

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO: ECONOMIA E FINANÇAS**

SIMONE CAZAROTTO

**TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM MODELO PAINEL: UMA APLICAÇÃO A
TEORIA DA PARIDADE REAL DE JUROS NA AMÉRICA LATINA**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Florianópolis, março de 2006.

SIMONE CAZAROTTO

**TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM MODELO PAINEL: UMA APLICAÇÃO A
TEORIA DA PARIDADE REAL DE JUROS NA AMÉRICA LATINA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Fernando Seabra

Florianópolis, março de 2006.

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao Professor Fernando Seabra pela orientação do trabalho, pelos conhecimentos transmitidos, pela amizade, compreensão e apoio desde os anos de graduação.

Agradeço a minha família pelo apoio prestado, apesar da distância. Agradeço também, ao meu namorado, Caio, pelo apoio e carinho durante toda a realização deste trabalho.

Agradeço aos meus colegas do BESC e do Instituto de Relações Internacionais, principalmente a Marta, Dete, Prof. Barral e Carolina, pela compreensão e flexibilidade que permitiram que o trabalho pudesse ser realizado.

Por fim, agradeço a todos os meus amigos, colegas de mestrado, que estiveram ao meu lado nestes dois anos de convivência.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	vi
LISTA DE FIGURAS	vii
RESUMO	viii
ABSTRACT	ix
1 INTRODUÇÃO	10
1.1 Problema de Pesquisa	12
1.2 Objetivos	12
1.2.1 Objetivo Geral	12
1.2.2 Objetivos Específicos	12
1.3 Metodologia	13
2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM MODELO PAINEL	14
2.1 O Problema da Raiz Unitária	14
2.2 Testes de Raiz Unitária	16
2.2.1 O Teste Dickey-Fuller	16
2.2.2 O Teste Augmented Dickey-Fuller	17
2.2.3 O Teste de Phillips e Perron	17
2.3 Definição de Modelo Painel	18
2.4 Testes de Raiz Unitária em Modelo Painel	20
2.4.1 O Teste de Levin e Lin	21
2.4.2 O Teste de Im, Pesaran e Shin	24
2.4.3 O Teste de Maddala e Wu	26
2.4.4 O teste de Johansen	27
3 A EVIDÊNCIA EMPÍRICA DE TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM MODELO PAINEL	30
3.1 O caso da Paridade Real de Juros	30
3.2 O caso da Paridade do Poder de Compra	32
3.3 Outros Estudos	37

4 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E INTEGRAÇÃO FINANCEIRA	40
4.1 Integração Financeira	40
4.2 Integração Financeira na América Latina	45
4.3 Aplicação de Testes de Raiz Unitária em Modelo Pannel.....	47
4.3.1 Descrição dos Dados e Evidência Preliminar.....	47
4.3.2 Resultado dos Testes de Raiz Unitária	55
5 CONCLUSÃO.....	62
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	65
ANEXO I.....	70

LISTA DE TABELAS

Tabela 4.1 – Modelo de Previsão de Inflação.....	48
Tabela 4.2 – Taxas Real de Juros Média - % a.a (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela).....	49
Tabela 4.3 – Testes ADF e PP para Raiz Unitária nas Séries Individuais.....	55
Tabela 4.4 – Testes de Raiz Unitária em Modelo Painei (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela).....	57
Tabela 4.5 - Testes de Raiz Unitária em Modelo Painei (Países com Diferencias de Juros Reais não Estacionários nos Testes ADF e PP).....	58
Tabela 4.6 - Testes de Raiz Unitária em Modelo Painei (Países com Diferenciais de Juros Reais Estacionários nos Testes ADF e PP).....	59
Tabela 4.7 – Teste de Cointegração de Johansen (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela).....	60
Tabela 4.8 - Teste de Cointegração de Johansen (Chile, México e Uruguai).....	61

LISTA DE FIGURAS

Figura 4.1 – Evolução da Taxa Real de Juros da Argentina.....	49
Figura 4.2 – Evolução da Taxa Real de Juros do Brasil.....	50
Figura 4.3 – Evolução da Taxa Real de Juros do Chile.....	51
Figura 4.4 – Evolução da Taxa Real de Juros da Colômbia.....	51
Figura 4.5 – Evolução da Taxa Real de Juros do México.....	52
Figura 4.6 – Evolução da Taxa Real de Juros do Paraguai.....	52
Figura 4.7 – Evolução da Taxa Real de Juros do Peru.....	53
Figura 4.8 – Evolução da Taxa Real de Juros do Uruguai.....	53
Figura 4.9 – Evolução da Taxa Real de Juros da Venezuela.....	54
Figura 4.10 – Evolução da Taxa Real de Juros dos EUA.....	54

RESUMO

O objetivo deste estudo é aplicar testes de raiz unitária em modelo painel para verificar se os diferenciais de juros reais de um conjunto de nove países da América Latina em relação aos EUA são estacionários no período de 1995 a 2005. A estacionaridade dos diferenciais de juros reais indica que existe evidência a favor da validade da Paridade Real de Juros. Foram aplicados os testes de raiz unitária em modelo painel de Levin e Lin (1992, 1993), Im, Pesaran e Shi (1997) e Maddala e Wu (1999), além do teste de cointegração de Johansen. Os resultados destes testes indicam que existe elevada integração financeira do Chile, do México e do Uruguai com os mercados internacionais.

Palavras Chave: Testes de Raiz Unitária em Modelo Painel; Integração Financeira; Paridade Real de Juros; América Latina.

ABSTRACT

The purpose of this study is to apply panel unit root test to test if real interest differentials of a group of nine Latin American countries with respect to the USA are stationary in the period of 1995 to 2005. The stationarity of real interest differentials imply that there is support to the validity of the Real Interest Parity. We apply the panel unit root tests developed by Levin and Lin(1992, 1993), Im, Pesaran and Shin (1997) and Maddala and Wu (1999), and the Johansen cointegration test. The results of these tests indicate that there is high financial integration for the Chilean, Mexican and Uruguayan financial sectors with the international markets.

Key Words: Panel Unit Root Test; Financial Integration; Real Interest Parity; Latin America.

1 INTRODUÇÃO

A mudança mais significativa no mercado financeiro mundial a partir de 1970 tem sido o crescente grau de integração financeira e o relaxamento das restrições ao movimento de capitais (Wu e Chen, 1998). Conceitualmente, a integração financeira significa que os ganhos reais dos juros são os mesmos em qualquer país de uma região integrada, o que implica que os ganhos de arbitragem são nulos.

Dentro da literatura a integração financeira tem sido medida através de medidas alternativas de mobilidade de capital, tais como: a condição de Felstein-Horioka; a condição Paridade Real de Juros; a condição Paridade Descoberta de Juros; e a condição de Paridade Coberta de Juros.

A hipótese de Paridade Real de Juros implica que as taxas reais de juros entre duas regiões financeiramente integradas sejam iguais e, portanto, o diferencial de juros é igual a zero. Entretanto, segundo Goodwin e Grennes (1994), as taxas de juros reais podem ser diferentes mesmo quando os mercados têm uma forte integração, devido a existência de bens *non-tradable* e de custos de transação. Portanto, na presença de custos de transação, as taxas reais de juros num mercado eficiente e integrado irão diferir pela quantidade que não excede os custos de transação, dentro de uma banda determinada por estes custos.

Empiricamente, a hipótese de Paridade Real de Juros tem sido testada examinando-se a estacionaridade dos diferenciais de juros reais através de testes de raiz unitária. Se os mercados financeiros são integrados, os diferenciais de juros reais devem ser estacionários (Wu e Chen, 1998). Na presença de custos de transação, se os diferenciais de juros reais são estacionários, implica que eles variam dentro de uma banda delimitada pelos custos de transação.

Entretanto, os diversos estudos realizados para testar a presença de raiz unitária nas séries de diferenciais de juros reais não têm alcançado resultados favoráveis à teoria. Segundo Oh (1996), isto se deve ao baixo poder dos testes de raiz unitária para séries individuais, como Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), para rejeitar a hipótese nula quando a amostra não é muito grande.

Recentemente, testes de raiz unitária em modelo painel têm sido desenvolvidos para melhorar o poder estatístico dos testes de estacionariedade convencional (baseados apenas em séries temporais) combinando informações de séries de tempo com informações cross-section. A literatura recente enfatiza que os testes em modelo painel têm maior poder que os testes individuais, pois neste tipo de teste a amostra é maior.

Existem diversos testes que usam a técnica de painel para verificar a estacionariedade das séries, sendo que os principais são: (i) Levin e Lin (1992, 1993) que avaliam a hipótese nula de não estacionariedade das séries individuais contra a hipótese alternativa de que as séries consideradas como um painel são estacionárias; (ii) o teste de Im, Pesaran e Shin (1997), que estenderam o teste de Levin-Lin propondo uma metodologia baseada na média do t -estatístico do teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) de cada uma das variáveis da amostra; e (iii) o teste de Maddala e Wu (1999), que propuseram o uso do teste desenvolvido por Fischer (1932) o qual é baseado na combinação dos valores p do teste ADF para cada unidade cross-section.

Os resultados encontrados na aplicação destes testes tanto para a teoria da Paridade Real de Juros, quanto em outros estudos que buscam rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, têm sido a favor da teoria. Isto é, a literatura afirma que a falta de evidência a favor da teoria deve-se ao baixo poder dos testes de raiz unitária individual para rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade das séries.

1.1 Problema de Pesquisa

Este trabalho propõe analisar se os diferenciais de juros reais de um conjunto de países da América Latina em relação aos EUA são estacionários, através de testes de raiz unitária em modelo painel, no período de 1995 a 2005.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo Geral

- Aplicar testes de raiz unitária em modelo painel para verificar se os diferenciais de juros reais de um conjunto de países da América Latina em relação aos EUA são estacionários no período de 1995 a 2005.

1.2.2 Objetivos Específicos

- Realizar uma revisão teórica - metodológica sobre testes de raiz unitária em modelo painel;
- Apresentar uma revisão empírica sobre a aplicação dos testes de raiz unitária em modelo painel;
- Estimar os testes de raiz unitária em modelo painel para verificar se os diferenciais de juros reais são estacionários nos países em estudo.

1.3 Metodologia

Para atender os objetivos propostos no estudo, primeiramente será realizada uma revisão teórica sobre o problema de raiz unitária, os testes de raiz unitária para séries individuais, a estrutura de um modelo painel e os principais testes de raiz unitária em modelo painel. Posteriormente, será apresentada uma breve revisão empírica sobre as principais aplicações dos testes de raiz unitária em modelo painel. Será dada maior ênfase aos estudos que aplicam estes testes para a paridade real de juros e para testar a validade da teoria do poder de compra (PPP).

Na seqüência, serão aplicados os testes de raiz unitária em modelo painel de Levin e Lin (1992); Im, Pesaran e Shin (1997) e Maddala e Wu (1999) para verificar se os diferenciais de juros reais de um conjunto de países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela) em relação aos EUA são estacionários, além do teste de Johansen (1988) para verificar o número de vetores de cointegração.

Os diferenciais de juros reais serão calculados utilizando as séries de juros (deposit rates) e a taxa de inflação medida pelo índice de preços ao consumidor (CPI), fornecidas pelo International Financial Statistics (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI).

Assim, além deste capítulo introdutório, este trabalho será composto por mais quatro. No segundo capítulo será apresentada a revisão teórica sobre os testes de raiz unitária em modelo painel e no terceiro a revisão empírica sobre a aplicação destes testes. O quarto capítulo irá apresentar uma breve revisão teórica sobre integração financeira e a evolução deste processo na América Latina no período recente, além da descrição dos dados utilizados e os resultados encontrados na estimação dos testes. Finalmente, o último capítulo apresenta as considerações finais.

2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM MODELO PAINEL

Neste capítulo será realizada uma revisão teórica sobre o problema de raiz unitária, os testes para verificar a presença de raiz unitária em séries individuais (Dickey-Fuller, Augmented Dickey-Fuller e Phillips-Perron), a estrutura de um modelo painel e os principais testes de raiz unitária em modelo painel (Levin e Lin; Im, Pesaran e Shin e Maddala e Wu). Será apresentada também uma comparação entre os testes, além da aplicação do teste de Johansen para verificar se todas as séries no modelo painel são estacionárias.

2.1 O Problema da Raiz Unitária

Um processo estocástico é estacionário se a sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e a covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da defasagem entre eles, e não do período de tempo em que a covariância é calculada, isto é, a série temporal y_t é estacionária se, para todos os valores de t :

$$\begin{aligned} E(y_t) &= \mu && \text{(média constante)} \\ \text{var}(y_t) &= \sigma^2 && \text{(variância constante)} \\ \text{cov}(y_t, y_{t+s}) &= \text{cov}(y_t, y_{t-s}) && \text{(covariância depende de } s, \text{ e não de } t) \end{aligned}$$

Porém, a maioria das séries temporais econômicas apresenta o problema de não estacionariedade, ou seja, tem uma raiz unitária. Algumas séries temporais não estacionárias são chamadas de caminhos aleatórios (*random walks*), pois seus pontos passeiam para cima e para baixo, sem apresentar um padrão. Outras são chamadas de caminhos aleatórios com uma constante (*random walks with a drift*), por apresentarem uma tendência definida.

Segundo Phillips e Xiao (1999), algumas séries crescem em uma forma secular ao longo dos períodos de tempo, outras parecem viajar por todos os lados. Características de

crescimento são especialmente evidentes em séries de tempo que representam a economia agregada, como o PIB e a produção industrial. Condutas aleatórias são evidentes em séries temporais financeiras, como a taxa de juros e o preço de ativos.

O problema de raiz unitária, ou de não estacionaridade, pode ser verificado através do seguinte modelo auto-regressivo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2.1)$$

onde u_t é o termo de erro estocástico também chamado de ruído branco¹. A raiz unitária existe se $\rho = 1$.

A equação anterior pode ser escrita de forma alternativa como:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \\ &= \gamma Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2.2)$$

onde Δ é o operador de primeira diferença e $\delta = (\rho - 1)$. As hipóteses a serem testadas são:

$$\begin{aligned} H_0 : \rho = 1 &\Leftrightarrow H_0 : \gamma = 0 \\ H_1 : \rho < 1 &\Leftrightarrow H_1 : \gamma < 0 \end{aligned} \quad (2.3)$$

Se $\gamma = 0$ tem-se $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t$, isto é, a primeira diferença da série temporal com caminho aleatório é estacionária, pois por hipótese, u_t é puramente aleatório. Portanto, se a hipótese nula for rejeitada, a série temporal não tem uma raiz unitária.

A estimação de modelos de regressão envolvendo séries temporais não estacionárias pode conduzir ao problema que se convencionou chamar de regressão espúria, isto é, tem-se um alto R^2 sem que haja qualquer relação significativa entre as variáveis (Granger e Newbold, 1974). De acordo com Enders (2004), os resultados parecem ser “bons” porque a estimativa dos mínimos quadrados não é consistente.

¹ O termo de erro é ruído branco se tiver média zero, variância σ^2 constante e não for auto-correlacionado.

Segundo (Hill, Griffiths e Judge, 2003) para que as propriedades usuais do estimador de mínimos quadrados em uma regressão que usa dados de séries temporais sejam válidas, as variáveis séries temporais envolvidas devem ser processos estocásticos estacionários.

Granger e Newbold (1974), definiram uma regra empírica para verificar se a regressão é espúria: se o valor do R^2 for maior que a estatística de Durbin-Watson, deve-se suspeitar de uma regressão espúria.

Portanto, para explicar ou prever séries temporais não estacionárias é preciso introduzir um mecanismo para capturar o elemento não estacionário das séries, ou transformar as séries de alguma forma para alcançar a estacionariedade (Phillips e Xiao, 1999).

2.2 Testes de Raiz Unitária

Diversos testes foram desenvolvidos para detectar a não estacionariedade das séries temporais, sendo que os principais são: Dickey Fuller (DF); Augmented Dickey Fuller (ADF) e Phillips-Perron. Abaixo é apresentada uma breve descrição dos testes.

2.2.1 O Teste Dickey-Fuller

Para testar a hipótese 2.3, estima-se a equação (2.2) por mínimos quadrados e examina-se a estatística t para a hipótese de que $\gamma = 0$. Porém, se a hipótese nula é verdadeira, y_t segue um caminho aleatório e a estatística t não tem mais uma distribuição t . A estatística gerada deve então ser comparada com valores críticos especialmente construídos.

Dickey e Fuller (1979), tabularam os valores críticos, através de simulações de Monte Carlo, e desenvolveram uma estatística τ (Tau) para testar formalmente o problema de raiz

unitária. Se o valor absoluto da estatística τ calculado for maior que o valor absoluto tabulado por DF, aceita-se a hipótese nula, logo a série é não estacionária

Para verificar a presença de raiz unitária em séries temporais o teste de Dickey-Fuller estima um dos seguintes modelos:

$$(i) \text{ Modelo Puramente Aleatório: } \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (2.4)$$

$$(ii) \text{ Modelo com Constante: } \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (2.5)$$

$$(iii) \text{ Modelo com Constante e Tendência: } \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (2.6)$$

2.2.2 O Teste Augmented Dickey-Fuller

O teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) ou o teste de DF aumentado introduz um operador de defasagens para resolver o problema de auto-correlação do termo de erro u_t , tal como:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2.7)$$

A equação acima pode ser estimada também sem a constante e/ou a tendência. A hipótese nula é mesma que a do teste DF e os valores críticos da estatística τ do teste DF são válidos para o teste ADF.

2.2.3 O Teste de Phillips e Perron

O teste de Phillips e Perron (1988) ou também chamado de teste Z_α é baseado no seguinte modelo de regressão:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha y_{t-1} + u_t \quad (2.8)$$

As hipóteses deste modelo são:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha &= 1 \\ H_1 : \alpha &< 1 \end{aligned} \quad (2.9)$$

Segundo Rapach e Weber (2004), o teste Z_α usa uma estatística que combina $T(\hat{\alpha} - 1)$ com um ajustamento semi-paramétrico para corrigir a correlação serial, tal que:

$$Z_\alpha = T(\hat{\alpha} - 1) - 0,5(T^2 \hat{\sigma}_\alpha^2 / s^2)(\hat{\lambda} - \hat{\gamma}_o) \quad (2.10)$$

onde $\hat{\alpha}$ é a estimação de α da equação (2.8) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e

$\hat{\sigma}_\alpha^2$ é o erro padrão; $s^2 = (T - 2)^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$ e \hat{u}_t é o resíduo da equação (2.8) por MQO; $\hat{\lambda}$ é

uma estimativa da densidade espectral com frequência zero de u_t (também chamado de variância de longo prazo de u_t) que é baseado no estimador de covariância

$$\hat{\gamma}_v = T^{-1} \sum_{t=v+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-v}.$$

2.3 Definição de Modelo Painel

Um modelo painel caracteriza-se pela junção de dados em série temporal com dados em corte transversal (*cross-section*). Especificamente, ele busca estimar os efeitos de um vetor de variáveis X_i sobre outro vetor de variáveis Y_i para um grupo de indivíduos ao longo de vários períodos de tempo.

A expressão geral de um modelo painel é representada pela equação (2.8) abaixo:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \alpha_{it} + \sum \beta' X_{it} + u_{it} & i &= 1, 2, \dots, N \\ & & t &= 1, 2, \dots, T \end{aligned} \quad (2.11)$$

onde i representa as unidades cross-section e t as unidades de série de tempo.

O modelo painel pode ser classificado em balanceado ou desbalanceado. Se todas as observações estiverem disponíveis em todos os intervalos de tempo para os vários indivíduos, o painel é balanceado. Por outro lado, se alguma observação estiver faltando, o painel será desbalanceado.

Considerando-se que a principal dificuldade da análise de dados em painel é contornar o viés da variável omitida quando da estimação de uma regressão, esta pode ser verificada através da regressão com efeitos fixos ou através de um modelo com efeitos aleatórios.

O modelo com efeitos fixos, ou método de mínimos quadrados com variáveis dummy (MQV), contorna o viés da variável omitida, considerando que esta varia entre indivíduos, mas não se altera ao longo do tempo. Portanto, a heterogeneidade dos indivíduos é captada através de um intercepto constante ao longo do tempo, mas diferente entre os indivíduos. Na estimação de um modelo painel com efeitos fixos, o número de interceptos será o mesmo que o de indivíduos considerados (Stock e Watson, 2004).

De acordo com Maddala (1987), o modelo painel com efeitos fixos pode ser expresso da seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum \beta' X_{it} + u_{it} \quad (2.12)$$

Por outro lado, o modelo painel com efeitos aleatórios considera que os efeitos individuais não são independentes entre si, portanto, os α_i são tratados como variáveis aleatórias, sendo independentes do termo de erro u_{it} . A equação (2.13) apresenta um modelo com efeitos aleatórios, onde o componente e_i representa a perturbação aleatória que permite distinguir o efeito de cada indivíduo no painel:

$$Y_{it} = (\alpha + e_i) + \beta' X_{it} \quad (2.13)$$

Pode-se testar estatisticamente qual dos dois modelos deve ser utilizado. Breusch e Pagan (1979), desenvolveram um teste LM para testar a heterocedasticidade do termo

independente do modelo painel com efeitos fixos, o teste consiste em testar as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 &\rightarrow \sigma_\alpha^2 = 0 \\ H_1 &\rightarrow \sigma_\alpha^2 > 0 \end{aligned} \quad (2.14)$$

Se a hipótese nula de que a variância do componente individual é zero não for rejeitada, o modelo a ser utilizado é o de efeitos fixos.

Moulton e Randolph (1989), também desenvolveram um teste LM para escolher entre o modelo de efeitos fixos ou o de efeitos aleatórios. O teste tem as mesmas hipóteses que o anterior, mas, deve ser usado em modelos painéis desbalanceados.

2.4 Testes de Raiz Unitária em Modelo Painel

Os testes de raiz unitária em modelo painel foram desenvolvidos com a intenção de melhorar o poder estatístico dos testes de estacionariedade convencionais (baseados em séries temporais individuais) combinando informações da dimensão série temporal com a dimensão cross-section (Banerjee, 1999).

Segundo Maddala e Wu (1999), já é aceito o argumento de que os testes comumente usados para testar raiz unitária, como Dickey-Fuller, Augmented Dickey-Fuller e Phillips-Peron, falham em distinguir entre a hipótese nula de raiz unitária e a alternativa de estacionariedade, e que o uso de testes de raiz unitária com modelo painel é uma forma de aumentar o poder dos testes de raiz unitária baseados em séries individuais.

Desde a sua aplicação inicial sobre a taxa real de câmbio por Abuaf e Jorion (1990), a literatura sobre testes de raiz unitária com modelo painel tem crescido consideravelmente. Formalmente, este tipo de teste foi introduzido por Quah (1990), Levin e Lin (1992, 1993) e

Breitung e Meyer (1994). Em seguida, têm-se os trabalhos de Im, Pesaran e Shin (1997), Taylor e Sarno (1998) e Maddala e Wu (1999).

Neste estudo optou-se pelos testes de Levin e Lin (1992,1993), Im, Pesaran e Shin (1997) e Maddala e Wu (1999), por serem os testes mais usados na literatura recente para verificar a estacionariedade das séries em painel. Nas próximas três seções são apresentadas as descrições metodológicas destes três testes.

2.4.1 O Teste de Levin e Lin

Levin e Lin (1992) demonstraram que um teste de raiz unitária com modelo painel pode prover “um melhoramento dramático no poder estatístico do teste”.

A metodologia proposta por Levin e Lin (1992) para testar estacionariedade em dados painéis pode ser explicada baseada na pressuposição de que $Y_{i,t}$ segue um processo:

$$Y_{i,t} = \eta_i + v_t + \rho Y_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (2.15)$$

onde η_i é o intercepto específico individual, o qual captura o efeito país, v_t é o efeito agregado tempo-específico e $\mu_{i,t}$ é iid $(0, \sigma^2)$ e independente através dos elementos da amostra (Wu e Chen, 1998).

Os efeitos unitários específicos fixos (η_i) são uma fonte importante de heterogeneidade, uma vez que o coeficiente defasado da variável dependente (ρ) é restrito para ser homogêneo através de todas as unidades do painel (Banerjee, 1999).

O teste analisa as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho = 1 \\ H_1 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho < 1 \end{aligned} \quad (2.16)$$

ou seja, a hipótese nula de raiz unitária nas séries em painel é testada contra a hipótese alternativa de que as séries em painel são estacionárias.

De acordo com Maddala e Wu (1999), a hipótese nula faz sentido sobre algumas circunstâncias, mas a alternativa é muito forte para ser mantida em qualquer estudo empírico. Por exemplo, ao testar a hipótese de convergência em modelos de crescimento, pode-se formular a hipótese nula como que nenhuma economia em estudo converge e, portanto, $\rho = 0$ para todos os países. Porém não faz sentido assumir que todos os países irão convergir a mesma taxa, se eles convergem.

Para implementar o teste, os dados são transformados primeiro para remover o efeito individual – específico:

$$y'_{i,t} = Y_{i,t} - \bar{Y}_i \qquad \bar{Y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_{i,t} \qquad (2.17)$$

e em segundo, para remover o efeito tempo específico

$$y_{i,t} = y'_{i,t} - \bar{y}'_{i,t} \qquad \bar{y}'_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y'_{i,t} \qquad (2.18)$$

O modelo a ser estimado é então a seguinte regressão painel de mínimos quadrados:

$$y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \qquad (2.19)$$

onde $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro por hipótese iid $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ e y_{it} é, em tese, uma série livre do efeito tendência determinística em cada unidade cross-section e também livre de quebra estrutural devida a própria unidade cross-section. Assim, a série y_{it} pode ser diretamente testada usando a metodologia convencional para a hipótese de raiz unitária.

Como no teste ADF, os valores defasados das séries em primeira-diferença podem ser adicionados à regressão para remover a correlação serial no termo de erro (Maddala e Wu, 1999), conforme segue:

$$y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^m \theta_j \Delta y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.20)$$

A estatística t para testar a hipótese nula de não estacionariedade painel é derivada como segue:

$$t_{\rho} = \frac{(\bar{\rho} - 1) \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{i,t-1}^2 \right]}{\sigma^2} \quad (2.21)$$

onde

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{i,t} y_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{i,t-1} y_{i,t-1}} \quad (2.22)$$

e

$$\hat{\sigma} = \left[\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{i,t} - \hat{\rho} y_{i,t-1})^2 \right]^{1/2} \quad (2.23)$$

Levin e Lin (1992) e Levin, Lin e Chu (2002) demonstraram que no limite t_{ρ} segue uma distribuição assintótica normal, entretanto a taxa de convergência é maior conforme N e T tendem ao infinito. Para pequenos valores de N e T, os valores críticos de t_{ρ} têm sido gerados por simulações de Monte Carlo.

A principal limitação do teste de Levin e Lin é o fato de que ρ é o mesmo para cada unidade cross-section sob a hipótese alternativa. Reconhecendo este problema os trabalhos Im, Pesaran e Shin (1997) e Maddala e Wu (1999) apresentaram uma segunda geração de testes de raiz unitária em modelo painel que permite que o coeficiente auto-regressivo seja diferente através dos membros do painel sob a hipótese alternativa. Ao contrário do teste de

Levin e Lin, a rejeição da hipótese nula com estes testes significa que nem todos os membros do painel contêm uma raiz unitária. Portanto, estes testes admitem que deve haver uma mistura de processos estacionários e não estacionários no painel sob a hipótese alternativa. (Breuer; McNown e Wallaces, 2002).

2.4.2 O Teste de Im, Pesaran e Shin

O teste proposto por Im, Pesaran e Shin (1997) é uma extensão do teste de Levin e Lin (1992) que permite heterogeneidade nos valores de ρ_i sob a hipótese alternativa. O teste relaxa a suposição de que $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N$ sob a hipótese alternativa (Maddala e Wu, 1999). Seguindo a mesma notação acima, o teste tem a seguinte representação painel:

$$Y_{i,t} = \eta_i + v_t + \rho_i Y_{i,t-1} + \phi_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (2.24)$$

onde

$$\phi_{i,t} = \lambda_t + \xi_{i,t} \quad (2.25)$$

isto é, o termo de erro ($\phi_{i,t}$) tem dois componentes aleatórios: um efeito tempo comum específico estacionário (λ_t) e um efeito puramente aleatório $\xi_{i,t}$.

Similarmente ao teste de Levin e Lin, para remover os efeitos comuns de tempo específico a seguinte transformação é implementada:

$$y_{i,t}^* = Y_{i,t} - \bar{Y}_t \quad \bar{Y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_{i,t} \quad (2.26)$$

O modelo é então dado por:

$$\Delta y_{i,t}^* = \alpha_i^* + \rho_i y_{i,t}^* + \sum_{j=1}^{m_i} \theta_j \Delta y_{i,t-1}^* + \varepsilon_{i,t}^* \quad (2.27)$$

Sendo que as hipóteses a serem testadas são:

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho = 0 \\ H_1 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho < 0 \end{aligned} \quad (2.28)$$

O próximo passo é estimar a equação (2.27) por OLS para cada unidade cross-section e calcular um grupo-médio da estatística t como segue:

$$\bar{t}_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N t_{iT}(q_i) \quad (2.29)$$

onde $t_{iT}(q_i)$ é o t-estatístico da hipótese nula $\hat{\rho}_i = 0$ da equação (2.27) e que $E(t_{i,t}) = \mu$ e $\text{var}(t_{i,t}) = \sigma^2$. Finalmente, um grupo-médio da estatística t-bar é dado por:

$$\bar{z}_{NT} = \left[(1/N)^{0.5} (\bar{t}_{NT} - a_{NT}) \right] (b_{NT})^{0.5} \quad (2.30)$$

onde

$$a_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N E[t_T(q_i)] \quad (2.31)$$

$$b_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N \text{Var}[t_T(q_i)] \quad (2.32)$$

Im, Pesaran e Shin calcularam por simulações de Monte Carlo μ e σ^2 . Uma vez que este teste também propõe um operador de defasagens para corrigir a correlação serial, as defasagens podem variar ao longo das equações estimadas. Portanto, IPS tabularam os valores de $E(t_{i,t})$ e $V(t_{i,t})$ para diferentes defasagens (Maddala e Wu, 1999).

Im, Pesaran e Shin (1997), mostram que o seu grupo médio de t-bar estatístico é assintoticamente normalmente distribuído. Eles também mostram que as suas estatísticas têm uma performance melhor do que a proposta por Levin e Lin (1992, 1993), especialmente para pequenas amostras (Wu e Chen, 1998).

De acordo com Maddala e Wu (1999), não é possível comparar o poder estatístico dos testes de Levin e Lin (1992, 1993) e de Im, Pesaran e Shin (1997), pois apesar de a hipótese nula ser a mesma nos dois testes, ou seja, ambos são baseados na homogeneidade do

parâmetro auto-regressivo, a hipótese alternativa difere nos dois testes. O teste de IPS tem a vantagem de permitir a heterogeneidade do parâmetro auto-regressivo, porém, as equações são estimadas individualmente. Por outro lado, o teste de LL considera que o parâmetro auto-regressivo é homogêneo também sob a hipótese alternativa, e desta forma, o teste é baseado em regressões com dados empilhados (pooled), o que aumenta os graus de liberdade do teste.

2.4.3 O Teste de Maddala e Wu

Maddala e Wu (1999) propuseram o uso do teste desenvolvido por Fischer (1932) o qual é baseado na combinação dos valores p do teste ADF para cada unidade cross-section. O teste de Fischer é não paramétrico e sua estatística é dada por:

$$P(\lambda) = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i) \quad (2.33)$$

a qual tem distribuição χ^2 com $2N$ graus de liberdade e π_i é o valor p do teste estatístico da unidade i .

Assim como no teste de Im, Pesaram e Shin (1997), o teste de Maddala e Wu (1999) permite que os coeficientes auto-regressivos de primeira ordem sejam diferentes através das unidades cross-section. Portanto, as hipóteses deste teste são as mesmas que as do teste de Im, Pesaram e Shin (1997).

Para Maddala e Wu (1999), os testes de Im, Pesaram e Shin e de Maddala e Wu são diretamente comparáveis, apesar de o primeiro ser paramétrico e o segundo não paramétrico. A principal diferença entre eles é de que o teste de Maddala e Wu é baseado na combinação de níveis de significância de diferentes testes, enquanto que o teste de IPS é baseado na combinação de estatísticas de testes. Maddala e Wu (1999) mostram por simulações de Monte Carlo que o seu teste tem maior poder que os testes de LL e IPS.

Osterholm (2004) afirma que a formulação das hipóteses nula e alternativa nos testes de Levin e Lin(1992), Im, pesaran e Shin (1997) e Maddala e Wu (1999) tem falhas, pois se a hipótese nula for rejeitada, não existe informação de que a rejeição foi feita por que uma série é estacionária ou todas as séries são estacionárias. Para solucionar este problema, Taylor e Sarno (1998) introduziram a metodologia de Johansen como um teste de raiz unitária, o qual, segundo Osterholm (2004), serve como um teste complementar, pois a hipótese nula no teste de Johansen só será rejeitada se todas as séries no painel forem estacionárias.

2.4.4 O teste de Johansen

O teste de Johansen (1988) é baseado na relação entre o posto de uma matriz e as suas raízes características. Intuitivamente, pode-se perceber este teste como uma generalização multivariada do teste de Dickey-Fuller. Uma generalização para o caso de n variáveis pode ser vista na equação (2.33) a seguir²:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.33)$$

a equação anterior pode ser reescrita tal que:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= A_1 x_{t-1} - x_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I)x_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.34)$$

onde x_t e ε_t são vetores ($n \times 1$); A_1 é a matriz dos parâmetros ($n \times n$); I é a matriz identidade ($n \times n$) e π é definido como $(A_1 - I)$.

² A notação para o teste de Johansen segue a comumente usada, uma vez que ele será aplicado para as séries de diferenciais de juros reais individuais e não para séries em painel.

No teste de Johansen o posto da matriz $(A_1 - I)$ é igual ao número de vetores de cointegração³. Se $(A_1 - I)$ for composta apenas de zeros, então o posto $(\pi) = 0$ – e todas as seqüências $\{x_{it}\}$ são processos com raiz unitária. Por outro lado se as raízes características são maiores do que a unidade e se o posto $(\pi) = n$, a equação (2.34) representa um sistema de equação em diferenças, tal que todas as variáveis são estacionárias. Existem casos intermediários, se posto $(\pi) = 1$ existe apenas um vetor de cointegração; se $1 < \text{posto}(\pi) < n$ existem múltiplos vetores de cointegração (Enders, 2004).

De acordo com Johansen (1988) a única forma de existir n vetores de cointegração distintos entre n séries é se cada uma das séries for $I(0)$ e, portanto, existir uma relação de cointegração. Assim, se o número de vetores de cointegração for igual ao número de séries testadas, pode-se dizer que todas as séries são estacionárias.

Segundo Taylor e Sarno (1998), que adaptaram o teste de Johansen para verificar a estacionaridade das séries, as hipóteses a serem testadas são:

$$\begin{aligned} H_0 : \text{posto}(\pi) < n \\ H_1 : \text{posto}(\pi) = n \end{aligned} \quad (2.35)$$

Se a hipótese nula for violada, pode-se dizer então que todas as séries são estacionárias. Para testar as hipóteses anteriores as seguintes estatísticas serão utilizadas:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.36)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (2.37)$$

onde: $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características obtidos da estimação da matriz π ;

T é o número de observações;

r é o posto da matriz π .

³ Para maiores detalhes do teste de Johansen ver Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990).

Na estatística Trace as hipóteses a serem testadas são:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{Vetores co integração} \leq r \\ H_1 &: \text{Vetores co integração} > r \end{aligned} \quad (2.38)$$

A estatística Max testa as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{Vetores co integração} = r \\ H_1 &: \text{Vetores co integração} = r + 1 \end{aligned} \quad (2.39)$$

Se o valor calculado da estatística for maior que o valor tabelado, pode-se rejeitar a hipótese nula, portanto, pode-se dizer que todas as séries são estacionárias.

3 A EVIDÊNCIA EMPÍRICA DE TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM MODELO PAINEL

Em termos empíricos os testes de raiz unitária em modelo painel têm sido aplicados principalmente à teoria da Paridade do Poder de Compra (PPP), para avaliar a hipótese de integração financeira, através da paridade real de juros e da paridade coberta de juros, e em outros estudos referentes a estacionariedade de séries macroeconômicas. Neste capítulo serão apresentados os principais estudos que têm aplicado os testes de raiz unitária em modelo painel. Devido ao fato de o maior número de estudos ser dedicado ao caso da validade da PPP, a maioria dos trabalhos a serem apresentados serão sobre este tema.

3.1 O caso da Paridade Real de Juros

Nos últimos vinte anos o grau de integração financeira nos países industrializados e em desenvolvimento aumentou significativamente, devido aos avanços tecnológicos, a liberalização financeira e o crescimento do volume de comércio (Obstfeld, 1998).

É esperado que uma maior integração financeira facilite a convergência da taxa nominal de juros, e dependendo do regime de câmbio, leve a convergência da inflação. Nestas circunstâncias, a convergência da taxa real de juros também pode ser obtida (Baharumshah, Haw e Fountas, 2005).

Wu e Chen (1998) mostram que a relevância teórica da paridade real de juros é significativamente importante. Segundo eles, a validade da paridade real de juros é uma questão importante para os “policymakers”. A igualdade das taxas reais através dos países implica que a influência da autoridade monetária sobre as taxas reais é limitada pelo grau que a política monetária pode influenciar a taxa de juros real mundial.

Porém, a maioria dos estudos realizados para verificar a validade da paridade real de juros não tem encontrado resultados consistentes. Segundo Baharumshah, Haw e Fountas, (2005), uma possível razão para a falha dos estudos anteriores para validar a teoria da Paridade Real de Juros pode ser o baixo poder dos testes usados na análise empírica.

Desta forma, Wu e Chen (1998), propõem investigar a paridade real de juros examinando a estacionariedade dos diferenciais de juros reais através de testes de raiz unitária. De acordo com os autores, se os diferenciais das taxas reais de juros não são estacionários, tem-se que os desvios da paridade são cumulativos e não reverterem à média. Neste caso a paridade real de juros não é válida no longo prazo. Por outro lado, se a hipótese nula de não estacionariedade pode ser rejeitada, existe uma tendência de que os diferenciais de juros reais reverterem à média, o que é consistente com a paridade real de juros.

Meese e Rogoff (1988) e Edison e Pauls (1992) usaram o teste ADF para verificar a estacionariedade dos diferenciais de juros reais. Entretanto, os resultados encontrados foram contrários à validade da hipótese de paridade real de juros.

Wu e Chen (1998) reexaminaram a validade da paridade real de juros através da estacionariedade dos diferenciais de juros reais utilizando os testes de raiz unitária em modelo painel de Levin e Lin (1992) e Im, Pesaran e Shin (1997). Os testes foram aplicados para o diferencial de juros entre os EUA e os maiores países industrializados (Canadá, Japão, França, Alemanha, Itália, Reino Unido, Holanda, e Suíça) no período de janeiro de 1979 a setembro de 1996. Os resultados encontrados nos dois testes dão suporte a propriedade de reversão à média dos diferenciais de juros reais e, portanto, da paridade real de juros. Segundo os autores, o resultado encontrado é consistente com a observação de que a integração financeira dos mercados aumentou consideravelmente a partir de 1979.

Baharumshah, Haw e Fountas (2005) aplicaram os testes de raiz unitária em modelo painel de Im, Pesaran e Shin (1997), Harris e Tzavalis (1999) e Breitung (2000) para testar a

hipótese nula de que as séries no painel têm uma raiz unitária para um grupo de dez países da Ásia. A rejeição da hipótese nula implica que os diferenciais de juros exibem um processo de reversão à média, isto é, de estacionariedade, e, portanto, a Paridade Real de Juros é válida.

Os testes foram aplicados para uma amostra de dados trimestrais de 10 economias da Ásia em relação ao Japão, o qual é considerado como país base. A amostra era composta pelos países membros da *Asia Pacific Economic Cooperation* (APEC) e por dois países não membros: Índia e Sirilanka. Dentro dos países da APEC quatro são considerados desenvolvidos (Hong Kong, Cingapura, Coréia do Sul e Taiwan) e quatro em desenvolvimento (Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia). O período da amostra compreende o primeiro trimestre de 1977 até o quarto trimestre de 2001 e é dividido em três sub-períodos: pré-liberalização (1977:T1 a 1984:T4) e pós liberalização incluindo a crise asiática (1985:T1 a 2001:T4) ou excluindo-a (1985:T1 a 1997:T2).

Os resultados do teste ADF para as séries individuais foram de não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para os três sub-períodos, assim como para o resultado dos testes de raiz unitária em modelo painel para o primeiro período da amostra. Isto implica que a paridade real de juros não é válida no primeiro período. Por outro lado, para os períodos pós liberalização, a hipótese nula de raiz unitária pode ser rejeita, através dos testes de raiz unitária em modelo painel, antes e após a crise de 1997, indicando a validade da paridade real de juros (Baharumshah, Haw e Fountas, 2005).

3.2 O caso da Paridade do Poder de Compra

A teoria da Paridade do Poder de Compra (PPP) diz que os movimentos na taxa nominal de câmbio devem ser proporcionais as mudanças no nível de preços, o que implica que a taxa real de câmbio seja constante no longo prazo. O procedimento padrão para testar o

equilíbrio na taxa real de câmbio tem sido aplicar testes de raiz unitária, tais como o teste de Dickey e Fuller (DF) e o teste Augmented Dickey e Fuller (ADF) à série de taxa real de câmbio. Se a hipótese nula de raiz unitária na série da taxa real de câmbio não pode ser rejeitada, então os desvios da PPP são considerados permanentes (Breitung e Candelon, 2005).

Porém, segundo Oh (1996), a aplicação destes testes para o período pós 1973 tem revelado pouco suporte a favor da PPP. Para Frankel e Rose (1996), isto deve-se a pequena disponibilidade de dados para o período recente de regime flutuante, que sozinhos podem ser simples de mais para providenciar resultados razoáveis dado o baixo poder dos testes de raiz unitária existentes. Segundo Dickey e Fuller (1979), os testes de raiz unitária têm baixo poder ao menos que o número de observações seja grande.

Para muitos pesquisadores a solução é aumentar o tamanho da amostra. Entretanto, Frankel e Rose (1996) mostram que longas amostras, para aumentar o poder dos testes individuais, são inviáveis para muitas moedas e podem ser inapropriadas devido às mudanças nos regimes cambiais. Diversos autores, incluindo Baxter e Stockman (1989), argumentam que as propriedades estatísticas da taxa real de câmbio variam muito através dos regimes cambiais.

Diante do problema de baixo poder dos testes de raiz unitária para séries individuais para rejeitar a hipótese de não estacionaridade nas séries de taxa real de câmbio, vários trabalhos passaram a adotar os testes de raiz unitária em modelo painel para verificar a validade da PPP.

Oh (1996) testa a validade da PPP do ponto de vista do poder do teste. Ele aplica testes de raiz unitária em modelo painel para as taxas reais de câmbio dos países do G-6 e da OCDE (Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico), durante o regime de câmbio flexível – 1979/90. Segundo o autor, este tipo de teste providencia um aumento no

poder comparado com os testes de raiz unitária convencionais baseados em apenas uma série. Os resultados encontrados nos testes foram a favor da validade da PPP. De acordo com Oh (1996), as falhas nos estudos anteriores para encontrar evidência a favor da PPP devem-se ao baixo poder dos testes.

MacDonald (1996) aplicou o teste de Levin e Lin (1992) para verificar a validade da PPP. Ele aplica o teste para as taxas reais de câmbio anuais dos países da OCDE no período de 1973-1992. Inicialmente, o autor realiza testes de raiz unitária individuais, ADF, para cada série de taxa real de câmbio. Os resultados indicaram pouca evidência para a rejeição da hipótese de raiz unitária. Porém, os resultados usando o teste de raiz unitária em modelo painel mostraram forte evidência na rejeição da hipótese de não estacionaridade da taxa real de câmbio.

Taylor e Sarno (1998) verificaram se a taxa real de câmbio teve um processo de reversão à média após o período de Bretton Woods, usando dados trimestrais no período que compreende o primeiro trimestre de 1973 ao segundo trimestre de 1996 para os países do G5. Eles aplicam o teste de Johansen para verificar a estacionaridade das séries e rejeitaram a 5% a hipótese nula de que ao menos uma das séries é um processo não estacionário, contra a hipótese alternativa de que todas as séries são processos estacionários, isto é, uma nova evidência a favor da validade da PPP foi encontrada.

Wu e Wu (2001) reexaminam a hipótese de validade da PPP no longo prazo para um grupo de países industrializados (Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Japão, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Suíça e Reino Unido), sob regime de câmbio flutuante, no período que compreende o segundo trimestre de 1973 até o quarto trimestre de 1997. A hipótese nula de que a taxa real de câmbio tem uma raiz unitária é verificada através dos testes de raiz unitária

em modelo painel de Im, Pesaran e Shin (1997) e Maddala e Wu (1999). Os resultados encontrados também foram a favor da validade da PPP.

Apesar do pequeno número de estudos para testar a validade da PPP nos países menos desenvolvidos, Breitung e Candelon (2005), aplicaram testes de raiz unitária em modelo painel para cinco países da América Latina (México, Venezuela, Colômbia, Argentina e Brasil) e cinco países da Ásia (Tailândia, Cingapura, Malásia, Coreia do Sul e Hong Kong). Devido à disponibilidade de dados, para os países da América Latina o período considerado é de 10 anos (1992-2002) e para os países da Ásia de 20 anos (1982-2002).

De acordo com Breitung e Candelon (2005), o uso de testes de raiz unitária em modelo painel para os países menos desenvolvidos ainda não tem encontrado resultados muito favoráveis à PPP. Segundo eles, isto se deve provavelmente as diversas crises de moedas enfrentadas por estes países, as quais são caracterizadas por grandes mudanças na taxa nominal de câmbio, o que provoca o problema de quebras estruturais nas séries de taxa real de câmbio.

Assim, se a taxa real de câmbio está sujeita a quebras estruturais, grandes e permanentes desvios das moedas durante os períodos de crise provocarão um viés no teste para aceitar a hipótese nula de raiz unitária, apesar de que em períodos comuns, as moedas tenderiam para a relação da PPP de longo prazo (Breitung e Candelon, 2005).

Perron (1989) levou em consideração as quebras estruturais nas séries temporais incluindo variáveis dummy. Entretanto, os testes de raiz unitária em modelo painel sugeridos por Levin e Lin e Im, Pesaran e Shin não podem ser facilmente modificados para introduzir variáveis dummy, se o período de quebra difere entre os países. Por isso, Breitung e Candelon (2005), usam os testes de raiz unitária em modelo painel propostos por Breitung e Meyer

(1994) e Breitung (2000), aos quais pode-se incorporar facilmente a presença de quebras estruturais⁴.

Primeiramente, os autores aplicam o teste ADF individual, considerando as quebras estruturais, para cada série da taxa real de câmbio. Os resultados encontrados foram de não rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Posteriormente, para os testes de raiz unitária em modelo painel de Levin e Lin e Im, Pesaran e Shin, os quais ignoram a presença de quebras estruturais nas séries, também não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para os dois conjuntos de países.

Somente usando o teste de Breitung e Meyer (1994) e Breitung (2000), incorporando a presença de quebras estruturais, é que evidência a favor da PPP para os países da Ásia foi encontrada, mas não para os países da América Latina. Este resultado indica que nos países da Ásia, as crises de moeda não afetam permanentemente a ligação entre a taxa nominal de câmbio e o preço relativo (Breitung e Candelon, 2005).

Wu e Chen (1999) aplicaram os testes de Im, Pesaran e Shin (1997) e Maddala e Wu (1999) para uma mostra de países da Bacia do Pacífico (Japão, Coréia, Taiwan, Cingapura, Tailândia, Malásia, Indonésia, e Filipinas, além dos EUA) para testar a validade da PPP no período de 1980 a 1996. Usando os EUA como país de referência eles aplicaram o teste ADF para as séries individuais e os testes de raiz unitária em modelo painel e não conseguiram rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade, isto é, a validade da PPP foi rejeitada. Mesmo quando Cingapura é usada como país de referência os resultados não são alterados.

O teste de raiz unitária de Maddala e Wu (1999) também foi aplicado por MacDonald, Allen e Cruickshank (2002) para testar a validade da PPP para um conjunto de 21 países industrializados através de dados trimestrais no período de 1973 a 1998. Os resultados foram de encontro com a extensa literatura nesta área, isto é, o teste ADF para a maioria das séries

⁴ Para maiores detalhes ver Breitung e Candelon (2003).

individuais não foi capaz de rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade da taxa - real de câmbio, enquanto que os resultados do teste em painel foram a favor da validade da PPP.

Esaka (2003) aplicou os testes de raiz unitária em modelo painel de Im, Pesaram e Shin (1997) e Maddala e Wu (1999) para verificar se a PPP de longo prazo era válida entre as principais cidades do Japão (Tokyo, Yokohama, Nagoya, Kyoto, Osaka, Hiroshima e Fukuoka) no período de 1960 a 1998. Os testes foram realizados utilizando-se o índice de preços ao consumidor desagregado para 13 produtos diferentes classificados em bens *tradable* e *non-tradable*⁵. A hipótese nula de que os preços relativos dos bens entre as principais cidades do Japão são não estacionários foi rejeitada a 5% de significância para todos os 8 bens *tradable* e para dois dos 5 bens *non-tradable*.

3.3 Outros Estudos

Osterholm (2004) testa a presença de raiz unitária nas séries de desemprego, taxa real de câmbio, taxa nominal de juros e inflação para os diversos Estados dos Estados Unidos no período de janeiro de 1960 a março de 2002. Com o teste ADF a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para as séries individualmente. O autor aplica então o teste de raiz unitária em modelo painel proposto por Im, Pesaran e Shin (1997) e o teste de Johansen proposto por Taylor e Sarno (1998). Com base nestes testes a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada.

Segundo Osterholm (2004), o teste de Im, Pesaran e Shin diz que ao menos uma das séries é estacionária, enquanto que, o teste de Johansen adiciona a informação importante de que todas as séries são estacionárias.

⁵ *Tradables* (Cereais; Carne; Laticínios e Ovos; Frutas; Biscoitos e Doces; Bebida; Bebida Alcoólica e Roupas) e *non-tradables* (Combustível, luz e água; Cuidados Médicos; Transporte e Comunicação; Educação, Aluguel).

Holmes (2001) testa a validade da Paridade Descoberta de Juros (PDJ), como um indicador de integração financeira dos países da União Européia, usando o teste de Im, Pesaran e Shin (1997). A hipótese nula de que os desvios da paridade descoberta de juros contêm uma raiz unitária é testada contra a hipótese alternativa de que os desvios da paridade descoberta de juros são séries estacionárias. Os resultados encontrados mostram uma forte evidência a favor da PCJ. De acordo com Holmes (2001), isto deve-se ao aumento do poder do teste em relação aos testes de séries individuais, uma vez que os dados em painel aumentam o tamanho da amostra.

Wu e Chen (2001) aplicaram o teste de Im, Pesaran e Shin (1997) para examinar a hipótese de raiz unitária em séries de taxa de juros do mercado europeu. O teste foi aplicado para os sete maiores países industrializados (Canadá, Japão, França, Alemanha, Itália, Estados Unidos e Reino Unido), para o período de Janeiro de 1979 a Junho de 1999. Primeiramente, a hipótese raiz unitária em cada taxa de juros é verificada através do teste ADF convencional, cujos resultados são de não rejeição da hipótese nula para os sete países. Porém, para o teste de Im, Pesaran e Shin a hipótese nula é rejeitada com 5% de significância.

Ladesma (2002) usa o teste de raiz unitária em modelo painel proposto por Im, Pesaran e Shin (1997) para verificar a hipótese de *hysteresis* do desemprego para os 51 Estados dos Estados Unidos e para 12 países da União Européia no período de 1985-1989, através de dados trimestrais. A hipótese de *hysteresis* do desemprego propõe que as flutuações cíclicas têm efeitos permanentes no nível de desemprego devido à rigidez no mercado de trabalho. Segundo Blanchard e Summers (1986), sob esta hipótese, o nível de desemprego é caracterizado como um processo não estacionário ou de raiz unitária. Assim, a política macroeconômica teria efeitos permanentes sobre o desemprego.

Primeiramente, o autor aplica o teste ADF para as séries individuais. Os resultados encontrados são de que a hipótese nula não pode ser rejeitada em 44 dos 51 estados dos EUA e em todos os países da União Européia, exceto para a Noruega.

Uma vez que a vantagem dos testes em painel é de que eles aumentam o poder do teste em relação ao teste ADF individual, Ladesma (2002) considera insignificante aplicar o teste para todas as séries, mas só para as quais a hipótese nula não pode ser rejeitada. Este ponto de vista é reforçado pelo fato de que o teste de IPS tem uma alta probabilidade de rejeição da hipótese nula de não estacionaridade quando existe um único processo estacionário. Portanto, ele aplica o teste de IPS apenas para as séries cuja hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada. Os resultados deste trabalho foram de rejeição da hipótese nula para os Estados dos EUA, mas não para os países da União Européia.

Koo e Lee (2000) aplicam os testes de raiz unitária em modelo painel propostos por Levin e Lin (1993) e Im, Pesaran e Shin (1997) para investigar a convergência de 11 rendas regionais na Coreia no período de 1970 a 1988. Aplicando testes de raiz unitária individuais as séries de renda de cada região os resultados encontrados foram de que três rendas regionais claramente convergem, entretanto, o restante não converge. Porém, através dos testes de raiz unitária em modelo painel a hipótese nula de não convergência pode ser rejeitada para todas as rendas regionais. Isto implica que, em economias de rápido crescimento, como a Coreia, as rendas regionais têm forte tendência para a convergência.

4 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E INTEGRAÇÃO FINANCEIRA

Neste capítulo será apresentada uma breve revisão teórica sobre integração financeira na economia mundial, bem como, a realização deste processo nos principais países da América Latina. Posteriormente, serão aplicados testes de raiz unitária em modelo painel para verificar se os diferenciais de juros reais de um conjunto de 9 países da América Latina são estacionários, pois, segundo Wu e Chen (1998), se a hipótese de raiz unitária nas séries de diferenciais de juros for rejeitada, existe um indício de elevada integração financeira entre os países.

4.1 Integração Financeira

A mudança mais significativa no mercado financeiro mundial a partir de 1970 tem sido o crescente grau de integração financeira e o relaxamento das restrições ao movimento de capitais (Wu e Chen, 1998). A expansão de empresas multinacionais, o desenvolvimento de novos instrumentos financeiros e a redução nos custos das informações são fatores que têm estimulado os fluxos de capital internacional e a conseqüente integração financeira entre os países (Goodwin e Grennes, 1994).

Em termos conceituais, a integração financeira significa que os ganhos reais dos juros são os mesmos em qualquer país de uma região integrada (Buch e Dopke, 2000). A definição de integração financeira tem dois aspectos distintos: (i) substituição de ativos: os ativos denominados em uma moeda estrangeira diferente são desejáveis e aceitos para serem negociados dentro de um determinado mercado doméstico; e (ii) mobilidade de capital: refere-se a capacidade de um ativo financeiro se mover de um mercado de capital para outro e as implicações de arbitragem de tal movimento.

De acordo com Frankel (1992) a literatura de integração financeira tem seguido quatro medidas alternativas de mobilidade de capital: (i) a condição de Felstein-Horioka, segundo a qual as taxas de investimento não são afetadas por mudanças exógenas na taxa de poupança nacional; (ii) a condição de paridade real de juros, a qual propõe que as taxas reais de juros são iguais entre os países; (iii) a condição de paridade descoberta de juros, a qual assume que os fluxos de capital igualam a taxa nominal de juros entre os países; e (iv) a condição de paridade coberta de juros, a qual afirma que os fluxos de capital igualam as taxas nominais de juros entre países quando os ativos são denominados em moeda comum.

A condição de Felstein-Horioka pressupõe que uma alta correlação entre investimento doméstico e as altas taxas de poupança dão suporte à pressuposição de que existem restrições significativas a mobilidade de capital. Tais resultados foram encontrados por Felstein e Horioka (1980)⁶ e mais recentemente em estudos aplicados aos países da OCDE (Obstfeld, 1994 e Buch, 1999) e também para as economias em desenvolvimento (Montiel, 1994). Porém, uma linha crítica desta visão tem mostrado que uma alta relação entre investimento doméstico e poupança não é incompatível com a mobilidade de capital (Montiel, 1994).

A integração financeira também pode ser avaliada através das condições de paridade de juros, uma vez que o aumento de transações financeiras internacionais provocaria uma equalização nos retornos dos ativos ao longo do tempo. Pela paridade coberta de juros (PCJ), a taxa de retorno do ativo doméstico (denominado em moeda doméstica) difere da taxa de retorno do ativo externo (denominado em moeda externa) apenas pela taxa de desconto da taxa de câmbio no mercado futuro:

$$i_t = i_t^* + f_t \quad (4.1)$$

⁶ Usando um conjunto de dados de 16 países da OCDE, Feldstein and Horioka (1980) encontraram que as taxas de poupança e investimento são altamente correlacionadas positivamente.

onde i e i^* são a taxa de juros nominal doméstica e internacional, respectivamente, e f é a taxa de desconto da taxa de câmbio no mercado futuro.

Por outro lado, a paridade descoberta de juros (PDJ) postula que a diferença entre as taxas de retorno dos ativos domésticos e externos é igual a mudança esperada na taxa de câmbio. Tal relação pode ser expressa da seguinte forma:

$$i_t = i_t^* + \Delta e_t^e \quad (4.2)$$

onde Δe^e é a desvalorização esperada da taxa de câmbio. A PCJ e a PDJ serão as mesmas se a taxa de desconto for igual a expectativa de mudança da taxa de câmbio. De acordo com a PDJ e assumindo que os agentes formam suas expectativas racionalmente e que são avessos ao risco, os fluxos de capital tendem a igualar as taxas de retorno esperado sobre os ativos domésticos e os ativos externos expressos na mesma moeda.

Por último, a paridade real de juros (PRJ) afirma que as taxas de juros reais (ao invés da nominal) são iguais nos mercados financeiramente integrados. A paridade real de juros implica que a paridade descoberta de juros e a paridade de poder de compra (PPP) relativa devem ser válidas. A paridade real de juros é uma condição mais forte do que a PCJ e a PDJ porque ela requer um equilíbrio não apenas no mercado monetário, mas também no mercado de bens (Fountas e Wu, 1999). Considerando que a PPP relativa pode ser expressa como:

$$\Delta e_t^e = \pi_t^e - \pi_t^{*e} \quad (4.3)$$

onde π e π^* são as taxas de inflação doméstica e externa, respectivamente. Se a PPP relativa é válida, qualquer mudança no diferencial de inflação é diretamente capturada pela taxa nominal de câmbio, o que implica que a taxa real de câmbio é constante ao longo do tempo.

Substituindo a equação (4.3) na equação (4.2) e levando em consideração que a taxa de juros real é dada pela taxa de juros nominal descontada da taxa de inflação esperada (ou

seja, o efeito Fischer é válido), a condição de paridade real de juros diz que as taxas de juros reais são iguais nas economias domésticas e internacionais; isto é

$$\left[(i_t - \pi_t^e) \right] r_t = r_t^* \left[(i_t^* - \pi_t^{*e}) \right] \quad (4.4)$$

onde r e r^* são a taxa de juros real doméstica e externa, respectivamente.

A integração financeira implicada pela condição de paridade real é um resultado do equilíbrio entre os mercados domésticos e externos de bens e de ativos financeiros. Portanto, o diferencial de juros real – dado pela diferença entre a taxa de juros real doméstica e externa – pode ser decomposto em desvios em torno do equilíbrio destes mercados. Esta decomposição poder ser obtida somando e subtraindo-se a mudança esperada na taxa de câmbio para a condição de paridade real (equação 4.4) e a rearranjando os termos:

$$r_t - r_t^* = (i_t - i_t^* - \Delta e_t^e) + (\Delta e_t^e - \pi_t^e + \pi_t^{*e}) \quad (4.5)$$

onde o diferencial de juros real (DJR) é definido como a soma do desvio da condição de paridade descoberta de juros (PDJ) - primeiro termo do lado direito – e o desvio da condição da paridade de poder de compra relativa (PPP) – segundo termo do lado direito. Se PDJ e a PPP são válidas simultaneamente, o diferencial de juros é zero, indicando uma situação de perfeita mobilidade de capitais e de integração financeira.

Entretanto, segundo Goodwin e Grennes (1994), há razões para que as taxas de juros reais não sejam iguais entre os países, mesmo quando os mercados tem uma forte integração. As duas principais razões são: (i) a existência de bens *non-tradable*; e (ii) a existência de custos de transação. Devido aos preços dos bens *non-tradable* expressos em moeda comum não serem iguais, a taxa nominal de juros deflacionada por índices de preços que incluem este tipo de bens podem não ser iguais.

Na presença de custos de transação, as taxas de juro reais num mercado eficiente e integrado irão diferir pela quantidade que não excede os custos de transação. Dentro de uma

banda determinada por estes custos, a taxa real de juros nacional irá flutuar independentemente de qualquer mudança nas condições de oferta e demanda. A arbitragem dentro da banda de custos de transação não é lucrativa e a extensão da banda será determinada pelos custos de transação (Goodwin e Grennes, 1994).

Quando os custos de transação são abstraídos, o diferencial de juros real é zero (i.e., $(r_t - r_t^* = 0)$), como visto anteriormente. Entretanto, se a existência de custos de transação é levada em consideração, tal relação passa a ser: $r_t - r_t^* \leq t$, onde t representa os custos de transação.. Considerando d_{it} como o diferencial de juros real, tal que:

$$d_{it} = r_t - r_t^* \quad (4.6)$$

A confirmação de que o diferencial de juros real (d_{it}) é uma série estacionária, suporta a hipótese de que as taxas de juros doméstica e externa diferem por um valor constante ao longo do tempo. Em outras palavras, o diferencial de juros real flutua de modo puramente estocástico dentro de uma banda – que expressa, por exemplo, diferentes estruturas de custos de transação.

Neste trabalho, portanto, a integração financeira será avaliada pela condição de paridade real de juros, uma vez que os diferenciais de juros entre os ativos financeiros de risco similar podem ser considerados como uma medida de grau de integração financeira (Frankel, 1992).

Como argumentado acima, a paridade real de juros pode ser testada examinando-se a estacionaridade dos diferenciais de juros através de testes de raiz unitária (Wu e Chen, 1998). Se os mercados financeiros são integrados, os diferenciais de juros reais devem ser estacionários, indicando que a taxa real de juros flutua dentro das bandas determinadas pelos custos de transação.

4.2 Integração Financeira na América Latina

A integração financeira pode ser caracterizada pelo aumento das transações financeiras entre os países e por uma seqüência de reformas implantadas nos países para liberalizar o movimento do capital internacional. Na América Latina o processo de liberalização financeira teve início ainda nos anos 70, mas ganhou força somente a partir da década de 90, quando a maioria dos países adotou uma política de liberalização financeira e comercial, reduzindo as barreiras para o movimento de capitais e de mercadorias.

Para Edwards (2005), a magnitude da liberalização financeira na América Latina pode ser compreendida através de um índice que mede a evolução da mobilidade de capital⁷. A evolução do índice mostra que nos países da América Latina existe uma maior restrição aos movimentos de capital durante os anos de 1970 e 1980, e uma maior mobilidade de capital a partir dos anos 90.

Normalizando a mobilidade de capital completa para 100, Edwards (2005) retrata que o índice de mobilidade do capital na América Latina aumentou de quase quarenta nos anos 80 para aproximadamente setenta e cinco nos anos 90. Comparando este resultado com a Ásia, tem-se que o índice aumentou de quarenta na década de 1980 para sessenta antes da crise de 1997 e caiu para cinquenta e cinco após a crise. Este resultado mostra que a liberalização financeira na América Latina excedeu substancialmente a liberalização ocorrida na Ásia.

Edwards, Biscarri e Gracia (2003) analisaram o comportamento do mercado de ações de quatro países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile e México) no período de 1975 a 2001. Os resultados encontrados mostram evidências de que o processo de liberalização financeira tem contribuído para que o mercado de ações da América Latina fique mais similar

⁷ O índice de Edwards (2005) combina informações dos índices de Quinn (2003) e de Mody and Murshid (2002), para maiores detalhes ver Edwards (2005).

aos mercados dos países desenvolvidos, pois após a liberalização financeira a volatilidade nestes mercados tem diminuído.

Neste sentido, Seabra (2001) investigou a existência de uma relação de longo prazo, através de análise de cointegração, entre os dois principais mercados de ações da América Latina (Argentina e Brasil) e desses mercados com os dois maiores mercados de ações internacionais (EUA, através do índice Dow Jones e Japão através do índice Nikkei). Os resultados encontrados foram de que não existe cointegração entre os dois mercados da América Latina, mas existe entre cada um deles com o mercado de ações Americano. Além disso, através de um modelo de correção de erro, foi verificado que o mercado de ações brasileiro responde mais intensamente as mudanças no índice de preços dos EUA.

Tabak e Lima (2002) também aplicaram análise cointegração e testes de causalidade entre mercados acionários da América Latina (Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela) e dos Estados Unidos. Porém, os resultados encontrados foram de que não há evidência de cointegração entre estes países, mas a causalidade de curto prazo não pode ser rejeitada. Através de funções impulso repostas também foi verificado que os choques no mercado de ações dos EUA têm efeitos heterogêneos no mercado de ações da América Latina. O mercado de ações do México sofre maior impacto do que os outros mercados, o que pode ser explicado pela maior integração entre os EUA e o México.

Os resultados destes estudos mostram que a maior abertura ao movimento de capitais e de mercadorias a partir da década de 1990, implantada pela maioria dos países da América Latina, tem tido resultados no sentido de uma maior integração de mercados financeiros.

4.3 Aplicação de Testes de Raiz Unitária em Modelo Painel

Nesta seção são apresentadas descrição dos dados utilizados para testar a hipótese de validade da Paridade Real de Juros, análise gráfica da evolução da taxa real de juros dos países em estudo, bem como, os resultados encontrados nos testes de raiz unitária para as séries individuais e para as séries em painel.

4.3.1 Descrição dos Dados e Evidência Preliminar

Os testes de raiz unitária propostos por Levin e Lin (1992, 1993), Im, Pesaran e Shin (1997) e Maddala e Wu (1999) foram aplicados para verificar se os diferenciais de juros reais de alguns países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela) em relação aos Estados Unidos são estacionários.

Para calcular o diferencial de juros real foram utilizados dados trimestrais no período que compreende o primeiro trimestre de 1995 ao terceiro trimestre de 2005 para todos os países da amostra. Portanto, os testes de raiz unitária em modelo painel foram estimados através de um painel balanceado.

Os dados de taxa de juros e inflação foram obtidos no International Financial Statistics (IFS, 2006) do Fundo Monetário Internacional. A taxa nominal de juros (i_t) da economia doméstica é dada pela Deposit Rate⁸, enquanto que a taxa de juros internacional (i_t^*) é aproximada pela Treasury Bill Rate dos EUA, por ser considerada a taxa livre de risco (ANEXO I). Em termos operacionais, o diferencial de juros real (d_{it}) foi obtido através da seguinte expressão:

⁸ Apesar de não ser a taxa mais apropriada, é usada pela maioria dos estudos por ser disponível para quase todos os países.

$$z_{it} = r_{it} - r_{it}^* \quad (4.7)$$

onde:

$$\begin{aligned} r_{it} &= i_{it} - \pi_{it}^e \\ r_{it}^* &= i_{it}^* - \pi_{it}^{*e} \end{aligned} \quad (48)$$

Para calcular a inflação foram obtidos os índices de preço ao consumidor (CPI) para todos os países⁹. Porém, uma vez que os dados fornecem a inflação conhecida e não a inflação esperada, as estimativas de inflação esperada foram obtidas através de modelos de previsão ARMA(p,q)¹⁰, como adotado em Baharumshah, Haw e Fountas (2005). Para todos os países foram estimados apenas modelos de previsão parcimoniosos [ARMA (1,1); AR(1); e MA(1)], uma vez que a amostra pode ser considerada pequena (42 observações). O critério de escolha do melhor modelo utilizado foi o Akaike Information Criterion (AIC), o qual comporta-se melhor em pequenas amostras.

A tabela 4.1 abaixo mostra o modelo de previsão da inflação escolhido para cada país. No caso da Argentina, devido a uma quebra estrutural no segundo trimestre do ano 2002 foi incorporada uma dummy de pulso para capturar os efeitos desta quebra.

Tabela 4.1 – Modelo de Previsão de Inflação

Modelo de Previsão	País
ARMA(1,1)	Chile; EUA; México; Paraguai; Peru; Venezuela
AR(1)	Brasil; Uruguai
MA(1)	Colômbia
AR(1) c/ Dummy	Argentina

Fonte: Elaboração da autora.

Com base na equação (4.8) e nos modelos de previsão de inflação foram calculadas as taxas reais de juros para todos os países da amostra¹¹, as quais são apresentadas nas figuras

⁹ A inflação foi calculada através da diferença entre os logaritmos do índice de preços.

¹⁰ ARMA(p,q) é um processo auto-regressivo e de média móvel, com p termos auto-regressivos e q termos média móvel.

¹¹ Para o cálculo da inflação e da inflação esperada, foram perdidas duas observações. Portanto, a amostra passou a compreender o terceiro trimestre de 1995 ao terceiro trimestre de 2005, totalizando 41 observações para cada país.

4.1 a 4.10. Uma característica comum em praticamente todas as séries de taxas reais de juros dos países da América Latina é de que as taxas estavam mais reduzidas nos anos de 2004 e 2005 em relação as taxas registradas no início do período. Esta evidência pode ser confirmada, também, pela análise da tabela 4.2, que apresenta a taxa real de juros média para três sub-períodos da amostra.

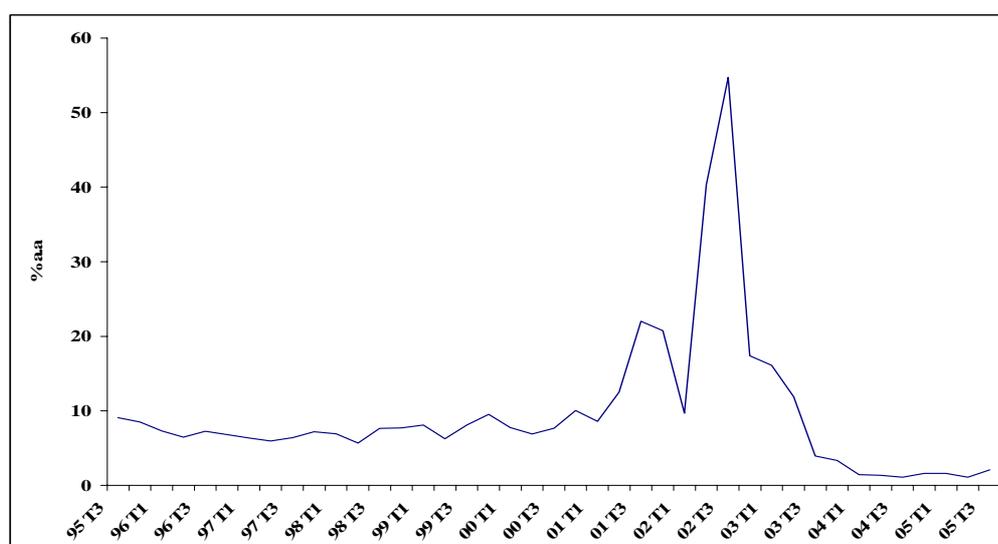
Tabela 4.2 – Taxas Real de Juros Média - % a.a (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela)

Período	Arg	Bra	Chi	Col	EUA	Mex	Par	Per	Uru	Ven
1995 T3 a 1999 T1	7,15	26,85	11,66	25,26	4,35	16,38	14,26	13,32	28,58	14,49
1999 T2 a 2002 T4	15,46	16,64	6,01	10,16	3,20	4,70	15,93	9,62	27,54	14,45
2003 T1 a 2005 T3	14,76	22,80	3,20	8,12	1,55	2,41	12,83	4,87	28,67	15,33

Fonte: Elaboração da Autora

A taxa de juros da Argentina, por exemplo, que permanecia estável até o final do ano 2000, sofreu uma forte elevação com a desvalorização do Peso em 2002. Porém, passada a crise pode-se verificar uma queda acentuada da taxa real de juros seguida de uma estabilidade, conforme evidencia a figura 4.1.

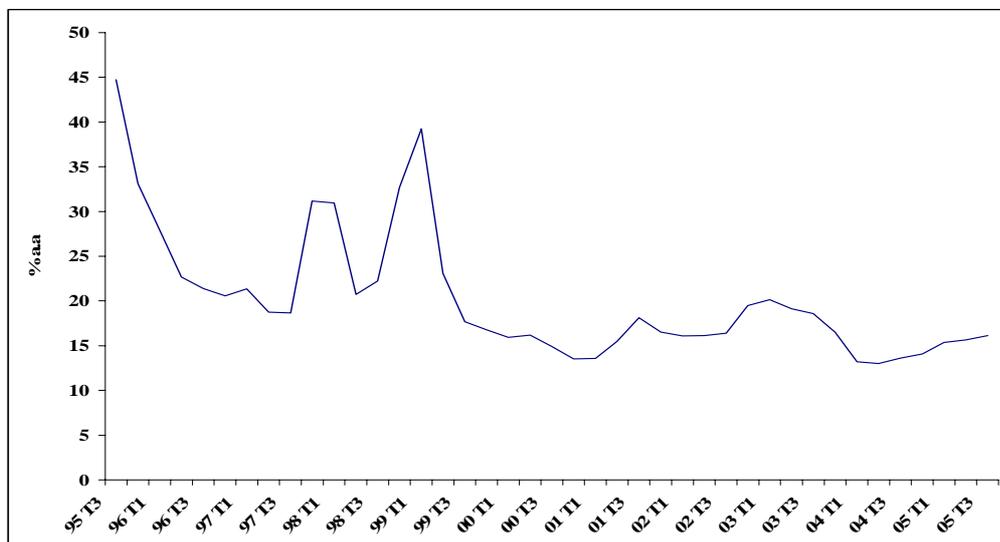
Figura 4.1 – Evolução da Taxa Real de Juros da Argentina



Fonte: Elaboração da autora. Dados brutos FMI (2006)

No Brasil a evolução da taxa de juros real é marcada por uma maior variação no período de regime de câmbio fixo (do início da amostra até o quarto trimestre de 1998), quando a variável de ajuste da economia passou a ser a taxa de juros. Após a mudança do regime cambial, em janeiro de 1999, verifica-se que a taxa real de juros apresenta uma maior estabilidade (Figura 4.2). Além disso, pode-se perceber que os juros reais no Brasil, apesar de continuarem altos, já sofreram uma grande redução desde o início do Plano Real.

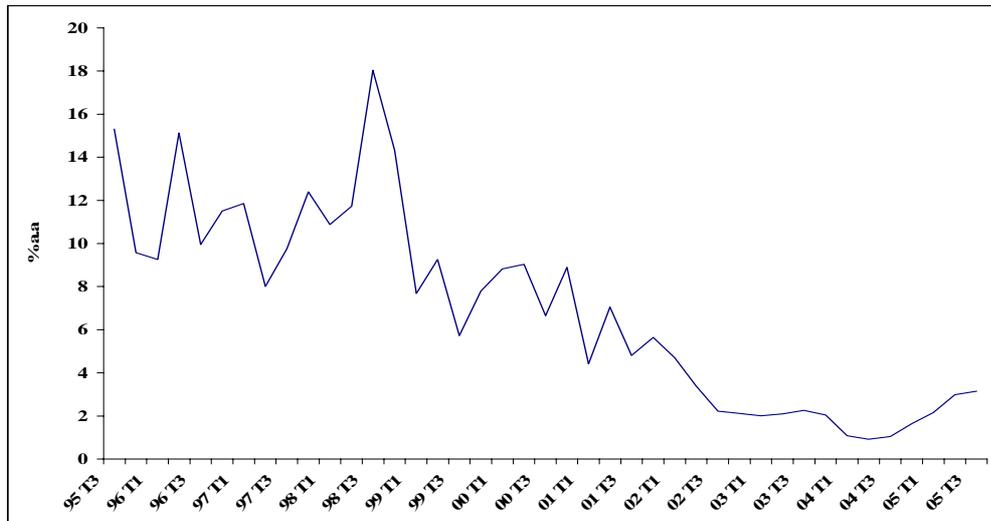
Figura 4.2 – Evolução da Taxa Real de Juros do Brasil



Fonte: Elaboração da autora. Dados brutos FMI (2006)

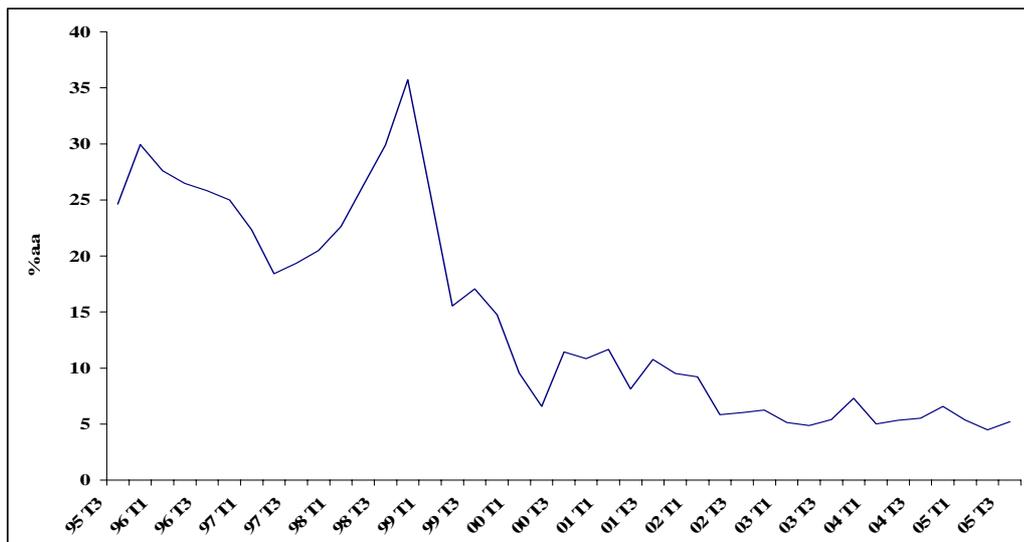
Chile, Colômbia e México são caracterizados por taxas de juros reais mais elevadas no início da amostra e relativamente mais baixas no fim do período, conforme mostram as figuras 4.3, 4.4 e 4.5, respectivamente. O valor elevado das taxas no início do período pode ser explicado pela crise do México ocorrida em 1994, que afetou a maioria dos países da América Latina. No caso do Chile existe uma oscilação com queda da taxa ao longo de quase todo o período, já para o México a redução é mais estável.

Figura 4.3 – Evolução da Taxa Real de Juros do Chile



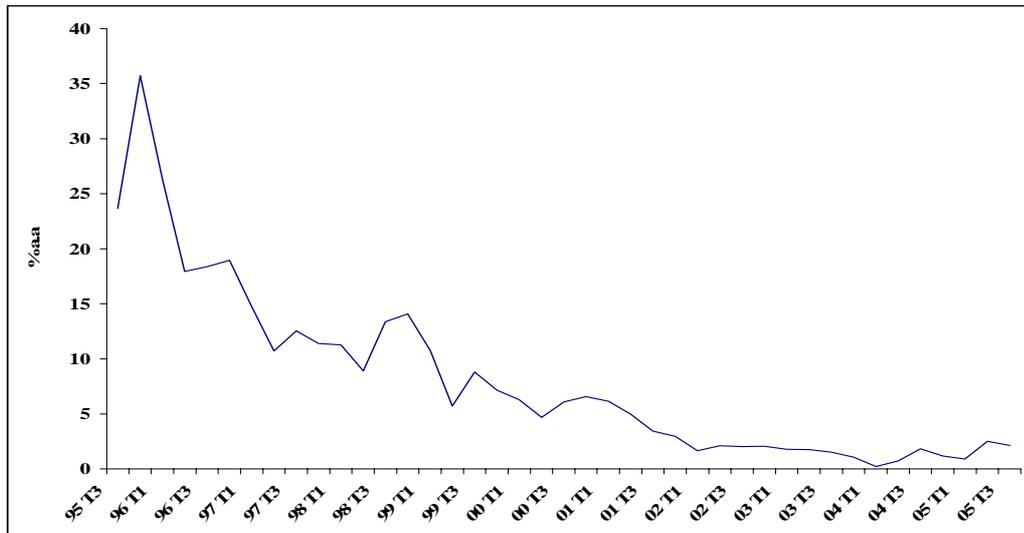
Fonte: Elaboração da autora. Dados brutos FMI (2006)

Figura 4.4 – Evolução da Taxa Real de Juros da Colômbia



Fonte: Elaboração da autora. Dados brutos FMI (2006)

Figura 4.5 – Evolução da Taxa Real de Juros do México



Fonte: Elaboração da autora. Dados brutos FMI (2006)

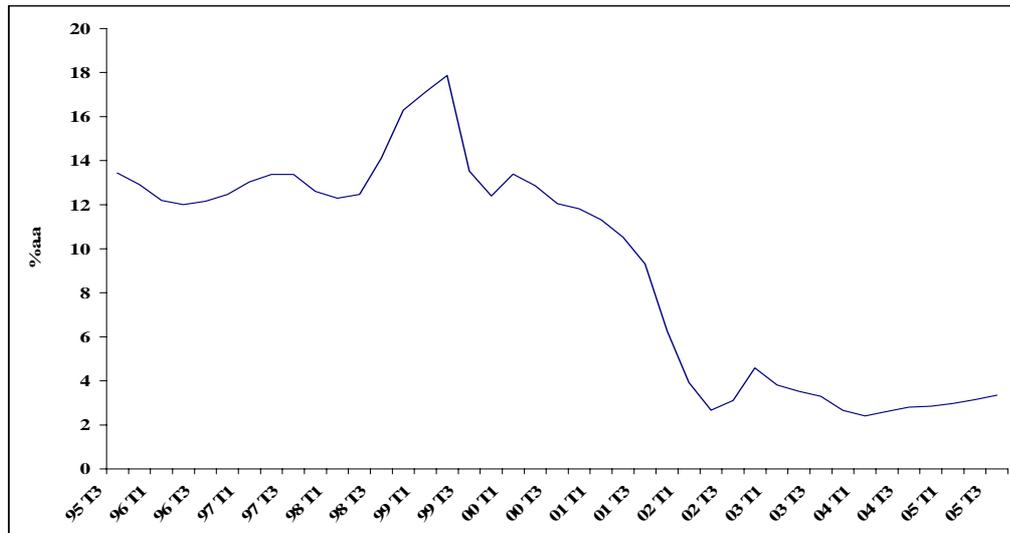
As taxas reais de juros do Paraguai e do Peru mantiveram-se elevadas durante quase todo o período da amostra, e somente a partir do final do ano de 2002 é que iniciaram um processo de redução, permanecendo baixas até o final do período (Figuras 4.6 e 4.7, respectivamente). Para o Uruguai o comportamento da taxa real de juros é de queda (sem muita variância), mas com uma rápida e forte elevação no período da crise Argentina, conforme mostra a Figura 4.8.

Figura 4.6 – Evolução da Taxa Real do Paraguai



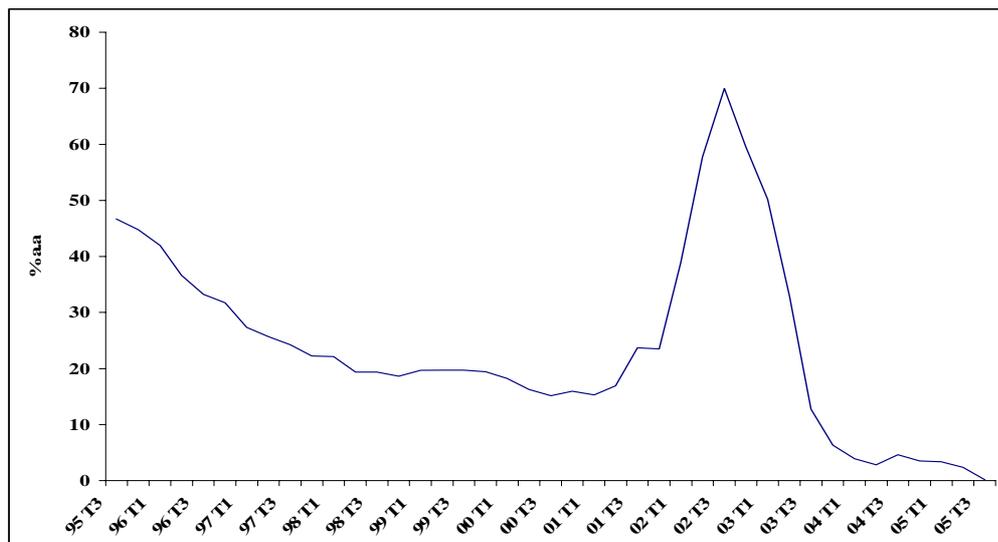
Fonte: Elaboração da autora. Dados brutos FMI (2006)

Figura 4.7 – Evolução da Taxa Real de Juros do Peru



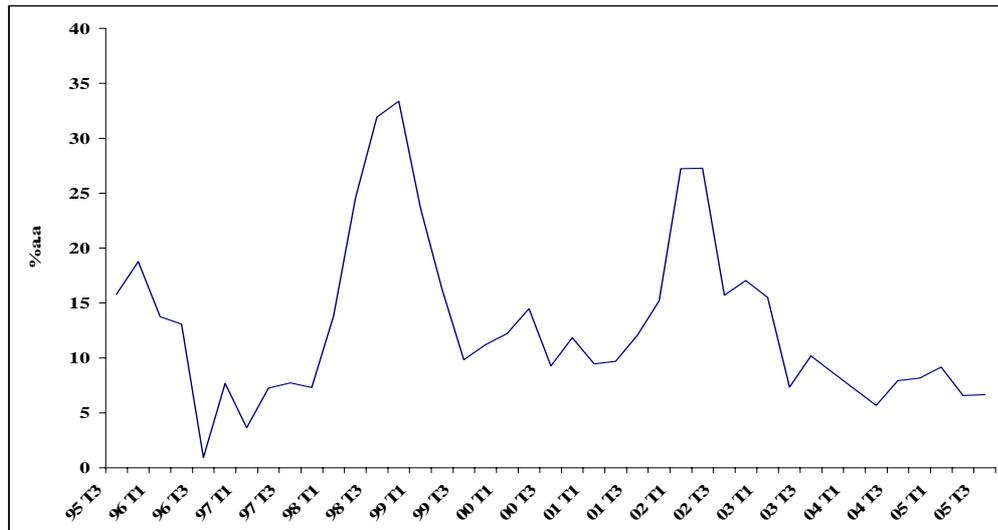
Fonte: Elaboração da autora. Dados brutos FMI (2006)

Figura 4.8 – Evolução da Taxa Real de Juros do Uruguai



Fonte: Elaboração da autora. Dados brutos FMI (2006)

A taxa real de juros da Venezuela apresenta um comportamento distinto das demais taxas, pois não apresenta uma tendência de queda ao longo dos anos, mas sim um comportamento de oscilações ao longo do período analisado. Tal evidência pode ser explicada pelas constantes crises políticas que este país vem enfrentando nos últimos anos (Figura 4.9).

Figura 4.9 – Evolução da Taxa Real de Juros da Venezuela

Fonte: Elaboração da autora. Dados brutos FMI (2006)

Por fim, a figura 4.10 retrata a evolução da taxa real de juros dos EUA, a qual será considerada como taxa de referência para o cálculo dos diferenciais de juros reais. Conforme pode-se observar a taxa real de juros dos EUA permaneceu constante até o final da década de 1990. A partir do início do governo Bush, a política do Banco Central Americano (FED) passou a ser de redução das taxas de juros até o final do ano de 2004, quando o aumento da inflação nos EUA passou a forçar um novo aumento nas taxas reais de juros deste país.

Figura 4.10 – Evolução da Taxa Real de Juros dos EUA

Fonte: Elaboração da autora. Dados brutos FMI (2006)

4.3.2 Resultado dos Testes de Raiz Unitária

Para testar a hipótese de integração financeira através da estacionaridade dos diferenciais de juros reais, primeiramente, foram aplicados os testes de raiz unitária para as séries de diferenciais de juros reais de cada país da amostra. A hipótese nula de que a série de diferencial de juros real tem uma raiz unitária é testada contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária. Foram aplicados dois testes de raiz unitária para séries individuais, Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP).

A tabela 4.3 mostra os resultados encontrados após a estimação destes testes. Pelo teste ADF verifica-se que para as séries do diferencial de juros real do Chile e do México a hipótese nula de não estacionaridade das séries pode ser rejeitada a 1% de significância, e para a série do Uruguai a 5%. Porém, no teste de PP para o diferencial de juros da Argentina e do Brasil a hipótese nula de raiz unitária também pode ser rejeitada, a 5% e 1% de significância, respectivamente. Além disso, o diferencial de juros do Uruguai continua sendo estacionário, mas somente a 10% de significância.

Tabela 4.3 – Testes ADF e PP para Raiz Unitária nas Séries Individuais

Variáveis	ADF(p ^a)	Z ^b
d _{Argentina}	-1,6779(3)	-2,1888**
d _{Brasil}	-2,8679(7) ^d	-4,0934* ^c
d _{Chile}	-4,9810(0)* ^d	-5,0099* ^d
d _{Colômbia}	-2,4486(0) ^d	-2,4487 ^d
d _{México}	-2,7370(7)*	-3,0141*
d _{Paraguai}	-2,5547(2) ^c	-1,2273
d _{Peru}	-2,8380(1) ^d	-1,1993
d _{Uruguai}	-3,1054(1)** ^c	1,7024***
d _{Venezuela}	-2,7799(1) ^c	-1,4679

^a Defasagem ótima (p) de acordo com AIC; ^b Z é o teste de Phillips-Perron (PP); ^c modelo com constante; ^d modelo com constante e tendência; * estatisticamente significativa a 1%; ** estatisticamente significativa a 5%; *** estatisticamente significativa a 10%.

Fonte: Elaboração da autora.

Esta evidência preliminar indica que existe evidência a favor da validade da Paridade Real de Juros para Chile, México e Uruguai. Isto mostra que apesar das taxas reais de juros destes países não serem iguais a taxa de juros internacional, elas variam dentro de uma banda delimitada pelos custos de transação, conforme afirmam Goodwin e Grennes (1994). Além disso, este resultado evidencia que existe elevada integração financeira destes países com o mercado internacional.

Estes resultados são consistentes com os encontrados por Edwards (2005) na análise sobre os índices de mobilidade de capital para um conjunto de países, sendo que o Uruguai está entre os países que apresentaram maior índice de mobilidade de capital no período de 1990 a 2000, 93,1 e o México é classificado como país que passou de baixa para alta mobilidade no mesmo período¹². Entretanto, para o Chile não existe evidência neste estudo.

Uma vez que os testes de raiz unitária para as séries individuais mostram que apenas os diferenciais de juros de alguns países da amostra são estacionários, e conforme indica a literatura, este tipo de teste tem baixo poder para rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade quando a amostra é pequena, foram aplicados três testes de raiz unitária em modelo painel: Levin e Lin (LL); Im, Pesaran e Shin (IPS); e Maddala e Wu (MW) para verificar se os diferenciais de juros reais destes países são estacionários em painel.

A tabela 4.4 mostra os resultados dos três testes para um painel com 369 observações ($N \times T = 9 \times 41$). A escolha das defasagens foi de acordo com o critério AIC, sendo que as defasagens podem diferir entre os países nos três testes. Além disso, devido a tendência ser significativa nos três testes, o modelo escolhido foi com constante e tendência.

O teste de LL verifica a hipótese nula de raiz unitária das séries em painel contra a hipótese alternativa de que todas as séries no painel são estacionárias. O resultado do teste mostra que a hipótese nula não pode ser rejeitada.

Por outro lado, os testes de IPS e MW mostram que a hipótese nula de que as séries em painel têm uma raiz unitária pode ser rejeitada contra a hipótese alternativa as séries em painel são estacionárias. De acordo com o resultado destes dois testes há evidência a favor da Paridade Real de Juros na amostra.

Tabela 4.4 – Testes de Raiz Unitária em Modelo Painel (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela)

Teste	Estatística	Valor p
LL*	-0,8753	0,1976
IPS*	-2,7619	0,0029
MW*	35,7511	0,0076

* Modelos com constante e tendência.

Fonte: Elaboração da autora.

Porém, Taylor e Sarno (1998) mostraram, por simulações de Monte Carlo, que os testes como os de Im, Pesaran e Shin (1997), Maddala e Wu (1999) e um novo teste proposto por eles chamado de *Multivariate Augmented Dickey-Fuller* (MADF), têm maior probabilidade de rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade quando existem processos estacionários entre um conjunto de processos não estacionários, mesmo quando a raiz do processo estacionário está perto do círculo unitário.

Usando uma amostra de 100 observações aplicadas ao teste MADF, Taylor e Sarno (1998) mostram que a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada em 30% das vezes quando cada uma das séries é gerada por processos com raiz igual a 0,99. Para raízes de 0,975 a rejeição aumenta para 60%; 0,95 para 90%; 0,925 para 99%; e para quase 100% quando as raízes são menores ou iguais a 0,9

Desta forma, os testes de raiz unitária em modelo painel foram re-estimados considerando apenas as séries não estacionárias nos testes de raiz unitária individual. Foram aplicados os testes para dois conjuntos de países: um considerando apenas as séries não

¹² Mobilidade de Capital elevada é considerada para países com índice maior que 87,5. Países com alta mobilidade capital são os que apresentam índice superior a 50 (Edwards, 2005).

estacionárias no teste ADF (Argentina, Brasil, Colômbia, Paraguai, Peru e Venezuela); e outro considerando as séries não estacionárias de acordo com os resultados do teste de PP (Colômbia, Paraguai, Peru e Venezuela). A tabela 4.5 retrata os resultados dos testes de LL, IPS e MW para os dois conjuntos de países.

Os resultados mostram que para o teste de LL a hipótese nula de que as séries em painel têm uma raiz unitária continua não sendo rejeitada tanto na amostra com 6 países como na com 4 países. Já os testes de IPS e MW, também não podem rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade das séries em painel nas duas amostras.

Tabela 4.5 - Testes de Raiz Unitária em Modelo Painel
(Países com Diferencias de Juros Reais não Estacionários nos Testes ADF e PP)

Amostra	LL		IPS		MW	
	Estatística	valor <i>p</i>	Estatística	valor <i>p</i>	Estatística	valor <i>p</i>
(d_{Ar} , d_{Br} , d_{Co} , d_{Pa} , d_{Pe} e d_{Ve})*	-0,1901	0,4246	-1,5107	0,0654	16,4990	0,1694
(d_{Co} , d_{Pa} , d_{Pe} e d_{Ve})*	-0,8142	0,2078	-1,3987	0,0810	11,9519	0,1534

*Modelos com constante e tendência; defasagem ótima escolhida de acordo com AIC.

Fonte: Elaboração da autora.

Este resultado corrobora com os resultados encontrados por Taylor e Sarno (1998), ou seja, os testes de raiz unitária em modelo painel têm uma maior probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando processos estacionários são incorporados no teste. Intuitivamente, este resultado indica que nestes países (Argentina, Brasil, Colômbia, Paraguai, Peru e Venezuela) não existe evidência a favor da Paridade Real de Juros, ou seja, o grau de integração financeira não é elevado.

Além disso, os testes de raiz unitária em modelo painel também foram aplicados para os países (Chile, México e Uruguai) cujos diferenciais de juros reais foram estacionários no resultado dos testes ADF, e para os países (Argentina, Brasil, Chile, México e Uruguai) que apresentaram diferenciais de juros reais estacionários no teste PP. O objetivo em tais testes é verificar se os diferenciais de juros reais são estacionários em painel, pois se a evidência

encontrada for a favor desta pressuposição pode-se dizer que existe elevada integração financeira nestes países. A tabela 4.6 apresenta os resultados encontrados.

**Tabela 4.6 - Testes de Raiz Unitária em Modelo Painel
(Países com Diferenciais de Juros Reais Estacionários nos Testes ADF e PP)**

Amostra	LL		IPS		MW	
	Estatística	valor p	Estatística	valor p	Estatística	valor p
(d_{Ch} , d_{Me} e d_{Ur})	-1.0358	0,1501	-2,6341	0,0042	19,2521	0,0038
(d_{Ar} , d_{Br} , d_{Ch} , d_{Me} e d_{Ur})	-0,4837	0,3143	-2,4287	0,0076	27,7992	0,0082

*Modelos com constante e tendência; defasagem ótima escolhida de acordo com AIC.

Fonte: Elaboração da autora.

No teste de LL a hipótese nula de não estacionaridade dos diferenciais de juros reais novamente não pode ser rejeitada. Porém, para os testes de IPS e MW, nas duas amostras a hipótese nula pode ser rejeitada a 1% de significância. Este resultado mostra que o teste de LL tem menor poder para rejeitar a hipótese nula, conforme mostraram, por simulações de Monte Carlo, Im, Pesaran e Shin (1997) e Maddala e Wu (1999). Portanto, os resultados dos testes de IPS e MW são considerados mais consistentes.

Esta nova evidência mostra que existe elevada integração financeira para Chile, México e Uruguai. Porém, para Brasil e Argentina, o resultado não é tão evidente, pois a rejeição da hipótese nula pode ser devida a inclusão das séries de diferenciais de juros reais estacionários de Chile, México e Uruguai.

Para confirmar a validade destes resultados e seguindo a orientação de Osterholm (2004) de que nos testes de LL, IPS e MW se a hipótese nula for rejeitada, não existe informação de que a rejeição foi feita por que uma série é estacionária ou todas as séries são estacionárias, foi aplicado o teste de Johansen para duas amostras de países: (i) diferenciais de juros reais para os nove países da amostra; e (ii) diferenciais de juros reais do Chile, México e Uruguai.

De acordo com Taylor e Sarno (1998), se a hipótese nula de que os vetores de cointegração (posto da matriz) são menores do que o número de séries for rejeitada, contra a hipótese alternativa de que o número de vetores de cointegração é igual ao número de séries, pode-se dizer então que todas as séries são estacionárias. A tabela 4.7 mostra os resultados do teste de Johansen para os diferenciais de juros reais dos nove países da amostra.

Tabela 4.7 – Teste de Cointegração de Johansen (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela)

N. VC	Estatística Traço	Valor Crítico 5%	Prob.**	Estatística Máximo Auto-Valor	Valor Crítico 5%	Prob.**
None *	431.7464	228.2979	0.0001	133.6620	62.75215	0.0000
At most 1 *	298.0844	187.4701	0.0000	83.86394	56.70519	0.0000
At most 2 *	214.2205	150.5585	0.0000	74.19394	50.59985	0.0000
At most 3 *	140.0266	117.7082	0.0009	47.71506	44.49720	0.0216
At most 4 *	92.31149	88.80380	0.0272	38.83319	38.33101	0.0438
At most 5	53.47830	63.87610	0.2733	23.57584	32.11832	0.3774
At most 6	29.90246	42.91525	0.5080	12.95890	25.82321	0.8067
At most 7	16.94356	25.87211	0.4192	9.107456	19.38704	0.7134
At most 8	7.836109	12.51798	0.2653	7.836109	12.51798	0.2653

* Indica a rejeição da hipótese nula a 5%; ** valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
Fonte: Elaboração da autora.

Conforme pode-se verificar, o resultado deste teste mostra que tanto a estatística Traço quanto a estatística Máximo Auto-Valor indicam que existem 5 vetores de cointegração a 5% de significância. Isto é, a hipótese nula formulada por Sarno e Taylor (1998) não pode ser rejeitada, e, portanto, nem todas as séries no painel são estacionárias. Este resultado complementa aqueles obtidos para os testes de raiz unitária; ou seja, a evidência da hipótese de paridade real de juros não é encontrada para todos os países da amostra.

A tabela 4.8 mostra o resultado do teste de Johansen aplicado aos diferenciais de juros reais do Chile, México e Uruguai. Verifica-se que pela estatística Traço existem 3 vetores de cointegração a 5% de significância, porém, pela estatística Máximo Auto-valor existe apenas 1 vetor de cointegração a 5% de significância. Este resultado mostra que pela estatística Traço a hipótese nula formulada por Taylor e Sarno (1998) pode ser rejeitada, e, portanto, todas as

séries são estacionárias. Novamente, encontra-se evidência de integração financeira nestes países.

Tabela 4.8 - Teste de Cointegração de Johansen (Chile, México e Uruguai)

N. VC	Estatística Traço	Valor Crítico 5%	Prob.*	Estatística Máximo Auto Valor	Valor Crítico 5%	Prob.*
None a	51.11285	35.01090	0.0005	30.05033	24.25202	0.0077
At most 1	21.06252	18.39771	0.0207	11.75485	17.14769	0.2563
At most 2	9.307671	3.841466	0.0023	9.307671	3.841466	0.0023

* valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Fonte: Elaboração da autora.

Assim, os resultados apontados por este estudo indicam que existe evidência a favor da paridade real de juros, o que implica na ocorrência de elevada integração financeira, para os casos de Chile, México e Uruguai. Os resultados dos testes mostram que os diferenciais de juros reais para estes países são estacionários, o que implica que as séries de juros reais não são iguais, mas variam dentro de uma banda delimitada pelos custos de transação.

Entretanto, para os casos da Argentina e do Brasil há evidência de que os diferenciais de juros reais são não estacionários, pois no painel que considerava os diferenciais de juros reais da Argentina, Brasil, Colômbia, Paraguai, Peru e Venezuela, a hipótese de raiz unitária não pode ser rejeitada e, por outro lado, no teste de PP a hipótese de não estacionaridade dos diferenciais de juros reais foi rejeitada. Portanto, não pode-se afirmar que existe evidência a favor da Paridade Real de Juros para estes países.

Além disso, para os casos de Colômbia, Paraguai, Peru e Venezuela, tem-se que a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária nas séries de diferenciais de juros reais nos testes ADF e PP, não deve-se apenas ao baixo poder dos testes, mas sim ao fato de que a integração financeira nestes países ainda é baixa, pois estes resultados foram confirmados nos testes de raiz unitária em modelo painel, os quais têm maior poder na rejeição da hipótese nula.

5 CONCLUSÃO

A partir de 1970, após o fim do padrão ouro que tinha vigorado desde o acordo de Bretton Woods em 1948, a integração financeira entre os países desenvolvidos aumentou consideravelmente. A flexibilização das barreiras para o movimento de capitais contribuiu fortemente para este movimento. Nos países da América Latina, entretanto, o aumento da mobilidade de capital passou a ser evidenciado com mais intensidade somente a partir de década de 1990, quando políticas de liberalização financeira e comercial passaram a ser adotadas pela maioria dos países.

Empiricamente, uma das maneiras de verificar a evidência de integração financeira é através das condições paridade. Pela hipótese de Paridade Real de Juros tem-se que as taxas reais de juros de duas regiões integradas devem ser iguais. Entretanto, como visto, esta hipótese pode continuar sendo válida mesmo se as taxas não são iguais, mas diferem pelos custos de transações. Para verificar se existe integração financeira entre os países foi verificada a hipótese de que os diferenciais de juros reais são estacionários. A validade desta hipótese implica que apesar de os diferenciais de juros reais não serem zero eles variam dentro de uma banda delimitada pelos custos de transação.

A hipótese de que os diferenciais de juros reais de um conjunto de países da América Latina em relação aos EUA são estacionários, no período que compreende o terceiro trimestre de 1995 ao terceiro trimestre de 2005, foi testada utilizando-se os testes de raiz unitária para as séries individuais propostos por Dickey-Fuller (1979) e Phillips-Perron (1988) e os testes de raiz unitária em modelo painel de Levin e Lin (1992, 1993), Im, Pesaran e Shin (1997) e Maddala e Wu (1999).

Os resultados do teste ADF mostraram que as séries do diferencial de juros real do Chile, do México e do Uruguai são estacionárias e no teste de PP o diferencial de juros da

Argentina e do Brasil também são estacionários. Esta evidência preliminar indica que existe evidência a favor da validade da Paridade Real de Juros nestes países, apesar do baixo poder destes testes em amostras pequenas.

Os testes de raiz unitária foram aplicados para 5 amostras de países: (i) os diferenciais de juros reais de todos os países; (ii) os diferenciais de juros reais estacionários no teste ADF (Chile, México e Uruguai) e não estacionários no teste (Argentina, Brasil, Colômbia, Paraguai, Peru e Venezuela); e (iii) os diferenciais de juros reais estacionários no teste de PP (Argentina, Brasil, Chile, México e Uruguai) e não estacionários no teste (Colômbia, Paraguai, Peru e Venezuela). Este procedimento foi adotado, pois segundo Taylor e Sarno (1998), quando processos estacionários são incluídos nos testes de raiz unitária em modelo painel, estes testes tendem a rejeitar a hipótese nula.

Para o teste de Levin e Lin a hipótese nula de raiz unitária das séries em painel contra a hipótese alternativa de que todas as séries no painel são estacionárias não pode ser rejeitada em todas as amostras. Porém, os testes de Im, Pesaran e Shin e Maddala e Wu mostram que a hipótese nula de que as séries em painel têm uma raiz unitária pode ser rejeitada contra a hipótese alternativa de as séries no painel são estacionárias para a mostra completa, para os diferenciais de juros reais do Chile, México e Uruguai e para os diferenciais de juros reais da Argentina, Brasil, Chile, México e Uruguai, mas não para as amostras com os diferenciais não estacionários nos testes ADF e PP. Este resultado foi semelhante ao encontrado por Taylor e Sarno (1998) e indica que nestes países não existe evidência a favor da Paridade Real de Juros, ou seja, o grau de integração financeira não é elevado.

Os resultados do teste de Johansen para a amostra com os diferenciais de juros reais de todos os países, complementou os resultados encontrados nos testes de raiz unitária em modelo painel. Uma vez que o número vetores de cointegração encontrados foi menor que o número de séries, não pode-se dizer que todas as séries do painel são estacionárias.

Os resultados apontados por este estudo são de que existe evidência a favor da paridade real de juros, o que indica elevada integração financeira, para Chile, México e Uruguai, mas não para Argentina, Brasil, Colômbia, Paraguai, Peru e Venezuela. Estes resultados são consistentes com os encontrados na literatura. A principal consequência da elevada integração financeira encontrada para Chile, México e Uruguai, é de que estes países estão mais suscetíveis as mudanças nos mercados internacionais.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABUAF, N.; JORION, P. Purchasing Power Parity in the Long Run. **Journal of Finance**, v.45, . p. 157-74, 1990.

BAHARUMSHAH, A. Z.; HAW, C. T.; FOUTAS, S. A Panel Study on Real Interest Rate Parity in East Asian Countries: Pre e Post-Liberalization Era. **Global Finance Journal**. n.16, p.69-85, 2005.

BANERJEE, A. Panel Data Unit Root and Cointegration: An Overview. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.61, Special Issue, p.607-29, 1999.

BAXTER, M.; STOCKMAN, A. C. Business Cycles and Exchange rate System. **Journal of Monetary Economics**. n.23, p. 377-400, 1989.

BREITUNG, J. **The Local Power of Some Unit Root Test for Panel Data**. In: B. Baltagi (Ed.). *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels*. v.15, 2000. p.161-77.

BREITUNG, J.; Meyer, W. Testing for Unit Roots in Panel Data: are Wages Different Bargaining Levels Cointegrated? **Applied Economics**, v. 26, p.353-61, 1994.

BREITUNG, J; CANDELON, B. Purchasing Power Parity during Currency Crises: A Panel Unit Root Test under Structural Breaks. **Review of World Economics**. v.141, n. 1, p. 124-140, April 2005.

BREUSCH, T.; PAGAN, A. R. The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics. **Review of Economic Studies**. v.47, p. 239-53, 1980.

BREUER, J. B.; McNOWN, R.; WALLACES, M. Series-specific Unit Root Tests with Panel Data. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.64, n. 5, p. 527-46, 2002.

BUCH, C. M; DOPKE, J. Real and Financial Integration in Europe: Evidence for the Accession States and for the Pre-Ins. **Aussenwirtschaft**. v.55, p. 371-402, 2000.

DICKEY, D.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, n.74, p.427-31, June 1979.

EDISON, H. J; PAULS, D. A Re-Assessment of the Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rates: 1974-1990. **Journal of Monetary Economics**. n. 31, 1993. p. 165-87.

EDWARDS, S. Capital Controls, Sudden Stops and Current Account Reversals. **NBER Working Paper 11170**. p.1-58, March 2005.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2 ed. New Jersey: Wiley, 2004. 460 p.

ESAKA, T. Panel Unit Root Test of Purchasing Power Parity between Japanese Cities, 1960-1998: Disaggregated Price Data. **Japan and World Economy**. v. 15, p.233-44, 2003.

FMI - Fundo Monetário Internacional. **International Financial Statistics**. Base de dados *on line*. Disponível em: <<http://www.img.org>>. Acessado em: 15 de janeiro de 2006.

FOUNTAS S.; Wu, J-L. Testing For Real Interest Rate Convergence in European Countries. **Scottish Journal of Political Economy**. V.46, n. 2, p.158-74, May 1999.

FRANKEL, J. A. Measuring International Capital Mobility: a Review. **American Economic Review**. n.82, p.197-202, 1992.

FRANKEL, J. A.; ROSE, A. K. A Panel Project of Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries. **Journal of International Economics**, n.40, p. 209-24, 1996.

GOODWIN, B. K.; GRENNES, T. J. Real Interest Rate Equalization and the Integration of International Financial Markets. **Journal of International Money and Finance**. v.13, p.107-24, 1994.

GRANGER, C.; NEWBOLD, P. Spurious Regressions in Econometrics. **Journal of Econometrics**, n.2, p. 111-20, 1974.

HARRIS, R. D. F; TZAVALIS, E. Inference of Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed. **Journal of Econometrics**. n. 91, p. 201-26, 1999.

HILL, R. C.; GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. **Econometria**. Tradução: Alfredo Alves de Faria. 2ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 471p.

HOLMES, M. J. Some New Evidence on Exchange Rates, Capital Controls and European Union Financial Integration. **International Review of Economics and Finance**, n. 10, p. 135-46, 2001.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for Unit Roots Heterogeneous Panels. **Working Paper**, Department of Applied Economics. University of Cambridge. 1997

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**. n.12, p. 1551-80, june/sept. 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and inference os Cointegration with Application on the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. n.52, p. 169-209, 1990.

KOO, J.; LEE, S. Regional Income Convergence: Evidence from Panel Unit Root Test. **Seoul Journal of Economics**. V.13, n.4, p.459-69, winter 2000.

LADESMA, M. A. L. Unemployment Hysteresis in the US ant the EU: A Panel Approach. **Bulletin of Economic Research**. V. 54, n.2, p. 95-103, 2002.

LEVIN, A.; LIN, C. F. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties. California-San Diego, **Discussion Paper**. p.92-23, 1992.

_____ Unit Root Tests in Panel Data: New Results. California-San Diego, **Discussion Paper**. p.93-56,1993.

LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU C. S. Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. **Journal of Econometrics**. n.108, 2002. p.1-24.

MACDONALD, R. Panel Unit Root Tests and Real Exchange Rates. **Economic Letters**. v. 50, 1996. p. 7 – 11.

MACDONALD, G.; ALLEN, D; CRUICKSHANK, S. Purchasing Power Parity – Evidence from A New Panel Test. **Applied Economics**. v. 34, n. 11, p. 1319-26, July 2002.

MADDALA, G.S. Recent Developments in the Econometrics of Panl data Analysis. **Transportation Research**. vol. 21A, n.4/5, 1987. p. 303-26.

MADDALA, G. S.; WU, S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.61, Special Issue, 1999. p.631-52.

MEESE, R.; ROGOFF, K. Was it real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating Rate Period. **Journal of Finance**. n.43, 1988. p. 933-48.

MODY, A.; MURSHID, Antu. Growing Up with Capital Flows. **FMI Working Paper**. n. 02/75, 2002.

MOULTON, B. R.; RANDOLPH, W. C. Alternative Test of Error Components Model. **Econometrica**. n.57, 1989. p. 685-93.

OBSTEFELD, M. The Global Capital Market: Benefactor or menace? **Journal of Economics Perspectives**. n.12, 1998. p.9-30.

OH, K. Purchasing Power Parity and Unit Root Tests using Panel Data. **Journal of International Money and Finance**. v.15, n.3, 1996, p. 405 – 418.

OSTERHOLM, P. Killing four Unit root Birds in the US Economy with Three Panel Unit Root Test Stones. **Applied Economics Letters**, n.11, 2004. p. 213-16.

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Shock and Unit Root Hypothesis. **Econometrica**. n. 57, 1989. p.1361-1401.

PHILLIPS, P. C. B; XIAO, Z. A Primer on Unit Root Testing. New Haven: **Cowles Foundation Paper**, n. 972, 1999. 48p.

PHILLIPS, P; PERRON, P. Testing for Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**. v. 78, p.335-46, June 1988.

QUAH, D. International Patters of Growth: Persistence in Cross-country Disparities. **MIT Working Paper**. 1990.

QUINN, D. P. Capital Account Liberalization and Financial Globalization, 1890-1999: a Synoptic View. **International Journal of Finance and Economics**. v. 8, n. 3, 2003, p.189-204.

RABACH, D. E.; WEBER, C. E. Are Real Interest Really Nonstationary? New Evidence from Test With Good Size and Power. **Journal of Macroeconomics**. v. 26, p.409-30, 2004.

SEABRA, F. A Cointegration Analysis between Mercosur and International Stock Markets. **Applied Economics Letters**. v. 8, p. 475-78, 2001.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria**. Tradução: Mônica Rosemberg. São Paulo: Pearson Education, 2004.

TAYLOR, M.; SARNO, L. Real Exchange Rates under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion. **Economic Letters**, v.60, 1998. p. 131-37.

WU; J-L; WU, S-L. Is Purchasing Power Parity Overvalued? **Journal Of Money, Credit and Banking**. V. 33, n. 3, august 2001. p.804-12.

_____. A re-examination of Real Interest Rate Parity. **Canadian Journal of Economics**. v.31, n.4. oct. 1998. p.837-51.

_____. Are Real Exchange Rates Stationary Based on Panel Unit-Root Tests? Evidence from Pacific Basin Countries. **International Journal of Finance and Economics**. v.4, n.3, p.243-52, July 1999.

_____. Mean Reversion of Interest Rates in the Eurocurrency Market. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. V. 63, n.4, 2001. p.459-73.

ANEXO I

Tabela 1 - Taxa Nominal de Juros

Arg	Bra	Chi	Col	EUA	Mex	Par	Per	Uru	Ven
9,54	51,22	18,10	29,80	5,38	33,96	20,00	16,95	56,81	26,67
9,03	38,61	11,95	30,81	5,27	41,00	19,71	16,21	53,95	28,74
7,84	31,76	11,45	33,09	4,95	33,36	18,92	15,30	48,82	29,75
6,77	26,23	17,33	32,63	5,04	25,68	17,95	14,80	43,09	36,20
7,29	24,46	11,84	30,45	5,14	23,41	15,86	14,71	40,12	24,07
7,52	23,35	13,32	28,44	4,97	23,17	15,89	14,80	37,71	20,30
7,01	22,86	13,54	25,81	5,06	19,32	14,65	15,21	32,83	13,28
6,53	21,08	9,51	23,85	5,07	16,70	13,73	15,39	30,72	14,11
6,41	20,79	11,23	23,00	5,06	14,74	11,46	15,21	28,71	15,07
7,92	32,67	13,79	23,86	5,09	14,70	12,16	14,26	26,04	16,33
7,09	32,27	12,09	25,87	5,08	14,42	13,67	13,89	25,04	24,56
6,67	22,65	12,91	32,98	5,01	13,79	16,72	13,85	22,47	31,52
8,09	23,78	19,24	35,40	4,88	15,86	17,57	15,30	21,72	44,02
8,39	33,31	15,43	36,08	4,31	17,75	19,77	17,42	21,82	39,27
8,11	39,99	8,63	29,60	4,42	15,38	22,46	18,30	21,95	31,80
6,61	25,38	10,24	19,65	4,46	10,66	22,38	19,00	21,47	21,99
7,78	19,86	6,63	18,69	4,70	10,53	17,39	14,50	21,62	14,65
9,69	18,86	8,73	17,36	5,06	9,83	16,77	13,30	20,93	16,67
7,80	18,43	9,75	11,23	5,54	8,77	16,22	14,27	19,74	16,97
7,63	18,05	9,92	11,71	5,78	7,81	15,85	13,67	18,24	19,22
7,49	16,17	7,44	12,54	6,01	7,75	15,17	12,77	17,15	13,16
10,44	16,15	9,70	13,10	6,04	8,69	15,64	12,47	17,92	15,85
8,68	15,13	5,13	13,29	4,90	8,78	15,84	11,90	17,12	13,25
12,75	17,33	7,79	12,72	3,69	6,87	13,38	11,07	18,44	12,65
22,87	19,96	5,50	12,29	3,27	5,05	17,19	9,87	25,83	16,55
20,36	19,01	6,34	11,45	1,96	4,24	18,49	6,83	24,99	19,59
9,39	18,26	5,37	10,85	1,73	3,90	21,52	4,53	40,48	31,07
60,91	18,08	4,12	9,16	1,72	3,66	20,74	3,33	60,94	33,96
62,07	18,32	2,92	7,90	1,65	3,71	25,23	3,70	75,70	24,27
24,62	21,91	2,79	7,84	1,35	3,76	23,95	5,20	73,19	26,71
18,28	24,38	2,63	7,74	1,15	3,92	25,43	4,37	57,09	23,09
13,87	24,31	2,71	7,76	1,05	3,37	19,18	4,03	37,68	16,08
4,58	21,32	2,88	7,82	0,93	2,66	10,74	3,77	15,56	15,56
3,91	17,87	2,71	7,90	0,92	2,40	7,97	3,17	8,42	14,10
2,36	14,89	1,81	7,88	0,92	2,35	7,57	2,87	5,96	12,44
2,33	15,02	1,73	7,84	1,09	2,63	4,89	2,93	5,62	12,66
2,74	15,40	1,81	7,78	1,51	2,80	3,83	3,07	7,19	12,27
3,03	16,34	2,39	7,70	2,01	3,00	4,15	3,07	6,02	13,02
2,78	17,32	2,92	7,47	2,57	3,26	2,01	3,20	4,19	12,48
3,54	17,84	3,83	7,22	2,88	3,56	2,02	3,37	3,46	11,84
4,13	18,17	3,91	6,98	3,37	3,56	1,86	3,53	1,88	11,00

Fonte: FMI (2006)

Tabela 2 - Taxa Real de Juros

Arg	Bra	Chi	Col	EUA	Mex	Par	Per	Uru	Ven
9,08	44,72	15,31	24,62	4,88	23,66	17,10	13,44	46,70	15,77
8,51	33,12	9,58	29,94	4,54	35,70	17,75	12,91	44,75	18,76
7,32	27,88	9,25	27,60	4,42	26,26	16,34	12,20	41,97	13,75
6,47	22,68	15,13	26,47	4,14	17,93	15,16	12,00	36,66	13,07
7,27	21,39	9,95	25,83	4,56	18,36	13,71	12,16	33,22	0,93
6,79	20,59	11,51	25,00	4,27	18,95	13,68	12,47	31,73	7,68
6,35	21,35	11,86	22,32	4,40	14,75	12,65	13,04	27,36	3,64
5,95	18,75	8,01	18,42	4,40	10,73	10,84	13,38	25,69	7,26
6,38	18,66	9,77	19,35	4,51	12,56	9,58	13,38	24,23	7,72
7,19	31,19	12,40	20,47	4,42	11,38	10,24	12,61	22,23	7,29
6,92	30,96	10,88	22,63	4,53	11,27	11,63	12,30	22,12	13,82
5,68	20,75	11,73	26,29	4,40	8,91	13,54	12,47	19,36	24,56
7,64	22,23	18,04	29,88	4,22	13,38	14,80	14,11	19,37	31,93
7,73	32,68	14,33	35,70	3,77	14,08	17,54	16,30	18,61	33,37
8,08	39,25	7,68	25,56	3,79	10,77	19,85	17,11	19,69	23,63
6,23	23,08	9,26	15,52	3,89	5,73	20,53	17,87	19,73	16,24
8,10	17,70	5,72	17,07	3,82	8,82	15,05	13,53	19,73	9,85
9,52	16,79	7,79	14,76	4,62	7,16	14,16	12,40	19,43	11,21
7,77	15,94	8,82	9,55	4,68	6,29	14,38	13,39	18,23	12,22
6,90	16,20	9,03	6,58	5,16	4,68	12,73	12,86	16,26	14,47
7,67	14,90	6,65	11,43	5,12	6,09	13,31	12,04	15,14	9,25
10,05	13,51	8,89	10,85	5,52	6,57	13,27	11,82	15,98	11,84
8,58	13,57	4,42	11,67	4,14	6,16	13,58	11,32	15,29	9,46
12,50	15,48	7,05	8,14	2,99	4,98	10,94	10,53	16,92	9,69
22,03	18,12	4,81	10,77	2,49	3,43	15,09	9,31	23,68	12,07
20,74	16,54	5,65	9,50	1,65	2,96	16,29	6,27	23,48	15,20
9,67	16,10	4,70	9,21	1,16	1,67	18,90	3,93	38,91	27,24
40,31	16,14	3,39	5,84	1,14	2,11	18,33	2,67	57,74	27,27
54,74	16,40	2,22	6,03	0,78	2,03	22,73	3,11	69,98	15,70
17,38	19,49	2,12	6,24	1,02	2,07	20,28	4,60	59,60	17,04
16,12	20,14	2,01	5,14	0,35	1,78	23,52	3,82	50,19	15,51
11,88	19,14	2,10	4,87	0,42	1,76	14,85	3,53	32,86	7,34
3,97	18,60	2,26	5,39	0,40	1,53	10,28	3,30	12,75	10,20
3,35	16,51	2,04	7,29	0,24	1,07	5,54	2,66	6,32	8,65
1,44	13,21	1,07	5,03	0,58	0,23	5,29	2,41	3,91	7,15
1,36	13,03	0,92	5,35	0,06	0,72	2,98	2,61	2,81	5,68
1,10	13,62	1,04	5,51	0,92	1,82	1,94	2,81	4,64	7,93
1,62	14,10	1,64	6,58	1,44	1,18	2,06	2,85	3,49	8,15
1,62	15,39	2,16	5,38	1,87	0,90	0,70	2,98	3,35	9,15
1,08	15,66	2,99	4,50	2,29	2,50	-0,77	3,14	2,35	6,57
2,05	16,11	3,15	5,23	2,39	2,14	0,15	3,35	0,15	6,65

Fonte: FMI (2006)