caso de modelo de fatores passam por *de-factoring*<sup>12</sup> ou combinando os resultados individuais das unidades cross-section do Painel, seja por *averaging* ou *pooling*. Entre os diversos testes propostos estão o *Cross-Sectionally Augmented ADF* (CADF) em Pesaran (2007a) e o teste *Pooled* em Moon & Perron (2004). Enquanto esse usa *de-factoring* o CIPS de Pesaran (2007a) usa a média das estatísticas-t das regressões CADF das unidades cross-section do painel.

Ambos os testes de raiz unitária acima serão utilizados para avaliar o desempenho em pequenas amostras em situações de mudanças no nível de dependência cross-section, via mudanças nos fatores estruturais. O primeiro consiste no proposto em Pesaran (2007a), que usa a média cross-section das estatísticas-t das regressões CADF, dado por:

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (13)$$

Onde  $t_i(N, T)$  é a estatística-t, do  $i$ -ésimo cross-section, do coeficiente de  $y_{it-1}$  na regressão CADF, dada por:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (14)$$

O *CIPS*, embora não seja afetado pela presença de dependência cross-section, não converge para uma distribuição padrão e seus valores críticos foram simulados por meio de um experimento de Monte Carlo e estão tabulados em Pesaran (2007a).

O outro teste a ser utilizado será o proposto em Moon and Perron (2004) que se baseia em *de-factoring* os dados do painel e estimar o *Pooled* sobre os dados *de-factored*. Fazendo uso do painel, dado por:

$$Y = \tau_t a' + Y^0 \quad (15.1)$$

$$Y^0 = \rho Y_{-1} + f \gamma' + u \quad (15.2)$$

Onde,  $Y = (\underline{Y}_1, \underline{Y}_2, \dots, \underline{Y}_N)$  em que  $\underline{Y}_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$ ,  $\tau_t = (1, 1, \dots, 1)'$  vetor  $T \times 1$ ,  $a = (a_1, a_2, \dots, a_N)'$  que consiste na parte determinística de (12.1),  $Y_{-1} = (\underline{Y}_{-1,1}, \underline{Y}_{-1,2}, \dots, \underline{Y}_{-1,N})$  em que  $\underline{Y}_{-1,i} = (y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{iT-1})'$ ,  $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_N)'$ ,

<sup>12</sup> Consiste em isolar do painel o efeito dos choques comuns a todas as unidades Cross-Section, seja por meio de matrizes de projeção ou por meio de subtração direta dos fatores comuns estimados.

$f = (f_1, f_2, \dots, f_T)'$  e  $u = (\underline{u}_1, \underline{u}_2, \dots, \underline{u}_N)$  onde  $\underline{u}_i = (u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT})'$ . Dessa forma, a estatística proposta é dada como abaixo:

$$t_a^* = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}_{pool}^* - 1)}{\sqrt{2\hat{\phi}_u^4 / \hat{\omega}_u^4}} \quad (16)$$

Em que:

$$\hat{\rho}_{pool}^* = \frac{\text{tr}(Y_{-1} Q_{\hat{\beta}_k} Y') - NT \hat{\lambda}_u^n}{\text{tr}(Y_{-1} Q_{\hat{\beta}_k} Y'_{-1})} \quad (17)$$

Onde,  $\hat{\rho}_{pool}^*$  é o estimador *Pooled* modificado da equação (15) *de-factored* pela matriz de projeção  $Q_{\hat{\beta}_k}$ ,  $\hat{\omega}_u^2$  é a média do estimador da variância de longo prazo de  $u_{it}$ ,  $\hat{\phi}_u^4$  a média do quadrado do estimador da variância de longo prazo de  $u_{it}$  e  $\hat{\lambda}_u^n$  é a média do estimador da variância de longo prazo *one-sided* de  $u_{it}$ . É mostrado ainda que fazendo uso de *Near Unit Rot Model*, em que:

$$\rho_i = 1 - \frac{\theta_i}{\sqrt{NT}} \quad (18)$$

Onde  $\theta_i$  é uma variável aleatória iid não negativa com média  $\mu_\theta$ . Então, ambas as estatísticas convergem para uma distribuição Normal, dada por:

$$t_a^* \Rightarrow N\left(-\mu_\theta \sqrt{\frac{\hat{\omega}_u^4}{2\hat{\phi}_u^4}}, 1\right) \quad (19)$$

Dessa forma, os valores críticos foram extraídos de uma distribuição Normal padrão, visto que, sob a hipótese nula de raiz unitária  $\mu_\theta = 0$ .

No entanto, muito embora os mencionados testes tratem da correlação cross-section, ambos não permitem mudanças no nível de dependência. Assim, o uso dessas estatísticas pode levar a conclusões erradas dos resultados dos testes de raiz unitária. Nesse sentido, ambos os testes mencionados acima serão utilizados para avaliar o desempenho de identificar a presença de raiz unitária no contexto de mudança no nível de dependência cross-section. Esses testes foram escolhidos por representar as diferentes formas de tratar o problema de correlação cross-section.

Como forma de medir o desempenho das estatísticas descritas acima, o seguinte Processo Gerador de Dados, estabelecido em Pesaran (2007a), será utilizada:

$$y_{it} = (1 - \varphi_i)\mu_i + \varphi_i y_{it-1} + u_{it} \quad (20)$$

Onde,  $i = 1, 2, \dots, N$  e  $t = -51, -50, \dots, T^{13}$ . Para a hipótese alternativa de estacionariedade  $\varphi_i \sim iid U[0.85, 0.95]$  e para a hipótese nula de raiz unitária  $\varphi_i = 1$  com  $\mu_i \sim iid N(0, 1)$ . Contudo, para possibilitar a mudança no nível de dependência, o erro da equação (20) será dado por (2). Assim, havendo apenas uma quebra no período, teremos o erro dado por:

$$u_{it} = \gamma_{i1}f_t + \gamma_{i2}f_t + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

Onde,  $f_t \sim iid N(0, 1)$  e  $\varepsilon_{it} \sim iid N(0, \sigma_i^2)$  com  $\sigma_i^2 \sim iid U[0.5, 1.5]$ . No quadro de erros serialmente correlacionados  $\varepsilon_{it}$  será gerado como segue:

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + e_{it} \quad (22)$$

Onde  $e_{it} \sim iid N(0, \sigma_i^2)$ . O coeficiente autorregressivo dos resíduos será tomado em duas situações; correlação serial positiva,  $\rho_i \sim iid U[0.2, 0.4]$ , e correlação serial negativa,  $\rho_i \sim iid U[-0.4, -0.2]$ .

Para o fator estrutural,  $\gamma_i$ , quatro situações foram propostas, como segue abaixo:

$$\gamma_i \sim iid U[0, 0.2] \quad (23.a)$$

$$\gamma_i \sim iid U[-0.5, 1.5] \quad (23.b)$$

$$\gamma_i \sim iid U[-1, 3] \quad (23.c)$$

$$\gamma_i \sim iid U[-1, 15] \quad (23.d)$$

A primeira e terceira situações são desenhadas como em Pesaran (2007a) e representam as situações de baixa e alta dependência cross-section respectivamente. A segunda situação representa uma situação intermediária, enquanto a última foi desenhada para ser mais compatível com a dinâmica dos dados reais<sup>14</sup> e representar uma situação de forte dependência cross-section, isso porque, de acordo com o expoente de dependência cross-section proposto em Bailey, Kapetanios and Pesaran (2012), o nível de dependência do fator estrutural estabelecido em Pesaran (2007a) como alta não foi suficientemente elevado, visto que, os dados reais possuem o expoente próximo da unidade.

<sup>13</sup> As primeiras 50 observações serão excluídas para que o valor inicial não afete os resultados.

<sup>14</sup> Simulações para as diferentes estruturas de fatores estruturais foram feitas, de forma a estabelecer o respectivo nível de dependência de acordo com o expoente de dependência cross-section. Resultados se encontram no apêndice A desse trabalho.

O ponto de mudança na dependência será dado por  $tb = 0.25T, 0.5T, 0.75T$ . Será simulado também o desempenho das estatísticas dos testes de raiz unitária para situações similares as verificadas na seção 2. Dessa forma, temos:

1° Quadro: Até  $tb_1 = 0.3T$  o nível de dependência será intermediária passando, a partir disso, a ter nível de dependência alta até  $tb_2 = 0.85T$ , após isso, o nível de dependência será forte até o final do período. Esse quadro reflete os expoentes estimados do painel da PPP.

2° Quadro: Como forma de aproximar o painel da UIP, a primeira mudança será tomada em  $tb_1 = 0.1T$  com nível de dependência forte, passando para um nível de alta dependência até  $tb_2 = 0.6T$ , voltando ao nível de forte dependência.

3° Quadro: No painel da RIP, o cenário será tomado como de alta dependência até  $tb_1 = 0.45T$ , passando para um nível intermediário e voltando a ser de alta dependência a partir de  $tb_2 = 0.55T$ .

4° Quadro: O nível de dependência será alto até  $tb_1 = 0.75T$ , decaindo para um nível intermediário até  $tb_2 = 0.9T$  e voltando para o nível alto até T.

O valor nominal será tomado igual a 5% para todo o experimento com 1000 simulações. Todas as séries serão geradas apenas com intercepto e os testes executados são tomados apenas com a presença do intercepto. Os resultados apresentados nas tabelas abaixo estão em termos percentuais.

As Tabelas 1 e 2 trazem o desempenho, em pequenas amostras, dos testes de raiz unitária para o caso em que não há mudança no nível de dependência cross-section. Essas tabelas são importantes, porque, descrevem como os testes se comportam quando não há mudanças na dependência entre as variáveis e servirá como um referencial para se comparar o desempenho quando a mudança na dependência estiver presente nos dados simulados. Dessa forma, as demais tabelas, que simulam dados em que a mudança no nível de dependência está presente, trarão como resultado a diferença entre o desempenho do teste no contexto de mudança cross-section para o desempenho no contexto em que não há essa mudança.

Tabela 1- Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel sem Mudança no Nível de Dependência e com Dependência Cross-Section Baixa.

| N\T                            | Teste | Tamanho |       |       |       | Poder |       |       |       |
|--------------------------------|-------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|                                |       | 20      | 30    | 50    | 100   | 20    | 30    | 50    | 100   |
| Sem Correlação Serial          |       |         |       |       |       |       |       |       |       |
| 30                             | CIPS  | 0.050   | 0.051 | 0.048 | 0.049 | 0.131 | 0.270 | 0.714 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.001   | 0.003 | 0.016 | 0.039 | 0.999 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 50                             | CIPS  | 0.048   | 0.057 | 0.058 | 0.044 | 0.139 | 0.309 | 0.835 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.000   | 0.002 | 0.014 | 0.022 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 100                            | CIPS  | 0.045   | 0.065 | 0.053 | 0.053 | 0.170 | 0.355 | 0.958 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.000   | 0.001 | 0.005 | 0.013 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| Com Correlação Serial Positiva |       |         |       |       |       |       |       |       |       |
| 30                             | CIPS  | 0.058   | 0.052 | 0.051 | 0.047 | 0.097 | 0.193 | 0.495 | 0.998 |
|                                | t*    | 0.000   | 0.005 | 0.010 | 0.025 | 0.998 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 50                             | CIPS  | 0.052   | 0.042 | 0.050 | 0.050 | 0.122 | 0.201 | 0.604 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.000   | 0.001 | 0.007 | 0.017 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 100                            | CIPS  | 0.049   | 0.060 | 0.050 | 0.050 | 0.106 | 0.221 | 0.675 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.000   | 0.000 | 0.005 | 0.017 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| Com Correlação Serial Negativa |       |         |       |       |       |       |       |       |       |
| 30                             | CIPS  | 0.044   | 0.039 | 0.036 | 0.045 | 0.090 | 0.162 | 0.591 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.002   | 0.006 | 0.023 | 0.039 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 50                             | CIPS  | 0.049   | 0.033 | 0.058 | 0.041 | 0.088 | 0.200 | 0.744 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.000   | 0.004 | 0.012 | 0.030 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| 100                            | CIPS  | 0.030   | 0.038 | 0.041 | 0.051 | 0.104 | 0.257 | 0.820 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.001   | 0.003 | 0.016 | 0.024 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um.

Tabela 2- Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel sem Mudança no Nível de Dependência e com Dependência Cross-Section Forte.

| N\T                            | Teste | Tamanho |       |       |       | Poder |       |       |       |
|--------------------------------|-------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|                                |       | 20      | 30    | 50    | 100   | 20    | 30    | 50    | 100   |
| Sem Correlação Serial          |       |         |       |       |       |       |       |       |       |
| 30                             | CIPS  | 0.054   | 0.053 | 0.055 | 0.057 | 0.092 | 0.366 | 0.929 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.110   | 0.096 | 0.074 | 0.084 | 0.773 | 0.839 | 0.937 | 0.995 |
| 50                             | CIPS  | 0.055   | 0.033 | 0.048 | 0.036 | 0.072 | 0.448 | 0.978 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.134   | 0.097 | 0.087 | 0.104 | 0.798 | 0.893 | 0.946 | 0.995 |
| 100                            | CIPS  | 0.055   | 0.048 | 0.052 | 0.044 | 0.065 | 0.533 | 0.989 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.159   | 0.147 | 0.125 | 0.103 | 0.818 | 0.918 | 0.972 | 0.999 |
| Com Correlação Serial Positiva |       |         |       |       |       |       |       |       |       |
| 30                             | CIPS  | 0.041   | 0.041 | 0.049 | 0.050 | 0.038 | 0.118 | 0.648 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.124   | 0.099 | 0.106 | 0.112 | 0.849 | 0.922 | 0.980 | 1.000 |
| 50                             | CIPS  | 0.028   | 0.037 | 0.042 | 0.043 | 0.028 | 0.146 | 0.778 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.162   | 0.142 | 0.126 | 0.136 | 0.896 | 0.950 | 0.987 | 0.999 |
| 100                            | CIPS  | 0.034   | 0.034 | 0.036 | 0.037 | 0.024 | 0.154 | 0.842 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.200   | 0.173 | 0.176 | 0.147 | 0.925 | 0.956 | 0.991 | 1.000 |
| Com Correlação Serial Negativa |       |         |       |       |       |       |       |       |       |
| 30                             | CIPS  | 0.047   | 0.059 | 0.038 | 0.040 | 0.046 | 0.276 | 0.917 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.082   | 0.066 | 0.062 | 0.086 | 0.707 | 0.761 | 0.867 | 0.988 |
| 50                             | CIPS  | 0.042   | 0.047 | 0.036 | 0.043 | 0.033 | 0.320 | 0.958 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.101   | 0.104 | 0.084 | 0.077 | 0.739 | 0.807 | 0.910 | 0.988 |
| 100                            | CIPS  | 0.041   | 0.038 | 0.039 | 0.048 | 0.020 | 0.418 | 0.984 | 1.000 |
|                                | t*    | 0.136   | 0.117 | 0.121 | 0.117 | 0.764 | 0.835 | 0.923 | 0.983 |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um.



A Tabela 1 acima trás o desempenho dos testes de raiz unitário no caso em que não há mudança no nível de dependência e que o fator estrutural é assumido para representar o caso de baixa dependência cross-section. Todos os casos de correlação serial estão presentes nessa tabela. Inicialmente, percebe-se que o CIPS possui tamanho próximo ao valor nominal para todos os tamanhos amostrais e para todos os quadros de correlação serial, além disso, possui baixo poder quando a amostra do tempo é pequena e o poder tende a aumentar quando o número de unidades transversais cresce com um crescimento maior à medida que a série de tempo se torna maior.

Esse último fato pode ser justificado pela necessidade do teste estimar o fator comum pela média cross-section do painel, logo, o fator comum tende a ser mais bem representado quando o número de unidades cross-section é elevado. Ademais, quando há correlação serial o poder do teste sofreu uma leve queda em todos os tamanhos amostrais. Já em relação ao teste de Moon e Perron,  $t^*$ , observa-se que para todos os tamanhos amostrais e todos os quadros de correlação serial o tamanho do teste sofre de sob rejeição e possuem um elevado poder.

Já a Tabela 2 trata do desempenho dos testes de raiz unitária para o caso sem mudança no nível de dependência, contudo, o nível de correlação cross-section é forte, ou seja, o fator estrutural é dado por (23.d). Novamente, o tamanho do CIPS é próximo ao tamanho nominal assumido nesse trabalho. Contudo, o poder do teste foi um pouco maior, em relação aos resultados da tabela anterior, quando temos um quadro de maior dependência. Assim, um maior nível de dependência cross-section parece proporcionar uma maior eficiência em identificar a estacionária dos dados quando a hipótese nula é falsa.

Em relação ao outro teste ainda na Tabela 2, observa-se uma leve distorção no tamanho, indicando que quando há uma dependência de nível elevado, o teste que é baseado em de-factoring não consegue eliminar a presença do fator comum, prejudicando assim o tamanho do teste. Nota-se ainda que, em comparação com os resultados da Tabela 1, o poder também sofre uma pequena queda. Logo, o desempenho do teste de Moon e Perron possui uma ligeira queda, tanto em tamanho como em poder, no seu desempenho quando o nível de dependência passa para um nível mais elevado.

As duas tabelas anteriores tratam do desempenho dos testes quando não há alteração no nível de dependência cross-section. Já para as tabelas seguintes, será

apresentado o desempenho dos testes para o caso em que a mudança na dependência está presente nos dados simulados. Contudo, como já mencionado anteriormente, os resultados são apresentados não como o poder e o tamanho das estatísticas na referida situação de mudança cross-section, mas sim como a diferença entre o poder e o tamanho em relação à situação em que a dependência não se altera ao longo do tempo. Assim, as duas tabelas anteriores serão tomadas como referência para comparar o desempenho dos testes. A Tabela 1 será tomado como o referencial 1, caso em que o nível de dependência é baixo, já o referencial 2 será o caso em que a dependência foi assumida como forte, com os resultados apresentado na tabela 2.

Observe que nas situações em que os valores apresentados nas próximas tabelas forem próximos de zero, significa que o desempenho dos testes para o cenário pesquisado nesse trabalho não se altera, levando a conclusão que o desempenho dos testes não é afetado com mudanças no nível de dependência cross-section. Contudo, caso o tamanho apresente valores positivos e o poder valores negativos, temos uma situação em que tanto o tamanho do teste aumentou como o poder diminuiu.

A Tabela 3.a apresenta os resultados para o caso em que a mudança na dependência ocorre no primeiro quartil da amostra. Os resultados são tomados em relação ao referencial 1 e trazem duas situações de mudança no nível de dependência. Nas primeiras oito colunas dos resultados, tem-se o desempenho dos testes em uma situação que a dependência se encontrava em um nível intermediário e passou para um nível forte, já as últimas oito colunas se referem ao desempenho dos testes em um cenário que a dependência era fraca e passou para forte.

Em relação ao primeiro caso em que a dependência passou de intermediário para forte, observa-se que para os dois testes o tamanho sofreu uma leve distorção em todos os tamanhos amostrais e para todos os casos de correlação serial. Nota-se ainda que o teste  $t^*$  foi mais afetado que o teste CIPS, enquanto esse sofreu alterações próximas de 10% para o caso sem correlação, aquele foi afetado em torno de 20% para o mesmo quadro de correlação serial. Contudo, nota-se que a distorção no tamanho do teste  $t^*$  tende a cair à medida que o tamanho da série temporal aumenta, enquanto a distorção no tamanho do teste CIPS tende a permanecer constante quando a série de tempo aumenta, esse comportamento é verificado em todos os casos de correlação serial tratados nesse trabalho.

Já em relação ao poder dos testes, tem-se um comportamento distinto dos dois testes. Enquanto o teste CIPS não teve seu poder afetado, oscilando entre aumentos e decréscimos no poder de acordo com os tamanhos amostrais, o teste  $t^*$  apresentou uma queda no poder para todos os tamanhos amostrais e todos os quadros de correlação serial, com o tamanho da distorção diminuindo à medida que a série temporal aumenta.

Assim, baseado no primeiro quadro apresentado na Tabela 3.a, que mostra uma situação de mudança na dependência de intermediária para forte, observa-se que o desempenho dos testes foi afetado. Ambos os testes sofreram de distorção de tamanho, embora essa distorção tenha sido leve, e queda de poder para o teste  $t^*$ .

Em relação ao segundo caso tratado na Tabela 3.a, que trás uma mudança na dependência de uma situação fraca para uma forte, há uma significativa mudança em relação aos resultados descritos anteriormente. Enquanto no quadro de dependência anterior o teste CIPS era afetado em tamanho, nesse quadro de mudança na dependência o desempenho do teste não parece ter sido afetado, com as diferenças em relação ao referencial 1 próximos de zero. Em relação aos demais resultados, não houve alterações ao descrito acima.

A Tabela 3.b é similar a anterior. Contudo, foi tomado o referencial 2 como comparação para o desempenho dos testes no lugar do referencial 1. Analisando o quadro de mudança de intermediária para forte, constata-se que, da mesma forma que antes, ambos os testes sofrem uma leve distorção do tamanho dos testes, mas diferentemente da situação anterior, os dois testes apresentam uma distorção da mesma magnitude para todos os quadros de correlação serial e todos os tamanhos amostrais. Além disso, não parece haver evidência de distorção do poder dos testes, constatação essa que é mantida quando se avalia o poder para o caso em que a mudança ocorre de fraca para forte. Ainda em relação a esse quadro de mudança cross-section, os resultados indicam que apenas o teste de Moon e Perron possui distorção de tamanho com a mudança no nível de dependência, enquanto o teste proposto por Pesaran não.

Tabela 3.a- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 1. Painel com Mudança de Dependência em  $tb=0.25T$ .

| N\T                            | Teste | Intermediária para Forte |       |       |       |        |        |        |        | Fraca para Forte |        |        |       |        |        |        |        |
|--------------------------------|-------|--------------------------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|------------------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|
|                                |       | Tamanho                  |       |       |       | Poder  |        |        |        | Tamanho          |        |        |       | Poder  |        |        |        |
|                                |       | 20                       | 30    | 50    | 100   | 20     | 30     | 50     | 100    | 20               | 30     | 50     | 100   | 20     | 30     | 50     | 100    |
| Sem Correlação Serial          |       |                          |       |       |       |        |        |        |        |                  |        |        |       |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.073                    | 0.084 | 0.067 | 0.094 | 0.009  | 0.038  | 0.130  | 0.000  | 0.017            | 0.026  | 0.000  | 0.005 | -0.057 | 0.002  | 0.136  | 0.000  |
|                                | t*    | 0.207                    | 0.188 | 0.168 | 0.089 | -0.138 | -0.105 | -0.071 | -0.011 | 0.260            | 0.201  | 0.182  | 0.095 | -0.151 | -0.113 | -0.077 | -0.014 |
| 50                             | CIPS  | 0.087                    | 0.106 | 0.101 | 0.126 | -0.013 | 0.081  | 0.087  | 0.000  | 0.019            | 0.002  | 0.009  | 0.032 | -0.076 | -0.040 | 0.105  | 0.000  |
|                                | t*    | 0.241                    | 0.246 | 0.181 | 0.159 | -0.121 | -0.097 | -0.056 | -0.004 | 0.294            | 0.242  | 0.217  | 0.148 | -0.135 | -0.096 | -0.070 | -0.007 |
| 100                            | CIPS  | 0.141                    | 0.101 | 0.129 | 0.095 | -0.032 | 0.123  | 0.009  | 0.000  | 0.022            | -0.005 | 0.021  | 0.021 | -0.123 | 0.041  | 0.022  | 0.000  |
|                                | t*    | 0.295                    | 0.270 | 0.248 | 0.237 | -0.101 | -0.109 | -0.045 | -0.006 | 0.288            | 0.286  | 0.246  | 0.172 | -0.109 | -0.116 | -0.049 | -0.009 |
| Com Correlação Serial Positiva |       |                          |       |       |       |        |        |        |        |                  |        |        |       |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.028                    | 0.026 | 0.023 | 0.036 | -0.033 | -0.054 | 0.057  | 0.002  | -0.008           | -0.007 | -0.001 | 0.011 | -0.051 | -0.064 | 0.067  | 0.002  |
|                                | t*    | 0.213                    | 0.169 | 0.171 | 0.113 | -0.053 | -0.048 | -0.015 | -0.001 | 0.251            | 0.217  | 0.209  | 0.129 | -0.050 | -0.047 | -0.024 | 0.000  |
| 50                             | CIPS  | 0.056                    | 0.039 | 0.037 | 0.043 | -0.064 | -0.055 | 0.089  | 0.000  | -0.005           | 0.015  | -0.002 | 0.011 | -0.099 | -0.096 | 0.085  | 0.000  |
|                                | t*    | 0.234                    | 0.218 | 0.186 | 0.137 | -0.038 | -0.035 | -0.010 | -0.001 | 0.255            | 0.255  | 0.222  | 0.166 | -0.034 | -0.045 | -0.018 | -0.001 |
| 100                            | CIPS  | 0.030                    | 0.021 | 0.043 | 0.048 | -0.033 | -0.044 | 0.069  | 0.000  | -0.011           | -0.012 | 0.001  | 0.025 | -0.082 | -0.121 | 0.099  | 0.000  |
|                                | t*    | 0.266                    | 0.298 | 0.250 | 0.195 | -0.029 | -0.023 | -0.010 | 0.000  | 0.324            | 0.313  | 0.289  | 0.224 | -0.029 | -0.023 | -0.004 | 0.000  |
| Com Correlação Serial Negativa |       |                          |       |       |       |        |        |        |        |                  |        |        |       |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.108                    | 0.128 | 0.100 | 0.121 | 0.012  | 0.091  | 0.219  | 0.000  | 0.017            | 0.012  | 0.018  | 0.021 | -0.034 | 0.041  | 0.223  | 0.000  |
|                                | t*    | 0.200                    | 0.149 | 0.111 | 0.088 | -0.219 | -0.184 | -0.130 | -0.027 | 0.220            | 0.184  | 0.115  | 0.085 | -0.256 | -0.222 | -0.131 | -0.044 |
| 50                             | CIPS  | 0.120                    | 0.138 | 0.144 | 0.158 | 0.007  | 0.081  | 0.129  | 0.000  | -0.002           | 0.013  | 0.010  | 0.025 | -0.063 | 0.020  | 0.148  | 0.000  |
|                                | t*    | 0.206                    | 0.191 | 0.199 | 0.141 | -0.178 | -0.161 | -0.105 | -0.020 | 0.245            | 0.223  | 0.143  | 0.109 | -0.227 | -0.197 | -0.132 | -0.038 |
| 100                            | CIPS  | 0.129                    | 0.177 | 0.169 | 0.176 | -0.014 | 0.078  | 0.099  | 0.000  | 0.032            | 0.023  | 0.030  | 0.015 | -0.091 | 0.006  | 0.123  | 0.000  |
|                                | t*    | 0.289                    | 0.278 | 0.257 | 0.228 | -0.172 | -0.159 | -0.095 | -0.016 | 0.291            | 0.267  | 0.223  | 0.169 | -0.190 | -0.203 | -0.138 | -0.027 |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um

Tabela 3.b- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 2. Painel com Mudança de Dependência em  $tb=0.25T$ .

| N\T                            | Teste | Intermediária para Forte |       |       |       |       |        |        |        | Fraca para Forte |        |        |        |        |        |        |        |
|--------------------------------|-------|--------------------------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|                                |       | Tamanho                  |       |       |       | Poder |        |        |        | Tamanho          |        |        |        | Poder  |        |        |        |
|                                |       | 20                       | 30    | 50    | 100   | 20    | 30     | 50     | 100    | 20               | 30     | 50     | 100    | 20     | 30     | 50     | 100    |
| Sem Correlação Serial          |       |                          |       |       |       |       |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.069                    | 0.082 | 0.060 | 0.086 | 0.048 | -0.058 | -0.085 | 0.000  | 0.013            | 0.024  | -0.007 | -0.003 | -0.018 | -0.094 | -0.079 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.098                    | 0.095 | 0.110 | 0.044 | 0.088 | 0.056  | -0.008 | -0.006 | 0.151            | 0.108  | 0.124  | 0.050  | 0.075  | 0.048  | -0.014 | -0.009 |
| 50                             | CIPS  | 0.080                    | 0.130 | 0.111 | 0.134 | 0.054 | -0.058 | -0.056 | 0.000  | 0.012            | 0.026  | 0.019  | 0.040  | -0.009 | -0.179 | -0.038 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.107                    | 0.151 | 0.108 | 0.077 | 0.081 | 0.010  | -0.002 | 0.001  | 0.160            | 0.147  | 0.144  | 0.066  | 0.067  | 0.011  | -0.016 | -0.002 |
| 100                            | CIPS  | 0.131                    | 0.118 | 0.130 | 0.104 | 0.073 | -0.055 | -0.022 | 0.000  | 0.012            | 0.012  | 0.022  | 0.030  | -0.018 | -0.137 | -0.009 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.136                    | 0.124 | 0.128 | 0.147 | 0.081 | -0.027 | -0.017 | -0.005 | 0.129            | 0.140  | 0.126  | 0.082  | 0.073  | -0.034 | -0.021 | -0.008 |
| Com Correlação Serial Positiva |       |                          |       |       |       |       |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.045                    | 0.037 | 0.025 | 0.033 | 0.026 | 0.021  | -0.096 | 0.000  | 0.009            | 0.004  | 0.001  | 0.008  | 0.008  | 0.011  | -0.086 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.089                    | 0.075 | 0.075 | 0.026 | 0.096 | 0.030  | 0.005  | -0.001 | 0.127            | 0.123  | 0.113  | 0.042  | 0.099  | 0.031  | -0.004 | 0.000  |
| 50                             | CIPS  | 0.080                    | 0.044 | 0.045 | 0.050 | 0.030 | 0.000  | -0.085 | 0.000  | 0.019            | 0.020  | 0.006  | 0.018  | -0.005 | -0.041 | -0.089 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.072                    | 0.077 | 0.067 | 0.018 | 0.066 | 0.015  | 0.003  | 0.000  | 0.093            | 0.114  | 0.103  | 0.047  | 0.070  | 0.005  | -0.005 | 0.000  |
| 100                            | CIPS  | 0.045                    | 0.047 | 0.057 | 0.061 | 0.049 | 0.023  | -0.098 | 0.000  | 0.004            | 0.014  | 0.015  | 0.038  | 0.000  | -0.054 | -0.068 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.066                    | 0.125 | 0.079 | 0.065 | 0.046 | 0.021  | -0.001 | 0.000  | 0.124            | 0.140  | 0.118  | 0.094  | 0.046  | 0.021  | 0.005  | 0.000  |
| Com Correlação Serial Negativa |       |                          |       |       |       |       |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.105                    | 0.108 | 0.098 | 0.126 | 0.056 | -0.023 | -0.107 | 0.000  | 0.014            | -0.008 | 0.016  | 0.026  | 0.010  | -0.073 | -0.103 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.120                    | 0.089 | 0.072 | 0.041 | 0.074 | 0.055  | 0.003  | -0.015 | 0.140            | 0.124  | 0.076  | 0.038  | 0.037  | 0.017  | 0.002  | -0.032 |
| 50                             | CIPS  | 0.127                    | 0.124 | 0.166 | 0.156 | 0.062 | -0.039 | -0.085 | 0.000  | 0.005            | -0.001 | 0.032  | 0.023  | -0.008 | -0.100 | -0.066 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.105                    | 0.091 | 0.127 | 0.094 | 0.083 | 0.032  | -0.015 | -0.008 | 0.144            | 0.123  | 0.071  | 0.062  | 0.034  | -0.004 | -0.042 | -0.026 |
| 100                            | CIPS  | 0.118                    | 0.177 | 0.171 | 0.179 | 0.070 | -0.083 | -0.065 | 0.000  | 0.021            | 0.023  | 0.032  | 0.018  | -0.007 | -0.155 | -0.041 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.154                    | 0.164 | 0.152 | 0.135 | 0.064 | 0.006  | -0.018 | 0.001  | 0.156            | 0.153  | 0.118  | 0.076  | 0.046  | -0.038 | -0.061 | -0.010 |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um

A Tabela 4 apresenta os resultados para os dados que simulam o comportamento observado para o painel da UIP, descrito anteriormente. Essa tabela apresenta o tamanho e o poder dos testes em relação aos dois referenciais estabelecidos. Esse cenário se diferencia do anterior por apresentar não apenas uma mudança no nível de dependência, mas duas. Em relação ao desempenho dos testes, constata-se uma inversão na distorção do tamanho dos testes. Nesse cenário o tamanho do teste CIPS é gravemente afetado pela mudança na dependência, menos no caso de correlação positiva, nos dois referenciais, enquanto o teste  $t^*$  continua sofrendo uma leve distorção no tamanho.

Em relação ao poder dos testes, maiores conclusões não podem ser feitas, visto que, os resultados mostrados oscilam entre valores negativos e positivos. Dessa forma, em um cenário com mais que uma mudança os resultados parecem indicar apenas uma distorção no tamanho dos testes.

Mais resultados podem ser encontrados no Apêndice B desse trabalho, que apresentam os resultados para o cenário descrito na Tabela 3. Contudo, com as mudanças ocorrendo no segundo e no terceiro quartil da amostra. Além disso, os demais cenários elaborados a fim de simular os dados reais também são mostrados nesse apêndice.

Tabela 4- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel com Mudança de Dependência dada pelo Quadro 2.

| N\T                            | Teste | Referencial 1 |       |       |       |        |        |        |        | Referencial 2 |        |        |       |       |       |        |        |
|--------------------------------|-------|---------------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|---------------|--------|--------|-------|-------|-------|--------|--------|
|                                |       | Tamanho       |       |       |       | Poder  |        |        |        | Tamanho       |        |        |       | Poder |       |        |        |
|                                |       | 20            | 30    | 50    | 100   | 20     | 30     | 50     | 100    | 20            | 30     | 50     | 100   | 20    | 30    | 50     | 100    |
| Sem Correlação Serial          |       |               |       |       |       |        |        |        |        |               |        |        |       |       |       |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.751         | 0.556 | 0.406 | 0.296 | 0.323  | 0.246  | 0.061  | -0.002 | 0.747         | 0.554  | 0.399  | 0.288 | 0.362 | 0.150 | -0.154 | -0.002 |
|                                | t*    | 0.050         | 0.081 | 0.166 | 0.254 | -0.037 | -0.009 | 0.000  | 0.000  | -0.059        | -0.012 | 0.108  | 0.209 | 0.189 | 0.152 | 0.063  | 0.005  |
| 50                             | CIPS  | 0.770         | 0.606 | 0.420 | 0.317 | 0.355  | 0.278  | -0.011 | 0.000  | 0.763         | 0.630  | 0.430  | 0.325 | 0.422 | 0.139 | -0.154 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.077         | 0.129 | 0.222 | 0.329 | -0.017 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.057        | 0.034  | 0.149  | 0.247 | 0.185 | 0.107 | 0.054  | 0.005  |
| 100                            | CIPS  | 0.809         | 0.628 | 0.499 | 0.328 | 0.395  | 0.318  | -0.089 | -0.001 | 0.799         | 0.645  | 0.500  | 0.337 | 0.500 | 0.140 | -0.120 | -0.001 |
|                                | t*    | 0.113         | 0.201 | 0.320 | 0.423 | -0.010 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.046        | 0.055  | 0.200  | 0.333 | 0.172 | 0.082 | 0.028  | 0.001  |
| Com Correlação Serial Positiva |       |               |       |       |       |        |        |        |        |               |        |        |       |       |       |        |        |
| 30                             | CIPS  | -0.045        | 0.456 | 0.379 | 0.195 | 0.013  | 0.291  | 0.162  | -0.006 | -0.028        | 0.467  | 0.381  | 0.192 | 0.072 | 0.366 | 0.009  | -0.008 |
|                                | t*    | 0.017         | 0.028 | 0.071 | 0.130 | -0.016 | -0.001 | 0.000  | 0.000  | -0.107        | -0.066 | -0.025 | 0.043 | 0.133 | 0.077 | 0.020  | 0.000  |
| 50                             | CIPS  | -0.042        | 0.523 | 0.402 | 0.219 | -0.018 | 0.298  | 0.149  | -0.008 | -0.018        | 0.528  | 0.410  | 0.226 | 0.076 | 0.353 | -0.025 | -0.008 |
|                                | t*    | 0.020         | 0.071 | 0.132 | 0.188 | -0.014 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.142        | -0.070 | 0.013  | 0.069 | 0.090 | 0.050 | 0.013  | 0.001  |
| 100                            | CIPS  | -0.040        | 0.505 | 0.445 | 0.256 | -0.026 | 0.350  | 0.114  | -0.001 | -0.025        | 0.531  | 0.459  | 0.269 | 0.056 | 0.417 | -0.053 | -0.001 |
|                                | t*    | 0.055         | 0.112 | 0.213 | 0.291 | -0.002 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.145        | -0.061 | 0.042  | 0.161 | 0.073 | 0.044 | 0.009  | 0.000  |
| Com Correlação Serial Negativa |       |               |       |       |       |        |        |        |        |               |        |        |       |       |       |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.121         | 0.718 | 0.650 | 0.422 | -0.028 | 0.318  | 0.111  | -0.017 | 0.118         | 0.698  | 0.648  | 0.427 | 0.016 | 0.204 | -0.215 | -0.017 |
|                                | t*    | 0.058         | 0.107 | 0.180 | 0.288 | -0.050 | -0.010 | 0.000  | 0.000  | -0.022        | 0.047  | 0.141  | 0.241 | 0.243 | 0.229 | 0.133  | 0.012  |
| 50                             | CIPS  | 0.126         | 0.775 | 0.642 | 0.497 | -0.040 | 0.324  | 0.042  | -0.009 | 0.133         | 0.761  | 0.664  | 0.495 | 0.015 | 0.204 | -0.172 | -0.009 |
|                                | t*    | 0.094         | 0.168 | 0.271 | 0.374 | -0.028 | -0.004 | 0.000  | 0.000  | -0.007        | 0.068  | 0.199  | 0.327 | 0.233 | 0.189 | 0.090  | 0.012  |
| 100                            | CIPS  | 0.189         | 0.756 | 0.699 | 0.530 | -0.049 | 0.300  | -0.024 | -0.004 | 0.178         | 0.756  | 0.701  | 0.533 | 0.035 | 0.139 | -0.188 | -0.004 |
|                                | t*    | 0.147         | 0.243 | 0.341 | 0.465 | -0.014 | -0.003 | 0.000  | 0.000  | 0.012         | 0.129  | 0.236  | 0.372 | 0.222 | 0.162 | 0.077  | 0.017  |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um

#### 4 CONCLUSÕES

Como já é amplamente destacado na literatura, considerar a possibilidade de dependência cross-section em dados em painel é fundamental. Com isso, torna-se necessário se considerar a possibilidade de mudança nesse nível de dependência ao longo do tempo, seja essa mudança ocasionada por fatores transitórios ou permanentes. Foi visto que as evidências sugerem que os dados reais estão sujeitos a esse quadro de mudança no nível de dependência, tornando importante estudar o comportamento dos testes de raiz unitária sob essa nova óptica.

Considerando que o nível de dependência se dá pela estrutura de fatores estruturais no modelo de fatores comum, torna-se importante distinguir qual o nível de dependência proporcionado por diferentes estruturas de fatores. Nesse sentido, usando o expoente de dependência cross-section, verificou-se a necessidade de estabelecer novas estruturas de fatores estruturais, para que, níveis satisfatoriamente altos de dependência fossem encontrados, a fim de estabelecer os cenários de mudanças na dependência a serem utilizados para testar o desempenho das estatísticas para testar a presença de raiz unitária.

Em relação ao desempenho dos testes de raiz unitária, observou-se uma leve distorção de tamanho na maior parte dos casos, tanto para os diferentes tamanhos amostrais quanto para os diferentes quadros de correlação serial, indicando que sob a presença de raiz unitária os testes que não levam em consideração as mudanças no nível de dependência rejeitam a hipótese nula. Constata-se ainda que o teste baseado em *defactoring* teve uma maior distorção no tamanho do que o teste baseado em *avering*. Em relação ao poder, foi visto que a queda no desempenho não é evidente, embora em alguns quadros apresentados tenha havido uma redução no poder.

Logo, o cenário levantado por esse trabalho parece gerar um novo problema para os testes de raiz unitária, ocasionando algum distúrbio que faz com que os testes rejeitem a raiz unitária, mesmo quando ela está presente nos dados. Posto isso, por conta da distorção ocasionada nos testes devido à presença de mudanças no nível de dependência, surge à necessidade de desenvolver uma nova estatística que seja capaz de levar em consideração esse quadro.



## REFERÊNCIAS

- Abuaf, N., Jorion, P. Purchasing Power Parity in the Long Run, *Journal of Finance*, v. 45, p. 157–174, 2009.
- Backus, D. K. and P. J. Kehoe. International Evidence of the Historical Properties of Business Cycles, *American Economic Review*, v. 82, nº 4, p. 864-888, 1992.
- Baharumshah, A. Z.; Haw, C. T. and Fountas, S. A Panel Study on Real Interest Rate Parity in East Asian Countries: Pre- and Post-Liberalization Era, *Global Finance Journal*, v. 16, p. 69-85, 2005.
- Bai, J. and S. Ng. Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models, *Econometrica*, v. 70, p. 191-221, 2002.
- Bai, J. and S. Ng. A Panic Attack Unit Root and Cointegration, *Econometrica*, v. 72, p. 1127-1177, 2004.
- Bailey, N.; Kapetanios, G. and Pesaran, M. H. Exponent of Cross-Sectional Dependence: Estimation and Inference, 2012. (Working Paper 12) Disponível em: (<http://www.econ.cam.ac.uk/emeritus/pesaran/wp.htm>)
- Baltagi, B. H. and Pirotte, A. Panel Data Inference under Spatial Dependence, *Economic Modelling*, v. 27, p. 1368-1381, 2010.
- Barbieri, L. Panel Unit Root Tests: A Review, *Università Cattolica del Sacro Cuore, Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali-Piacenza*, 2006. (Working Paper 43)
- Bernard, A.B., Durlauf, S. Convergence in international output, *Journal of Applied Econometrics*, v. 10, p. 97–108, 1995.
- Breitung, J. and Pesaran, M. H. Unit Roots and Cointegration in Panels, *Deutsche Bundesbank, Series 1: Economic Studies*, 2005. (Discussion Paper nº 42)
- Camarero, M.; Carrion-I-Silvestre, J. L. and Tamarit, C. Testing for Real Interest Rate Parity Using Panel Stationarity with Dependence: A Note, *The Manchester School*, v. 77, nº 1, p. 112-126, 2009.
- Cesa-Bianchi, A.; Pesaran, M. H.; Rebucci, A. and Xu, T. China's Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America, *Economia, Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, v. 12, nº 2, p. 1-75, 2012.
- Chang, Y. Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency, *Journal of Econometrics*, 2004.
- Choi, I. Unit Root Tests for Panel Data, *Journal of International Money and Finance*, v. 20, p. 249-272, 2001.

Choi, I. Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels, Mimeo, Hong Kong University of Science and Technology, 2002.

Chortareas, G. and Kapetanios, G. Getting PPP right: Identifying Mean-Reverting Real Exchange Rates in Panels, *Journal of Banking & Finance*, v. 33, p. 390-404, 2009.

Giulietti, M.; Otero, J. and Smith, J. Testing for Unit Root in Three-Dimensional Heterogeneous Panels in the Presence of Cross-Section Dependence, *Economics Letters*, v. 101, p. 188-192, 2008.

Engel, C. The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence, *Journal of Empirical Finance*, v. 3, p. 123-192, 1996.

Frankel, J. A. Measuring International Capital Mobility: A Review, *The American Economic Review*, v. 82, n° 2, p. 197-202, 1992.

Hakkio, C. A re-examination of purchasing power parity: a multi-country and multi-period study. *Journal of International Economics*, v. 17, p. 265-277, 1984.

Holmes, M. J. Does Long-Run Real Interest Parity Hold Among EU Countries? Some New Panel Data Evidence, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 42, p. 733-749, 2002.

Im K. S., Pesaran, M. H. and Y. Shin. Testing for Unit Root in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.

Jang, M. J. and Shin, D. W. Comparison of Panel Unit Root Tests under Cross-Sectional Dependence, *Economics Letters*, v. 89, p. 12-17, 2005.

Levin, A. and Lin, C. F. Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, Discussion Paper, 92-93, Department of Economics, University of California at San Diego, 1992.

Levin, A. and Lin, C. F. Unit Root Test in Panel Data: New Results, Discussion Paper, Department of Economics, University of California at San Diego, 1993.

Levin, A., Lin, C. F. and Chu, C. S. J. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, *Journal of Econometrics*, v. 108, p. 1-24, 2002.

Moon, H.R. and B. Perron. Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors, *Journal of Econometrics*, v. 122, p. 81-126, 2004.

O'Connell, P. G. J. The Overvaluation of Purchasing Power Parity, *Journal of International Economics*, v. 44, p. 1-19, 1998.

Papell, D.H. and Theodoridis, H. Increasing evidence of purchasing power parity over the current float, *Journal of International Money and Finance*, v. 17, p. 41-50, 1998.

Pesaran, M. H. A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence, *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, p. 265-312, 2007.

Pesaran M. H. A Pair-Wise Approach to Testing for Output and Growth Convergence, *Journal of Econometrics*, forthcoming, 2007.

Pesaran, M. H.; Smith, L. V. and Yamagata, T. A Panel Unit Root in the Presence of a Multifactor Error Structure, 2009. (Working Paper 09)  
([http://www.econ.cam.ac.uk/emeritus/pesaran/wp09/PSY\\_16Sept2009\\_Vanessa.pdf](http://www.econ.cam.ac.uk/emeritus/pesaran/wp09/PSY_16Sept2009_Vanessa.pdf))

Phillips, P. C. B. and Sul, D. Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence, *Econometrical Journal*, v. 6, p. 217-259, 2002.

Quah, D. Exploiting Cross-Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data, *Economics Letters*, v. 44, p. 9-19, 1994.

Silva, S. S.; Triches, D. and Hillbrecht, R. O. Investigação da Mobilidade de Capitais da Paridade Coberta de Juros com Modelos de Parâmetros Fixos e Variáveis, *Economia*, v. 10, nº 3, p. 501-531, 2009.

Summer, R. and A. Heston. The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons 1950-1988, *Quarterly Journal of Economics*, v. 106, nº 2, p. 327-368, 1991.

Wu, J. L. and Chen, S. L. A Reexamination of Interest Rate Parity, *Canadian Journal of Economics*, v. 31, p. 837-851, 1998.

Wu, Y. Are real exchange rates nonstationary? Evidence from a panel data test, *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 28, p. 54-63, 1996.

## APÊNDICE A

Com a intenção de estabelecer qual o nível de dependência cross-section para diferentes quadros de fatores estruturais, um experimento de Monte Carlo será executado nesse apêndice. Dessa forma, usando o expoente de dependência cross-section, será possível estabelecer o nível de dependência proporcionado por cada quadro de fator estrutural.

Para esse fim, o mesmo processo gerador de dados da seção 3 será usado para formar o painel. Contudo, no lugar de tomar o resíduo da equação (21) como na equação (22), o resíduo será tomado sem mudança no nível de dependência, visto que, o objetivo é estabelecer o nível de dependência de cada fator estrutural. Assim, o resíduo será dado por:

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

Onde,  $\gamma_i$  segue os casos estabelecidos em (24). Para seguir o mesmo procedimento da segunda seção, foram extraídos os resíduos do PGD sob a hipótese alternativa e para a hipótese nula de raiz unitária. Após essa etapa, os resíduos foram padronizados. Para calcular os valores do expoente de dependência cross-section foram feitas 1000 simulações com  $T = 20, 30, 50, 100$  e  $N = 30, 50, 100$ . Os valores apresentados nas tabelas se referem à média dos expoentes das simulações.

Pela Tabela 1, note-se que a situação que Pesaran (2007a) descreveu como de alta dependência cross-section não foi capaz de acompanhar os dados reais que apresentam picos próximos da unidade. Mesmo quando o PGD é tomado para ter correlação serial e gerado sob a hipótese nula de raiz unitária, os valores simulados do expoente não possuem grande alteração, como pode ser visto na Tabela 2.

Tabela A.1 - Simulação do Expoente de Dependência Cross-Section. Processo Gerador de Dados sob a Alternativa e sem Correlação Serial. Resíduos Estimados sob a Alternativa.

| N   | T-Fraca |        |        |        | T-Intermediária |        |        |        |
|-----|---------|--------|--------|--------|-----------------|--------|--------|--------|
|     | 20      | 30     | 50     | 100    | 20              | 30     | 50     | 100    |
| 30  | 0.4390  | 0.4646 | 0.5136 | 0.6418 | 0.7460          | 0.7669 | 0.7870 | 0.8128 |
| 50  | 0.4693  | 0.4888 | 0.5260 | 0.6303 | 0.7821          | 0.7960 | 0.8190 | 0.8340 |
| 100 | 0.5243  | 0.5363 | 0.5602 | 0.6423 | 0.8146          | 0.8300 | 0.8441 | 0.8607 |
| N   | T-Alta  |        |        |        | T-Forte         |        |        |        |
|     | 20      | 30     | 50     | 100    | 20              | 30     | 50     | 100    |
| 30  | 0.7935  | 0.7993 | 0.8080 | 0.8204 | 0.9592          | 0.9630 | 0.9644 | 0.9664 |
| 50  | 0.8197  | 0.8266 | 0.8357 | 0.8459 | 0.9659          | 0.9680 | 0.9683 | 0.9711 |
| 100 | 0.8477  | 0.8545 | 0.8609 | 0.8681 | 0.9709          | 0.9719 | 0.9736 | 0.9747 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela A.2 - Simulação do Expoente de Dependência Cross-Section. Processo Gerador de Dados sob a Nula e com Correlação Serial Positiva. Resíduos Estimados sob a Alternativa.

| N   | T-Fraca |        |        |        | T-Intermediária |        |        |        |
|-----|---------|--------|--------|--------|-----------------|--------|--------|--------|
|     | 20      | 30     | 50     | 100    | 20              | 30     | 50     | 100    |
| 30  | 0.4378  | 0.4652 | 0.5223 | 0.6393 | 0.7374          | 0.7651 | 0.7860 | 0.8119 |
| 50  | 0.4721  | 0.4888 | 0.5311 | 0.6241 | 0.7774          | 0.7976 | 0.8145 | 0.8336 |
| 100 | 0.5221  | 0.5336 | 0.5632 | 0.6339 | 0.8135          | 0.8260 | 0.8416 | 0.8586 |
| N   | T-Alta  |        |        |        | T-Forte         |        |        |        |
|     | 20      | 30     | 50     | 100    | 20              | 30     | 50     | 100    |
| 30  | 0.7869  | 0.7978 | 0.8120 | 0.8191 | 0.9610          | 0.9629 | 0.9639 | 0.9666 |
| 50  | 0.8202  | 0.8283 | 0.8363 | 0.8427 | 0.9655          | 0.9675 | 0.9693 | 0.9707 |
| 100 | 0.8466  | 0.8548 | 0.8611 | 0.8676 | 0.9712          | 0.9721 | 0.9737 | 0.9751 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

## APÊNDICE B

Tabela B.1- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 1. Painel com Mudança de Dependência em  $tb=0.5T$ .

| Teste                          |      | Intermediária para Forte |       |       |        |        |        |        |        | Fraca para Forte |        |        |        |        |        |        |        |
|--------------------------------|------|--------------------------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|                                |      | Tamanho                  |       |       |        | Poder  |        |        |        | Tamanho          |        |        |        | Poder  |        |        |        |
|                                |      | 20                       | 30    | 50    | 100    | 20     | 30     | 50     | 100    | 20               | 30     | 50     | 100    | 20     | 30     | 50     | 100    |
| Sem Correlação Serial          |      |                          |       |       |        |        |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS | 0.027                    | 0.049 | 0.044 | 0.031  | 0.008  | 0.035  | 0.070  | 0.000  | 0.004            | -0.015 | 0.002  | -0.010 | -0.060 | -0.057 | 0.065  | 0.000  |
|                                | t*   | 0.196                    | 0.187 | 0.166 | 0.125  | -0.066 | -0.046 | -0.040 | -0.014 | 0.248            | 0.229  | 0.206  | 0.125  | -0.070 | -0.095 | -0.069 | -0.017 |
| 50                             | CIPS | 0.026                    | 0.040 | 0.042 | 0.047  | 0.012  | 0.015  | 0.043  | 0.000  | 0.003            | -0.014 | -0.022 | 0.006  | -0.054 | -0.049 | 0.061  | 0.000  |
|                                | t*   | 0.236                    | 0.226 | 0.209 | 0.191  | -0.045 | -0.049 | -0.048 | -0.006 | 0.262            | 0.256  | 0.214  | 0.180  | -0.055 | -0.060 | -0.053 | -0.013 |
| 100                            | CIPS | 0.078                    | 0.042 | 0.049 | 0.068  | 0.020  | 0.061  | -0.042 | 0.000  | -0.003           | -0.021 | -0.023 | -0.009 | -0.095 | -0.021 | -0.007 | 0.000  |
|                                | t*   | 0.308                    | 0.306 | 0.304 | 0.283  | -0.021 | -0.034 | -0.027 | -0.009 | 0.351            | 0.373  | 0.281  | 0.247  | -0.028 | -0.051 | -0.047 | -0.004 |
| Com Correlação Serial Positiva |      |                          |       |       |        |        |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS | 0.015                    | 0.003 | 0.000 | 0.004  | -0.016 | -0.039 | -0.019 | 0.001  | -0.012           | -0.013 | -0.021 | -0.007 | -0.030 | -0.068 | -0.058 | 0.002  |
|                                | t*   | 0.160                    | 0.130 | 0.146 | 0.123  | -0.007 | -0.012 | -0.014 | 0.000  | 0.204            | 0.187  | 0.187  | 0.141  | -0.006 | -0.012 | -0.008 | -0.005 |
| 50                             | CIPS | 0.003                    | 0.027 | 0.001 | 0.005  | -0.038 | -0.040 | -0.032 | 0.000  | -0.014           | -0.001 | -0.014 | -0.012 | -0.060 | -0.081 | -0.038 | 0.000  |
|                                | t*   | 0.176                    | 0.172 | 0.177 | 0.146  | -0.006 | -0.012 | -0.011 | -0.001 | 0.250            | 0.244  | 0.219  | 0.175  | -0.007 | -0.013 | -0.008 | -0.001 |
| 100                            | CIPS | 0.004                    | 0.005 | 0.012 | -0.005 | -0.031 | -0.057 | -0.008 | 0.000  | -0.022           | -0.032 | -0.018 | -0.024 | -0.056 | -0.098 | 0.010  | 0.000  |
|                                | t*   | 0.211                    | 0.222 | 0.252 | 0.216  | 0.000  | -0.007 | -0.009 | 0.000  | 0.256            | 0.296  | 0.288  | 0.250  | -0.001 | -0.003 | -0.006 | -0.002 |
| Com Correlação Serial Negativa |      |                          |       |       |        |        |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS | 0.075                    | 0.079 | 0.071 | 0.053  | 0.012  | 0.024  | 0.032  | 0.000  | 0.017            | 0.008  | -0.002 | -0.001 | -0.032 | -0.030 | 0.106  | 0.000  |
|                                | t*   | 0.197                    | 0.178 | 0.179 | 0.158  | -0.118 | -0.110 | -0.092 | -0.023 | 0.230            | 0.237  | 0.192  | 0.117  | -0.150 | -0.152 | -0.134 | -0.042 |
| 50                             | CIPS | 0.063                    | 0.086 | 0.057 | 0.062  | 0.011  | 0.017  | -0.028 | 0.000  | 0.001            | 0.014  | -0.012 | -0.004 | -0.048 | -0.061 | 0.080  | 0.000  |
|                                | t*   | 0.236                    | 0.242 | 0.228 | 0.234  | -0.105 | -0.110 | -0.068 | -0.025 | 0.288            | 0.264  | 0.223  | 0.159  | -0.140 | -0.139 | -0.115 | -0.033 |
| 100                            | CIPS | 0.085                    | 0.074 | 0.104 | 0.095  | 0.041  | 0.009  | -0.002 | 0.000  | 0.013            | -0.007 | -0.008 | -0.025 | -0.069 | -0.080 | 0.070  | 0.000  |
|                                | t*   | 0.278                    | 0.295 | 0.328 | 0.294  | -0.077 | -0.092 | -0.091 | -0.020 | 0.342            | 0.293  | 0.278  | 0.213  | -0.105 | -0.131 | -0.113 | -0.028 |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um

Tabela B.2- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 2. Painel com Mudança de Dependência em  $tb=0.5T$ .

| N\T                            | Teste | Intermediária para Forte |       |       |       |       |        |        |        | Fraca para Forte |        |        |        |        |        |        |        |
|--------------------------------|-------|--------------------------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|                                |       | Tamanho                  |       |       |       | Poder |        |        |        | Tamanho          |        |        |        | Poder  |        |        |        |
|                                |       | 20                       | 30    | 50    | 100   | 20    | 30     | 50     | 100    | 20               | 30     | 50     | 100    | 20     | 30     | 50     | 100    |
| Sem Correlação Serial          |       |                          |       |       |       |       |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.023                    | 0.047 | 0.037 | 0.023 | 0.047 | -0.061 | -0.145 | 0.000  | 0.000            | -0.017 | -0.005 | -0.018 | -0.021 | -0.153 | -0.150 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.087                    | 0.094 | 0.108 | 0.080 | 0.160 | 0.115  | 0.023  | -0.009 | 0.139            | 0.136  | 0.148  | 0.080  | 0.156  | 0.066  | -0.006 | -0.012 |
| 50                             | CIPS  | 0.019                    | 0.064 | 0.052 | 0.055 | 0.079 | -0.124 | -0.100 | 0.000  | -0.004           | 0.010  | -0.012 | 0.014  | 0.013  | -0.188 | -0.082 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.102                    | 0.131 | 0.136 | 0.109 | 0.157 | 0.058  | 0.006  | -0.001 | 0.128            | 0.161  | 0.141  | 0.098  | 0.147  | 0.047  | 0.001  | -0.008 |
| 100                            | CIPS  | 0.068                    | 0.059 | 0.050 | 0.077 | 0.125 | -0.117 | -0.073 | 0.000  | -0.013           | -0.004 | -0.022 | 0.000  | 0.010  | -0.199 | -0.038 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.149                    | 0.160 | 0.184 | 0.193 | 0.161 | 0.048  | 0.001  | -0.008 | 0.192            | 0.227  | 0.161  | 0.157  | 0.154  | 0.031  | -0.019 | -0.003 |
| Com Correlação Serial Positiva |       |                          |       |       |       |       |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.032                    | 0.014 | 0.002 | 0.001 | 0.043 | 0.036  | -0.172 | -0.001 | 0.005            | -0.002 | -0.019 | -0.010 | 0.029  | 0.007  | -0.211 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.036                    | 0.036 | 0.050 | 0.036 | 0.142 | 0.066  | 0.006  | 0.000  | 0.080            | 0.093  | 0.091  | 0.054  | 0.143  | 0.066  | 0.012  | -0.005 |
| 50                             | CIPS  | 0.027                    | 0.032 | 0.009 | 0.012 | 0.056 | 0.015  | -0.206 | 0.000  | 0.010            | 0.004  | -0.006 | -0.005 | 0.034  | -0.026 | -0.212 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.014                    | 0.031 | 0.058 | 0.027 | 0.098 | 0.038  | 0.002  | 0.000  | 0.088            | 0.103  | 0.100  | 0.056  | 0.097  | 0.037  | 0.005  | 0.000  |
| 100                            | CIPS  | 0.019                    | 0.031 | 0.026 | 0.008 | 0.051 | 0.010  | -0.175 | 0.000  | -0.007           | -0.006 | -0.004 | -0.011 | 0.026  | -0.031 | -0.157 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.011                    | 0.049 | 0.081 | 0.086 | 0.075 | 0.037  | 0.000  | 0.000  | 0.056            | 0.123  | 0.117  | 0.120  | 0.074  | 0.041  | 0.003  | -0.002 |
| Com Correlação Serial Negativa |       |                          |       |       |       |       |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.072                    | 0.059 | 0.069 | 0.058 | 0.056 | -0.090 | -0.294 | 0.000  | 0.014            | -0.012 | -0.004 | 0.004  | 0.012  | -0.144 | -0.220 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.117                    | 0.118 | 0.140 | 0.111 | 0.175 | 0.129  | 0.041  | -0.011 | 0.150            | 0.177  | 0.153  | 0.070  | 0.143  | 0.087  | -0.001 | -0.030 |
| 50                             | CIPS  | 0.070                    | 0.072 | 0.079 | 0.060 | 0.066 | -0.103 | -0.242 | 0.000  | 0.008            | 0.000  | 0.010  | -0.006 | 0.007  | -0.181 | -0.134 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.135                    | 0.142 | 0.156 | 0.187 | 0.156 | 0.083  | 0.022  | -0.013 | 0.187            | 0.164  | 0.151  | 0.112  | 0.121  | 0.054  | -0.025 | -0.021 |
| 100                            | CIPS  | 0.074                    | 0.074 | 0.106 | 0.098 | 0.125 | -0.152 | -0.166 | 0.000  | 0.002            | -0.007 | -0.006 | -0.022 | 0.015  | -0.241 | -0.094 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.143                    | 0.181 | 0.223 | 0.201 | 0.159 | 0.073  | -0.014 | -0.003 | 0.207            | 0.179  | 0.173  | 0.120  | 0.131  | 0.034  | -0.036 | -0.011 |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um

Tabela B.3- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 1. Painel com Mudança de Dependência em  $tb=0.75T$ .

| N\T                            | Teste | Intermediária para Forte |        |        |        |        |        |        |        | Fraca para Forte |        |        |        |        |        |        |        |
|--------------------------------|-------|--------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|                                |       | Tamanho                  |        |        |        | Poder  |        |        |        | Tamanho          |        |        |        | Poder  |        |        |        |
|                                |       | 20                       | 30     | 50     | 100    | 20     | 30     | 50     | 100    | 20               | 30     | 50     | 100    | 20     | 30     | 50     | 100    |
| Sem Correlação Serial          |       |                          |        |        |        |        |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | -0.021                   | -0.032 | -0.029 | -0.019 | -0.050 | -0.070 | -0.081 | 0.000  | -0.048           | -0.049 | -0.045 | -0.044 | -0.094 | -0.144 | -0.087 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.126                    | 0.125  | 0.138  | 0.135  | -0.019 | -0.003 | -0.002 | -0.003 | 0.173            | 0.142  | 0.157  | 0.124  | -0.009 | -0.002 | -0.007 | -0.006 |
| 50                             | CIPS  | -0.030                   | -0.032 | -0.035 | -0.025 | -0.071 | -0.095 | -0.073 | 0.000  | -0.043           | -0.054 | -0.056 | -0.040 | -0.108 | -0.154 | -0.063 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.137                    | 0.168  | 0.197  | 0.233  | -0.012 | -0.004 | -0.005 | -0.001 | 0.190            | 0.188  | 0.188  | 0.181  | -0.003 | -0.002 | -0.004 | -0.005 |
| 100                            | CIPS  | -0.026                   | -0.051 | -0.038 | -0.035 | -0.083 | -0.078 | -0.146 | 0.000  | -0.044           | -0.065 | -0.053 | -0.053 | -0.135 | -0.208 | -0.083 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.177                    | 0.244  | 0.282  | 0.311  | -0.007 | 0.000  | 0.000  | -0.003 | 0.225            | 0.230  | 0.270  | 0.267  | -0.001 | 0.000  | -0.003 | -0.012 |
| Com Correlação Serial Positiva |       |                          |        |        |        |        |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | -0.052                   | -0.045 | -0.045 | -0.042 | -0.062 | -0.114 | -0.166 | -0.003 | -0.054           | -0.048 | -0.049 | -0.044 | -0.083 | -0.155 | -0.132 | -0.001 |
|                                | t*    | 0.062                    | 0.054  | 0.066  | 0.066  | -0.002 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.094            | 0.086  | 0.093  | 0.104  | -0.003 | 0.000  | 0.000  | 0.000  |
| 50                             | CIPS  | -0.045                   | -0.039 | -0.046 | -0.048 | -0.102 | -0.139 | -0.174 | 0.000  | -0.051           | -0.042 | -0.049 | -0.046 | -0.112 | -0.161 | -0.165 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.061                    | 0.067  | 0.099  | 0.096  | -0.001 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.102            | 0.098  | 0.112  | 0.112  | -0.002 | 0.000  | 0.000  | 0.000  |
| 100                            | CIPS  | -0.048                   | -0.057 | -0.049 | -0.046 | -0.087 | -0.158 | -0.190 | 0.000  | -0.049           | -0.060 | -0.050 | -0.049 | -0.103 | -0.188 | -0.191 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.077                    | 0.097  | 0.117  | 0.156  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.113            | 0.136  | 0.177  | 0.171  | -0.001 | 0.000  | 0.000  | 0.000  |
| Com Correlação Serial Negativa |       |                          |        |        |        |        |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | -0.015                   | -0.015 | -0.011 | -0.016 | -0.029 | -0.036 | -0.128 | -0.003 | -0.042           | -0.036 | -0.031 | -0.042 | -0.071 | -0.094 | -0.143 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.136                    | 0.164  | 0.201  | 0.198  | -0.066 | -0.017 | -0.012 | -0.014 | 0.199            | 0.200  | 0.197  | 0.156  | -0.060 | -0.033 | -0.033 | -0.048 |
| 50                             | CIPS  | -0.031                   | -0.016 | -0.024 | -0.014 | -0.030 | -0.058 | -0.188 | -0.005 | -0.049           | -0.033 | -0.057 | -0.041 | -0.075 | -0.124 | -0.156 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.177                    | 0.223  | 0.245  | 0.294  | -0.032 | -0.009 | -0.013 | -0.014 | 0.210            | 0.217  | 0.240  | 0.190  | -0.045 | -0.026 | -0.031 | -0.026 |
| 100                            | CIPS  | -0.013                   | -0.018 | -0.023 | -0.016 | -0.049 | -0.073 | -0.202 | 0.000  | -0.030           | -0.038 | -0.041 | -0.051 | -0.101 | -0.193 | -0.110 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.265                    | 0.310  | 0.368  | 0.387  | -0.021 | -0.006 | -0.007 | -0.011 | 0.273            | 0.287  | 0.293  | 0.314  | -0.027 | -0.016 | -0.034 | -0.032 |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um



Tabela B.4- Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária para o Referencial 2. Painel com Mudança de Dependência em  $tb=0.75T$ .

| N\T                            | Teste | Intermediária para Forte |        |        |        |        |        |        |        | Fraca para Forte |        |        |        |        |        |        |        |
|--------------------------------|-------|--------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|                                |       | Tamanho                  |        |        |        | Poder  |        |        |        | Tamanho          |        |        |        | Poder  |        |        |        |
|                                |       | 20                       | 30     | 50     | 100    | 20     | 30     | 50     | 100    | 20               | 30     | 50     | 100    | 20     | 30     | 50     | 100    |
| Sem Correlação Serial          |       |                          |        |        |        |        |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | -0.025                   | -0.034 | -0.036 | -0.027 | -0.011 | -0.166 | -0.296 | 0.000  | -0.052           | -0.051 | -0.052 | -0.052 | -0.055 | -0.240 | -0.302 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.017                    | 0.032  | 0.080  | 0.090  | 0.207  | 0.158  | 0.061  | 0.002  | 0.064            | 0.049  | 0.099  | 0.079  | 0.217  | 0.159  | 0.056  | -0.001 |
| 50                             | CIPS  | -0.037                   | -0.008 | -0.025 | -0.017 | -0.004 | -0.234 | -0.216 | 0.000  | -0.050           | -0.030 | -0.046 | -0.032 | -0.041 | -0.293 | -0.206 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.003                    | 0.073  | 0.124  | 0.151  | 0.190  | 0.103  | 0.049  | 0.004  | 0.056            | 0.093  | 0.115  | 0.099  | 0.199  | 0.105  | 0.050  | 0.000  |
| 100                            | CIPS  | -0.036                   | -0.034 | -0.037 | -0.026 | 0.022  | -0.256 | -0.177 | 0.000  | -0.054           | -0.048 | -0.052 | -0.044 | -0.030 | -0.386 | -0.114 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.018                    | 0.098  | 0.162  | 0.221  | 0.175  | 0.082  | 0.028  | -0.002 | 0.066            | 0.084  | 0.150  | 0.177  | 0.181  | 0.082  | 0.025  | -0.011 |
| Com Correlação Serial Positiva |       |                          |        |        |        |        |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | -0.035                   | -0.034 | -0.043 | -0.045 | -0.003 | -0.039 | -0.319 | -0.005 | -0.037           | -0.037 | -0.047 | -0.047 | -0.024 | -0.080 | -0.285 | -0.003 |
|                                | t*    | -0.062                   | -0.040 | -0.030 | -0.021 | 0.147  | 0.078  | 0.020  | 0.000  | -0.030           | -0.008 | -0.003 | 0.017  | 0.146  | 0.078  | 0.020  | 0.000  |
| 50                             | CIPS  | -0.021                   | -0.034 | -0.038 | -0.041 | -0.008 | -0.084 | -0.348 | 0.000  | -0.027           | -0.037 | -0.041 | -0.039 | -0.018 | -0.106 | -0.339 | 0.000  |
|                                | t*    | -0.101                   | -0.074 | -0.020 | -0.023 | 0.103  | 0.050  | 0.013  | 0.001  | -0.060           | -0.043 | -0.007 | -0.007 | 0.102  | 0.050  | 0.013  | 0.001  |
| 100                            | CIPS  | -0.033                   | -0.031 | -0.035 | -0.033 | -0.005 | -0.091 | -0.357 | 0.000  | -0.034           | -0.034 | -0.036 | -0.036 | -0.021 | -0.121 | -0.358 | 0.000  |
|                                | t*    | -0.123                   | -0.076 | -0.054 | 0.026  | 0.075  | 0.044  | 0.009  | 0.000  | -0.087           | -0.037 | 0.006  | 0.041  | 0.074  | 0.044  | 0.009  | 0.000  |
| Com Correlação Serial Negativa |       |                          |        |        |        |        |        |        |        |                  |        |        |        |        |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | -0.018                   | -0.035 | -0.013 | -0.011 | 0.015  | -0.150 | -0.454 | -0.003 | -0.045           | -0.056 | -0.033 | -0.037 | -0.027 | -0.208 | -0.469 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.056                    | 0.104  | 0.162  | 0.151  | 0.227  | 0.222  | 0.121  | -0.002 | 0.119            | 0.140  | 0.158  | 0.109  | 0.233  | 0.206  | 0.100  | -0.036 |
| 50                             | CIPS  | -0.024                   | -0.030 | -0.002 | -0.016 | 0.025  | -0.178 | -0.402 | -0.005 | -0.042           | -0.047 | -0.035 | -0.043 | -0.020 | -0.244 | -0.370 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.076                    | 0.123  | 0.173  | 0.247  | 0.229  | 0.184  | 0.077  | -0.002 | 0.109            | 0.117  | 0.168  | 0.143  | 0.216  | 0.167  | 0.059  | -0.014 |
| 100                            | CIPS  | -0.024                   | -0.018 | -0.021 | -0.013 | 0.035  | -0.234 | -0.366 | 0.000  | -0.041           | -0.038 | -0.039 | -0.048 | -0.017 | -0.354 | -0.274 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.130                    | 0.196  | 0.263  | 0.294  | 0.215  | 0.159  | 0.070  | 0.006  | 0.138            | 0.173  | 0.188  | 0.221  | 0.209  | 0.149  | 0.043  | -0.015 |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um

Tabela B.5 - Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel com Mudança de Dependência dada pelo Quadro 1.

| N\T                            | Teste | Referencial 1 |        |        |       |        |        |        |        | Referencial 2 |        |        |        |       |        |        |        |
|--------------------------------|-------|---------------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|---------------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
|                                |       | Tamanho       |        |        |       | Poder  |        |        |        | Tamanho       |        |        |        | Poder |        |        |        |
|                                |       | 20            | 30     | 50     | 100   | 20     | 30     | 50     | 100    | 20            | 30     | 50     | 100    | 20    | 30     | 50     | 100    |
| Sem Correlação Serial          |       |               |        |        |       |        |        |        |        |               |        |        |        |       |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.096         | 0.082  | 0.089  | 0.065 | 0.075  | 0.059  | -0.008 | -0.001 | 0.092         | 0.080  | 0.082  | 0.057  | 0.114 | -0.037 | -0.223 | -0.001 |
|                                | t*    | 0.004         | 0.004  | 0.005  | 0.009 | -0.001 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.105        | -0.089 | -0.053 | -0.036 | 0.225 | 0.161  | 0.063  | 0.005  |
| 50                             | CIPS  | 0.117         | 0.078  | 0.091  | 0.099 | 0.098  | 0.024  | 0.001  | 0.000  | 0.110         | 0.102  | 0.101  | 0.107  | 0.165 | -0.115 | -0.142 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.002         | 0.008  | 0.014  | 0.043 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.132        | -0.087 | -0.059 | -0.039 | 0.202 | 0.107  | 0.054  | 0.005  |
| 100                            | CIPS  | 0.127         | 0.100  | 0.105  | 0.111 | 0.071  | 0.064  | -0.060 | 0.000  | 0.117         | 0.117  | 0.106  | 0.120  | 0.176 | -0.114 | -0.091 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.003         | 0.015  | 0.036  | 0.065 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.156        | -0.131 | -0.084 | -0.025 | 0.182 | 0.082  | 0.028  | 0.001  |
| Com Correlação Serial Positiva |       |               |        |        |       |        |        |        |        |               |        |        |        |       |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.012         | 0.028  | 0.016  | 0.030 | 0.032  | -0.015 | -0.031 | 0.002  | 0.029         | 0.039  | 0.018  | 0.027  | 0.091 | 0.060  | -0.184 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.000         | -0.001 | -0.001 | 0.010 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.124        | -0.095 | -0.097 | -0.077 | 0.149 | 0.078  | 0.020  | 0.000  |
| 50                             | CIPS  | 0.033         | 0.054  | 0.028  | 0.035 | -0.015 | -0.002 | -0.027 | 0.000  | 0.057         | 0.059  | 0.036  | 0.042  | 0.079 | 0.053  | -0.201 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.001         | 0.001  | 0.014  | 0.013 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.161        | -0.140 | -0.105 | -0.106 | 0.104 | 0.050  | 0.013  | 0.001  |
| 100                            | CIPS  | 0.028         | 0.022  | 0.036  | 0.039 | 0.027  | 0.003  | -0.034 | 0.000  | 0.043         | 0.048  | 0.050  | 0.052  | 0.109 | 0.070  | -0.201 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.002         | 0.001  | 0.002  | 0.019 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.198        | -0.172 | -0.169 | -0.111 | 0.075 | 0.044  | 0.009  | 0.000  |
| Com Correlação Serial Negativa |       |               |        |        |       |        |        |        |        |               |        |        |        |       |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.106         | 0.107  | 0.135  | 0.128 | 0.080  | 0.109  | 0.042  | -0.004 | 0.103         | 0.087  | 0.133  | 0.133  | 0.124 | -0.005 | -0.284 | -0.004 |
|                                | t*    | 0.006         | 0.017  | 0.026  | 0.043 | -0.007 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.074        | -0.043 | -0.013 | -0.004 | 0.286 | 0.239  | 0.133  | 0.012  |
| 50                             | CIPS  | 0.129         | 0.168  | 0.131  | 0.152 | 0.084  | 0.098  | -0.025 | -0.001 | 0.136         | 0.154  | 0.153  | 0.150  | 0.139 | -0.022 | -0.239 | -0.001 |
|                                | t*    | 0.011         | 0.026  | 0.051  | 0.072 | -0.004 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.090        | -0.074 | -0.021 | 0.025  | 0.257 | 0.193  | 0.090  | 0.012  |
| 100                            | CIPS  | 0.157         | 0.170  | 0.166  | 0.165 | 0.087  | 0.102  | -0.049 | 0.000  | 0.146         | 0.170  | 0.168  | 0.168  | 0.171 | -0.059 | -0.213 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.026         | 0.041  | 0.055  | 0.137 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.109        | -0.073 | -0.050 | 0.044  | 0.236 | 0.165  | 0.077  | 0.017  |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um

Tabela B.6 - Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel com Mudança de Dependência dada pelo Quadro 3.

| N\T                            | Teste | Referencial 1 |        |        |        |        |        |        |        | Referencial 2 |        |        |        |       |        |        |        |
|--------------------------------|-------|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
|                                |       | Tamanho       |        |        |        | Poder  |        |        |        | Tamanho       |        |        |        | Poder |        |        |        |
|                                |       | 20            | 30     | 50     | 100    | 20     | 30     | 50     | 100    | 20            | 30     | 50     | 100    | 20    | 30     | 50     | 100    |
| Sem Correlação Serial          |       |               |        |        |        |        |        |        |        |               |        |        |        |       |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.012         | 0.016  | 0.011  | 0.018  | 0.028  | 0.004  | -0.033 | 0.000  | 0.008         | 0.014  | 0.004  | 0.010  | 0.067 | -0.092 | -0.248 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.004         | 0.012  | 0.005  | 0.028  | -0.013 | -0.001 | 0.000  | 0.000  | -0.105        | -0.081 | -0.053 | -0.017 | 0.213 | 0.160  | 0.063  | 0.005  |
| 50                             | CIPS  | 0.011         | -0.008 | 0.001  | 0.008  | 0.031  | 0.011  | -0.057 | -0.001 | 0.004         | 0.016  | 0.011  | 0.016  | 0.098 | -0.128 | -0.200 | -0.001 |
|                                | t*    | 0.002         | 0.006  | 0.006  | 0.047  | -0.002 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.132        | -0.089 | -0.067 | -0.035 | 0.200 | 0.107  | 0.054  | 0.005  |
| 100                            | CIPS  | 0.013         | -0.015 | 0.000  | 0.008  | 0.031  | 0.052  | -0.094 | 0.000  | 0.003         | 0.002  | 0.001  | 0.017  | 0.136 | -0.126 | -0.125 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.012         | 0.023  | 0.025  | 0.064  | -0.002 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.147        | -0.123 | -0.095 | -0.026 | 0.180 | 0.082  | 0.028  | 0.001  |
| Com Correlação Serial Positiva |       |               |        |        |        |        |        |        |        |               |        |        |        |       |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | -0.028        | -0.024 | -0.011 | -0.017 | -0.006 | -0.037 | -0.062 | -0.001 | -0.011        | -0.013 | -0.009 | -0.020 | 0.053 | 0.038  | -0.215 | -0.003 |
|                                | t*    | 0.001         | -0.004 | 0.000  | 0.019  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.123        | -0.098 | -0.096 | -0.068 | 0.149 | 0.078  | 0.020  | 0.000  |
| 50                             | CIPS  | -0.018        | -0.008 | -0.022 | -0.015 | -0.029 | -0.047 | -0.065 | -0.002 | 0.006         | -0.003 | -0.014 | -0.008 | 0.065 | 0.008  | -0.239 | -0.002 |
|                                | t*    | 0.001         | 0.003  | 0.002  | 0.012  | -0.001 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.161        | -0.138 | -0.117 | -0.107 | 0.103 | 0.050  | 0.013  | 0.001  |
| 100                            | CIPS  | -0.016        | -0.037 | -0.019 | -0.012 | -0.027 | -0.035 | -0.031 | 0.000  | -0.001        | -0.011 | -0.005 | 0.001  | 0.055 | 0.032  | -0.198 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.001         | 0.002  | 0.003  | 0.014  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.199        | -0.171 | -0.168 | -0.116 | 0.075 | 0.044  | 0.009  | 0.000  |
| Com Correlação Serial Negativa |       |               |        |        |        |        |        |        |        |               |        |        |        |       |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.021         | 0.025  | 0.025  | 0.015  | 0.040  | 0.053  | -0.022 | -0.016 | 0.018         | 0.005  | 0.023  | 0.020  | 0.084 | -0.061 | -0.348 | -0.016 |
|                                | t*    | 0.010         | 0.010  | 0.031  | 0.050  | -0.034 | -0.004 | 0.000  | 0.000  | -0.070        | -0.050 | -0.008 | 0.003  | 0.259 | 0.235  | 0.133  | 0.012  |
| 50                             | CIPS  | 0.018         | 0.021  | 0.006  | 0.010  | 0.042  | 0.039  | -0.111 | -0.003 | 0.025         | 0.007  | 0.028  | 0.008  | 0.097 | -0.081 | -0.325 | -0.003 |
|                                | t*    | 0.029         | 0.027  | 0.036  | 0.075  | -0.006 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.072        | -0.073 | -0.036 | 0.028  | 0.255 | 0.193  | 0.090  | 0.012  |
| 100                            | CIPS  | 0.031         | 0.041  | 0.031  | 0.021  | 0.074  | 0.024  | -0.117 | 0.000  | 0.020         | 0.041  | 0.033  | 0.024  | 0.158 | -0.137 | -0.281 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.040         | 0.053  | 0.072  | 0.135  | -0.006 | -0.001 | 0.000  | 0.000  | -0.095        | -0.061 | -0.033 | 0.042  | 0.230 | 0.164  | 0.077  | 0.017  |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um

Tabela B.7 - Diferencial no Tamanho e Poder do Teste de Raiz Unitária. Painel com Mudança de Dependência dada pelo Quadro 4.

| N\T                            | Teste | Referencial 1 |        |        |        |        |        |        |        | Referencial 2 |        |        |        |       |        |        |        |
|--------------------------------|-------|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
|                                |       | Tamanho       |        |        |        | Poder  |        |        |        | Tamanho       |        |        |        | Poder |        |        |        |
|                                |       | 20            | 30     | 50     | 100    | 20     | 30     | 50     | 100    | 20            | 30     | 50     | 100    | 20    | 30     | 50     | 100    |
| Sem Correlação Serial          |       |               |        |        |        |        |        |        |        |               |        |        |        |       |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.009         | -0.003 | 0.019  | 0.004  | 0.000  | -0.035 | -0.071 | -0.003 | 0.005         | -0.005 | 0.012  | -0.004 | 0.039 | -0.131 | -0.286 | -0.003 |
|                                | t*    | 0.001         | 0.000  | 0.001  | 0.010  | -0.007 | -0.001 | 0.000  | 0.000  | -0.108        | -0.093 | -0.057 | -0.035 | 0.219 | 0.160  | 0.063  | 0.005  |
| 50                             | CIPS  | 0.000         | 0.002  | 0.009  | 0.024  | 0.015  | -0.039 | -0.101 | -0.001 | -0.007        | 0.026  | 0.019  | 0.032  | 0.082 | -0.178 | -0.244 | -0.001 |
|                                | t*    | 0.003         | 0.002  | 0.000  | 0.029  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.131        | -0.093 | -0.073 | -0.053 | 0.202 | 0.107  | 0.054  | 0.005  |
| 100                            | CIPS  | 0.016         | 0.013  | 0.010  | 0.022  | -0.011 | 0.000  | -0.133 | -0.001 | 0.006         | 0.030  | 0.011  | 0.031  | 0.094 | -0.178 | -0.164 | -0.001 |
|                                | t*    | 0.008         | 0.007  | 0.011  | 0.026  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.151        | -0.139 | -0.109 | -0.064 | 0.182 | 0.082  | 0.028  | 0.001  |
| Com Correlação Serial Positiva |       |               |        |        |        |        |        |        |        |               |        |        |        |       |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | -0.019        | 0.001  | -0.013 | 0.000  | -0.032 | -0.053 | -0.120 | -0.003 | -0.002        | 0.012  | -0.011 | -0.003 | 0.027 | 0.022  | -0.273 | -0.005 |
|                                | t*    | 0.000         | -0.003 | 0.001  | 0.013  | -0.001 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.124        | -0.097 | -0.095 | -0.074 | 0.148 | 0.078  | 0.020  | 0.000  |
| 50                             | CIPS  | -0.009        | 0.002  | -0.005 | -0.019 | -0.049 | -0.059 | -0.076 | -0.002 | 0.015         | 0.007  | 0.003  | -0.012 | 0.045 | -0.004 | -0.250 | -0.002 |
|                                | t*    | 0.002         | 0.000  | 0.002  | 0.013  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.160        | -0.141 | -0.117 | -0.106 | 0.104 | 0.050  | 0.013  | 0.001  |
| 100                            | CIPS  | -0.019        | -0.022 | -0.012 | 0.001  | -0.035 | -0.061 | -0.085 | 0.000  | -0.004        | 0.004  | 0.002  | 0.014  | 0.047 | 0.006  | -0.252 | 0.000  |
|                                | t*    | 0.000         | 0.000  | 0.001  | 0.015  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.200        | -0.173 | -0.170 | -0.115 | 0.075 | 0.044  | 0.009  | 0.000  |
| Com Correlação Serial Negativa |       |               |        |        |        |        |        |        |        |               |        |        |        |       |        |        |        |
| 30                             | CIPS  | 0.011         | 0.013  | 0.020  | 0.026  | -0.011 | 0.027  | -0.081 | -0.023 | 0.008         | -0.007 | 0.018  | 0.031  | 0.033 | -0.087 | -0.407 | -0.023 |
|                                | t*    | 0.002         | 0.006  | -0.001 | 0.020  | -0.026 | -0.005 | 0.000  | 0.000  | -0.078        | -0.054 | -0.040 | -0.027 | 0.267 | 0.234  | 0.133  | 0.012  |
| 50                             | CIPS  | -0.003        | 0.014  | 0.000  | 0.022  | 0.017  | -0.020 | -0.129 | -0.012 | 0.004         | 0.000  | 0.022  | 0.020  | 0.072 | -0.140 | -0.343 | -0.012 |
|                                | t*    | 0.004         | 0.001  | 0.021  | 0.023  | -0.008 | -0.002 | 0.000  | 0.000  | -0.097        | -0.099 | -0.051 | -0.024 | 0.253 | 0.191  | 0.090  | 0.012  |
| 100                            | CIPS  | 0.027         | 0.016  | 0.019  | 0.022  | -0.018 | -0.051 | -0.136 | -0.010 | 0.016         | 0.016  | 0.021  | 0.025  | 0.066 | -0.212 | -0.300 | -0.010 |
|                                | t*    | 0.014         | 0.008  | 0.015  | 0.044  | -0.002 | 0.000  | 0.000  | 0.000  | -0.121        | -0.106 | -0.090 | -0.049 | 0.234 | 0.165  | 0.077  | 0.017  |

OBS: Para o teste t\* o número de fatores foi tomado como conhecido. Em CIPS o número de lags para corrigir a correlação serial é igual a um