UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – ÁREA: ECONOMIA APLICADA

LÍVIA SEMENSATO SACCHETTI

Análise do grau de integração entre os países do Mercosul a partir da hipótese da paridade da taxa de juros real

ORIENTADOR: PROF. DR. ALEX LUIZ FERREIRA

RIBEIRÃO PRETO
2013

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Sigismundo Bialoskorski Neto
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior
Chefe do Departamento de Economia

LÍVIA SEMENSATO SACCHETTI

Análise do grau de integração entre os países do Mercosul a partir da hipótese da paridade da taxa de juros real

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências.

ORIENTADOR: PROF. DR. ALEX LUIZ FERREIRA

Versão corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP.

RIBEIRÃO PRETO
2013

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

FICHA CATALOGRÁFICA

Sacchetti, Livia Semensato
Análise do grau de integração entre os países do Mercosul a partir da hipótese da paridade da taxa de juros real. Ribeirão Preto, 2013.
60 p. : il. ; 30 cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/USP.
Orientador: Ferreira, Alex Luiz.

1. Hipótese da Paridade Taxa de Juros real. 2. Integração Financeira. 3. Mercosul.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Livia Semensato Sacchetti

Análise do grau de integração entre os países do Mercosul a partir da hipótese da paridade da taxa de juros real.

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências.

Aprovada em:_____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr._____

Instituição:_____Assinatura:_____

Prof. Dr._____

Instituição:_____Assinatura:_____

Prof. Dr._____

Instituição:_____Assinatura:_____

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador Alex Luiz Ferreira, pela paciência, atenção e conselhos que proporcionaram meu desenvolvimento acadêmico e a realização deste trabalho.

Aos docentes da FEA-RP, que estavam sempre à disposição a esclarecer dúvidas e sempre dipostos a debater, respeitando sempre a opinião alheia.

Aos meus colegas de curso, que me ajudaram tanto no desnvolvimento acadêmico quanto pessoal. Em especial a Juliana Iorio, Guilherme Byrro, Rodrigo Leifert, Priscila Godoy, Naysa Brasil, Mariana Oliveira, Felicia Santos, Caroline Cabral e Rodrigo Alvarez.

Ao Igor Velecico, meu companheiro, que esteve sempre ao meu lado tanto nos momentos bons quanto nos mais difíceis desse período do mestrado. Obrigada pelos conselhos, como economista e como amigo.

Aos meus pais e minha irmã, que estiveram sempre ao meu lado me apoiando nas minhas decisões.

RESUMO

SACCHETTI, L.S. **Análise do grau de integração entre os países do Mercosul a partir da hipótese da paridade da taxa de juros real.** Dissertação de Mestrado – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2013.

O objetivo deste estudo é verificar o grau de integração econômica entre os países membros do Mercosul (Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai) para o período de julho/1995 a setembro/2011, por meio da análise das séries de tempo dos diferenciais de taxa de juros reais (*rids*) *ex ante*. São desenvolvidos testes de estacionariedade nas séries bilaterais, considerando a presença de *outliers* e quebras estruturais, e nas séries em painel. Os *rids* são então aproximados por um processo *AR(1)* e avalia-se a evolução temporal desses coeficientes, estimados recursivamente e via janela móvel. Os resultados dos testes de raiz unitária bilateral apresentaram divergências entre si, enquanto os testes considerando os dados em painel apontaram evidências de estacionariedade. Já os resultados encontrados para as medidas de persistência evidenciam que o processo de integração entre os países está aumentando, ainda que lentamente.

Palavras-chave: Hipótese da Paridade da Taxa de Juros Real, integração financeira, Mercosul.

ABSTRACT

SACCHETTI, L.S. **Analysis of the degree of trade and financial integration of the Mercosul countries through Real Interest Rate Parity Hypothesis.** Dissertação de Mestrado – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2013.

The aim of this paper is to assess the degree of economic integration among the members of Mercosul (Argentina, Brazil, Paraguay and Uruguay) from July/1995 to September/2011, through the time-series analysis ex ante real interest rate differentials (rids). Unit root tests are performed to both panel and bilateral series, considering the presence of outliers and structural breaks. The differentials are then approximated by an AR(1) and its coefficients, estimated recursively and by rolling window, are analyzed. While bilateral unit root tests were not unanimous, panel data presented some evidence of stationarity. Persistence measures pointed to an increasing, albeit slow, integration.

Keywords: Real Interest Parity Hypothesis, financial integration, Mercosul.

Lista de Tabelas

2.1 Participação dos países membros no PIB do Mercosul. 24
2.2 Principais indicadores sócio-econômicos dos países membros do Mercosul. . 24

3.1 Resultados Testes de Raiz Unitária Bilateral para jul/1995-set/2011 47
3.2 Teste de Raiz Unitária - Zivot & Andrews - jul/1995-set/2011 48
3.3 Teste de Raiz Unitária - DFAO - jul/1995-set/2011 49
3.4 Coeficientes autorregressivos estimados em t=set/2011 49
3.5 Medidas de persistência 52
3.6 Teste CD - jul/1995 a set/2011 52
3.7 Testes de raiz unitária em painel - jul/1995 a set/2011 53

Lista de Figuras

2.1 Exportações Mercosul- 1990 - 2011 25
2.2 Evolução da Tarifa Média dos Países do Mercosul 26
2.3 Grau de abertura comercial do Mercosul - 1990 - 2011 27
2.4 Participação do crédito ao setor privado no PIB na Argentina (em %)- 1993-2011 32

3.1 Evolução temporal dos *rids* -jan/1990- set/2011 44
3.2 Evolução temporal da taxa de juros de mercado -1995-2012 45
3.3 Evolução temporal dos *rids* -jul/1995- set/2011 46
3.4 Estimação recursiva dos coeficientes autoregressivos dos *rids* - jul/1995-set/2011 50
3.5 Estimação por janela móvel (48 meses) dos coeficientes autoregressivos dos *rids* - jul/1995-set/2011 51

Sumário

Introdução **11**

1 Teoria e método da HPTJ para a mensuração da Integração Financeira e Comercial **14**

1.1 Teoria e evidências empíricas da HPTJ 14

1.2 Revisão da literatura empírica da HPTJ como medida de integração financeira 19

2 Evolução econômica e comercial dos países membros do Mercosul **23**

2.1 Mercosul - Evolução hitórica e críticas 23

2.2 Estrutura do sistema financeiro do Mercosul 28

3 Metodologia empírica, dados e resultados **36**

3.1 Metodologia 36

3.1.1 Teste de raiz unitária bilateral 36

3.1.2 Estimação Recursiva e Medidas de Persistência 38

3.1.3 Teste de raiz unitária em painel 41

3.2 Dados 43

3.3 Resultados 46

Conclusão **54**

Bibliografia **55**

Introdução

Este trabalho tem por objetivo verificar o grau de integração financeira e comercial entre os países membros do Mercosul (Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai), para o período de julho de 1995 a setembro de 2011, por meio da análise das séries de tempo dos diferenciais de taxa de juros reais (*rids*) *ex ante* desses países.

A utilização dos *rids* como medida de integração financeira fundamenta-se na hipótese da paridade da taxa de juros real (HPTJ), que prediz que se os agentes formam suas previsões sob o pressuposto das expectativas racionais, se não há fricções nos mercados de bens e ativos (tais como cotas de importações, custos de transação, assimetrias informacionais, etc), os preços relativos dos bens homogêneos avaliados na mesma moeda e as taxas reais de retorno esperadas dos ativos deverão ser iguais. Assim, no caso de uma integração dos mercados de bens e ativos entre os países, o diferencial da taxa de juros real entre eles deveria ser nulo na média ou, pelo menos, deveria ser apenas de curto prazo.

O estudo do grau de integração financeira e comercial entre os países também propicia um melhor entendimento acerca da propagação das crises econômicas, isto é, de como um choque adverso originado em uma economia pode afetar as demais.

Desde a década de 1990, o mundo passou por diversas crises econômico-financeiras: do México (1994-1995), asiática (1997-1998), russa (1998), argentina (2001) e a norte-americana (2008-2010), além da européia, ainda em curso. Cada uma delas produziu resultados diferentes nos países afetados, que dependem de características próprias de cada país bem como do grau de integração com o epicentro da crise. Quando há uma alta integração financeira entre os países, os choques são transmitidos de forma mais intensa e rápida. Com isso, a análise do grau de integração entre os países é capaz de nos fornecer informações úteis sobre a consequência de um choque em uma economia sobre as demais.

Como notado por Ferreira (2005), além da utilização dos *rids* como medida do grau de integração, eles ainda podem servir como sinalizadores da independência da política monetária e como indicadores de solvência do país. Em primeiro lugar, a análise dos *rids* possibilita a autoridade monetária uma melhor compreensão de como deverá conduzir sua política econômica em uma economia aberta e pequena, pois, se a HPTJ for válida, a eficácia da política monetária doméstica estaria restrita e sujeita a influências da taxa de juros real mundial, como sugerem os modelos-padrão de macroeconomia aberta.

Além disso, numa economia com alta taxa de endividamento e *rids* elevados (positivos) e persistentes, este poderia ser um indicador de que o país poderá apresentar um problema de solvência futura. Isto porque o país deverá desviar parte de seu produto para o pagamento do serviço da dívida o que, por sua vez, reduziria o montante disponível para investimento, reduzindo a taxa de crescimento da economia. Caso a taxa de juros real seja mais elevada que a taxa de crescimento da renda, o país não conseguirá honrar seus pagamentos incorrendo em *default*, assintoticamente.

Os países selecionados para este estudo somam 2,9% do PIB mundial[1]. Apesar da baixa participação destes países no produto global, destaca-se um grande avanço no comércio intra e extra bloco, bem como uma relativa consolidação da estabilidade macroeconômica durante a maior parte do período estudado, favorecendo o fluxo financeiro entre os países. Portanto, há indícios descritivos de que houve aumento da integração entre eles.

Outra evidência apontada para os países em estudo foi levantada por Seabra (2002) que avaliou o grau de integração dos países membros do Mercosul e o mercado internacional, representado pelos Estados Unidos. O autor aplicou testes de raiz unitária nas séries de diferenciais de taxas de juros reais entre cada país membro e os Estados Unidos e depois nos dados agrupados em painel, considerando o período de março de 1991 a abril de 2000 (frequência mensal) . A conclusão dos testes univariados é que a série do Paraguai é estacionária enquanto que a da Argentina, Brasil e Uruguai não o são, porém, as séries são cointegradas[2], revelando evidências de convergência dos países para a taxa de juros real internacional. Já o resultado apresentado pelos testes de painel apontam para a não integração dos países membros com o mercado internacional.

Esse estudo, como em Seabra (2002), realiza testes de raiz unitária individualmente nas séries bilaterais dos países do Mercosul e também nos dados em painel. Além da possibilidade de utilizar uma amostra mais longa de dados e que, portanto, pode refletir com mais precisão a história recente do Mercosul, esse trabalho complementa Seabra (2002) em vários aspectos importantes. Em primeiro lugar porque, diferentemente deste autor, o foco é analisar diretamente o grau de integração entre os próprios países do Mercosul e não entre os países membros com a economia mundial. A razão é que um país A e um país B podem estar individualmente integrados com outro país C, mas isso, logicamente, não necessariamente implica que A e B também estão comercialmente e financeiramente integrados. Além disso, serão desenvolvidos testes mais apurados para a análise dos diferenciais de juros entre países, checando para a presença de possíveis mudanças estruturais. Já para a análise dos dados em painel, serão implementados tes-

[1]Participação do Produto Interno Bruto no total mundial baseado na Paridade do Poder de Compra (PPC), 2009, FMI.

[2]Seguindo o procedimento de Johansen (1988), Seabra (2002) encontra evidências para a não rejeição da hipótese nula de não estacionariedade, tanto pelo critério de máximo autovalor como pela estatística do traço.

tes acerca da independência das variáveis dentro do painel. Essa observação é crucial, pois no artigo de Seabra (2002) as variáveis estão correlacionadas por definição, isto é, o diferencial de juros Brasil e EUA está correlacionado com o diferencial de juros Argentina e EUA e assim por diante. Finalmente, usando-se ideias dos trabalhos de Ferreira e León-Ledesma (2007) e de Dias e Marques (2005) aproximou-se os *rids* por um processo autorregressivo de ordem um, $AR(1)$, e avaliou-se o comportamento dos coeficientes estimados tanto recursivamente quanto via janela móvel. A partir dessa análise, também construiu-se algumas medidas de dinâmica de forma a verificar o quão persistentes são os *rids*, quantificando o tempo para que um dado choque se dissipe.

Os resultados encontrados apontam, de forma geral, para a estacionariedade dos diferenciais. O teste ADF rejeitou a raiz unitária para todas as séries, enquanto o DF-GLS rejeitou apenas para três dos seis diferenciais. Quando se considera a presença de quebras estruturais (teste de Zivot & Andrews, 1992), os resultados apontam evidências de que todas as séries são estacionárias. Enfim, a evidência apresentada não é unânime mas a hipótese de que há uma razoável integração entre os países do Mercosul encontra respaldo nos dados. Com relação à estimação dos coeficientes autorregressivos e das medidas de persistência, verificou-se que há crescente evidência de um aumento da convergência entre os países, ainda que de forma lenta.

O presente trabalho é composto por esta introdução e por mais três capítulos. No primeiro capítulo será exposto uma revisão teórica e empírica da HPTJ, além de uma pequena revisão dos métodos econométricos apresentados pela literatura acerca da utilização dos *rids* como medida de integração financeira e econômica. O segundo capítulo fornece um breve resumo sobre a evolução do comércio intra e extra bloco e as principais características do mercado de ativos de cada país membro a fim de verificar quais são os principais fatores estruturais e históricos que podem influenciar na análise dos *rids*. No terceiro capítulo serão apresentados o banco de dados, as duas metodologias desenvolvidas para o teste de raiz unitária, além da metodologia aplicada para a estimação recursiva e via janela móvel dos coeficientes autorregressivos, os cálculos das medidas de persistência e os resultados. Por fim, mas não menos importante, as considerações finais.

Capítulo 1

Teoria e método da HPTJ para a mensuração da Integração Financeira e Comercial

1.1 Teoria e evidências empíricas da HPTJ

A abertura financeira e comercial multilateral propicia um maior fluxo de bens e ativos externos que circulam nas economias. Quanto maior a integração entre os mercados, maior o fluxo de comércio e de transações e menor a diferença entre os preços de bens e ativos dessas economias, quando expressos na mesma moeda. Ademais, com a maior integração dos mercados financeiros, os agentes possuem mais opções de investimentos, permitindo melhor diversificação dos portfólios, já que é possível buscar ativos além de suas fronteiras.

Uma forma de se testar a integração financeira e comercial entre os países é através da análise dos *rids*. Esta análise tem como base teórica a HPTJ, que agrupa os conceitos de equilíbrio dos mercados de bens e de ativos.

O equilíbrio no mercado de bens pode ser expresso pela hipótese da Paridade do Poder de Compra (PPC absoluta) que implica que os níveis de preços entre dois países devem ser iguais quando convertidos à mesma moeda (Lei do Preço Único). Esta hipótese é baseada em um mercado sem fricções e de bens homogêneos, em que não há oportunidades de arbitragem. A abordagem relativa da PPC considera que as variações da taxa de câmbio estão proporcionalmente relacionadas ao diferencial de inflação entre países. Formalmente, a hipótese da PPC relativa pode ser expressa por:

$$\Delta S_t = \pi_t - \pi_t^* \tag{1.1}$$

onde S_t é a taxa nominal de câmbio definida em termos de moeda doméstica relativamente à moeda estrangeira; a taxa de depreciação esperada para a moeda local é dada por

$\Delta S_t \equiv \frac{S_t}{S_{t-1}} - 1$ para o período "t"; $\pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ é a taxa de inflação doméstica para o período t e, quando esta está sobrescrita com " * ", tem-se sua representação para os países estrangeiros.

Já para o mercado de ativos, tem-se a Hipótese da Paridade da Taxa de Juros Descoberta (PTJD) que implica em equivalência dos retornos esperados dos ativos dos países (para o mesmo nível de risco), desde que exista um mercado com alta mobilidade de capital em que, novamente, não persistam oportunidades de arbitragem ou especulação, isto é, os agentes exploram as oportunidades de se obter um lucro esperado com a compra e venda de ativos domésticos e estrangeiros. Sob o pressuposto de que os agentes apresentam expectativas racionais e neutralidade ao risco, a relação de equilíbrio no mercado de ativos pode ser expressa da seguinte forma:

$$i_t \cong i_t^* + \Delta S_t^e \tag{1.2}$$

$$\Delta S_t^e = \Delta S_t + \varepsilon_t \tag{1.3}$$

em que i_t é a taxa de juros nominal doméstica, i_t^* é a taxa de juros nominal internacional, $\Delta S_t^e = \frac{S_{t+1}^e}{S_t} - 1$ é a taxa de depreciação esperada para a moeda local em termos de moeda estrangeira, S_{t+1}^e é a taxa de câmbio esperada para t + 1 condicional ao conjunto de informações em t, e S_t é a taxa de câmbio nominal no período t. A PTJD descrita em (1.2) nos indica que as taxas de juros dos países tendem a caminhar juntas, a menos que ocorram grandes variações nas taxas de câmbio atual e esperada. Já a equação (1.3) ilustra que a depreciação esperada da moeda difere da depreciação efetiva (ΔS_t) apenas através de um ruído independente e identicamente distribuído, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, por hipótese das expectativas racionais.

Note também que a equação (1.2) pode ser descrita em termos de diferencial da taxa de juros nomial (nid), tal que

$$nid_t \cong \Delta S_t^e \tag{1.4}$$

em que $nid_t \equiv i_t - i_t^*$.

Supondo que a PPC relativa e a PTJD sejam válidas, podemos unir as equações (1.1), (1.2) e (1.3) e chegar à seguinte relação que define os $rids$:

$$rid_t = (i_t - \pi_t) - (i_t^* - \pi_t^*)$$

$$rid_t = \varepsilon_t \tag{1.5}$$

Portanto, se a PPC e a PTJD são válidas, isto é, se há ausência de fricções nos mercados e não há a possibilidade de arbitragem, os diferenciais de juros reais devem se comportar como um ruído independente e identicamente distribuído, $E(rid_t) = 0$. Se

esta propriedade for atendida, conclui-se que há integração plena dos países em questão.

Entretanto, violações nas hipóteses da PPC relativa e da PTJD sob expectativas racionais podem gerar resultados diferentes do predito por (1.5). Assim, para realizar a análise do comportamento dos *rids* é necessário compreender seus determinantes e os fatores que influenciam sua possível persistência temporal, isto é, cabe verificar alguns dos possíveis fatores que ocasionam a falha da PPC relativa e/ou da PTJD e/ou das expectativas racionais e que devem ser consideradas na análise dos *rids*.

Ferreira & Silva (2009) salientam esse ponto ao dividir a volatilidade dos *rids* entre desvios causados pelos desvios da PPC e por desvios da PTJD. Os autores analisam dados de 1995 a 2004 de alguns países emergentes (Argentina, Brasil, Chile, México e Turquia), concluindo que, para os países estudados, os desvios da HPTJ foram causados majoritariamente por desvios na PTJD. Conforme apontado por Ferreira (2005), tais desvios (da PTJD) estão fortemente relacionados com o enigma colocado por Feldstein & Horioka (1980), os quais apontaram uma alta correlação entre a taxa de poupança doméstica e investimento doméstico para os países da OCDE de 1960 até meados de 1970. Esta evidência contraria a PTJD pois, em um ambiente de perfeita mobilidade de capital e livre arbitragem, o capital deveria fluir para os países que apresentassem maiores taxas de retornos esperadas líquidas de impostos de forma que a correlação entre a taxa de poupança doméstica e a de investimento fossem baixas[1].

Desvios da PTJD podem estar correlacionados com uma taxa de risco, cambial ou de *default*, que não é invariante ao tempo ou com custos de transação (esses com maior probabilidade de serem relativamente estáticos). Nesse sentido, cabe ressaltar o artigo de Ferreira & León-Ledesma (2007). Os autores analisaram um conjunto de países desenvolvidos e de emergentes para o período de 1995 até 2002 e concluíram pela validade da HPTJ. Os autores mostraram que, enquanto os países desenvolvidos convergem para um diferencial de taxa de juros próximo ou igual a zero, os países emergentes convergem para um diferencial positivo, possivelmente correlacionado com o prêmio de risco.

Entretanto, ressalta-se ainda que o surgimento dos desvios da PTJD também podem ser explicados por problemas de especificação do modelo utilizado. Este fator é levantado por Ferreira (2008) que, baseado numa ideia de McCallum (1995), desenvolveu

[1]Entretanto, conforme pode se depreender da análise de León-Ledesma & Mihailov (2012), tendo como base o modelo intertemporal de Conta Corrente, a evidência encontrada em Feldstein & Horioka (1980) pode ser explicada por meio dos três principais argumentos: (i) no longo prazo, quando considerada perfeita mobilidade de capital, segundo o modelo de conta corrente, a razão entre a conta corrente e a renda de um país deverá ser estacionária e, consequentemente, a taxa poupança e de investimento apresentarão alta correlação numa série longa de dados. Portanto, a evidência encontrada por Feldstein & Horioka (1980) seria apenas a dinâmica imposta pela condição de transversalidade (restrição orçamentária intertemporal de longo prazo); (ii) evidências empíricas apontam diferenças entre a dinâmica de "grandes economias abertas"e a das "pequenas economias abertas". As primeiras tendem a apresentar uma maior correlação entre poupança e investimento do que o segundo grupo; e (iii) quando avaliada as consequências de choques globais nas economias, isto é, choques que afetam todos os países, a poupança e o investimento irão ser afetados na mesma direção e, assim, apresentando uma alta correlação, mesmo na presença de alta mobilidade de capital.

um modelo em que as falhas da PTJD devem-se a uma relação de simultaneidade entre a função de reação da Autoridade Monetária com a função da PTJD. Isto ocorre pois a função de reação da autoridade monetária é caracterizada por um ajuste lento da taxa de juros e resistência a alterações na taxa de câmbio. A partir de dados *ex ante* para o Brasil e sob os pressupostos de expectativas racionais e mercado incompleto de informação, o autor demonstra que os desvios da PTJD podem surgir devido à ação simultânea do Banco Central e dos especuladores e, quando considerado este problema, esta hipótese passa a ser verificada.

Com relação aos desvios da PTJD causados por violações na PPC, pode-se citar em primeiro lugar Dornbusch (1976), que salienta o fato de que, em um ambiente de preços rígidos, a taxa de câmbio pode apresentar elevada volatilidade, muito acima do que o previsto pelos fundamentos econômicos. Assumindo como hipótese a presença de uma mobilidade perfeita de capitais em que a PTJD é válida, a conclusão apresentada por Dornbusch (1976) é de que à alta volatilidade apresentada pela taxa de câmbio no curto prazo deve-se a uma diferença na velocidade de ajuste dos preços entre os mercados de bens e o de ativos, sendo a velocidade de ajuste do primeiro mais lenta do que o segundo. Entretanto, como aponta Frankel (1979), este seria um fenômeno de curto prazo. No longo prazo, a HPTJ seria verificada de forma que os *rids* convergiriam para zero.

Rogoff (1996) também enfatiza a questão da rigidez nominal dos preços, apontando que apenas este fator não seria suficiente para explicar a lenta convergência da taxa de câmbio real para o equilíbrio. Rogoff (1996) denomina esta evidência "enigma da PPC"; a alta volatilidade da taxa de câmbio real de longo prazo unida a uma baixa velocidade da dissipação dos choques dificulta a verificação da PPC no curto prazo. Apesar da grande volatilidade da taxa de câmbio real poder ser explicada por choques no mercado financeiro, que apresentam efeitos substanciais no lado real da economia quando na presença de rigidez de preços, o tempo que eles demoram a se dissipar é muito grande para ser explicado simplesmente pela rigidez nominal. Uma possível explicação encontrada por Rogoff (1996) para esta evidência é a de que a presença de fricções no comércio internacional limitaria a convergência tais como a presença de custo de transporte, barreiras tarifárias e não tarifárias dentre outros que, mesmo com o aumento da integração comercial, quando comparamos o mercado doméstico com o internacional, este primeiro sempre apresentararia menos entraves ao comércio.

Esse argumento é reforçado por Obstfeld & Rogoff (2000). Os autores apontam as evidências empíricas encontradas por McCallum (1995) e classificam sua explicação como um dos enigmas da macroeconomia internacional[2], definindo-o por "viés no comércio

[2]Obstfeld e Rogoff (2000) apresentam seis enigmas da macroeconomia internacional. São eles: o comércio viesado para o mercado doméstico ("home bias in trade"), alta correlação entre as taxas de poupança nacional e as taxas de investimento doméstico ("Feldstein-Horioka Puzzle"), a alta preferência dos investidores em mercados acionários por ativos domésticos ("home bias in equity portfolios"), a relativamente baixa correlação do consumo entre países ("international consumption correlations puzzle"),

por bens domésticos". O modelo estimado por McCallum (1995) utiliza equações gravitacionais[3] com o intuito de verificar o impacto da fronteira física entre os Estados Unidos e o Canadá sobre o comércio entre os países. A conclusão é de que o comércio entre as províncias canadenses é vinte vezes maior do que o comércio entre as províncias canadenses e os Estados Unidos. Dessa forma, as fronteiras físicas apresentam efeito relevante sobre o comércio entre os países.

Obstfeld & Rogoff (2000) criticam o valor estimado por McCallum (1995), apontando para um viés positivo na estimação. Os autores destacam resultados encontrados em outros estudos que corroboram esta superestimação, como Helliwell (1998), Wei (1998) e Evans (1998).

Além disso, buscando verificar a possível explicação para o surgimento deste enigma, Obstfeld & Rogoff (2000) estimam um modelo microfundamentado em que a utilidade do agente representativo é função do bem doméstico e do bem estrangeiro, para uma dada elasticidade de substituição entre eles. A restrição orçamentária é dada pelos preços de ambos os bens e por um custo de transação, o qual é definido como a fração de bens perdidos durante o transporte de um país para o outro (Samuelson, 1954). A conclusão a que chegam é que o enigma em questão é substancialmente explicado quando inclui-se na estimação do modelo os custos de transação e a elasticidade de substituição entre os bens domésticos e estrangeiros.

Finalmente, os desvios da PTJD também podem ser explicados por meio da falha no pressuposto de expectativas racionais. Chakraborty & Evans (2008) demonstram que desvios da expectativa racional, ainda que pequenos podem gerar um grande viés no parâmetro estimado para a relação da PTJD. As fricções apresentadas até aqui são algumas das possíveis causas para o surgimento dos *rids* no curto prazo. Há, contudo, evidências empíricas de que a HPTJ se verifica no longo prazo, podendo ocorrer lentamente (Meredith & Chinn, 1998) e o mesmo ocorre com a PPC (ver Rogoff, 1996).

Assim, deve-se analisar tanto a dinâmica de curto quanto de longo-prazo para a análise da integração entre os países. Para isso, supõe-se como em Ferreira & León-Ledesma (2007) que os *rids* podem ser representados no curto-prazo por um processo autoregressivo, por hipótese simplificadora um *AR(1)*, tal que:

$$rid_t = \alpha_0 + \alpha_1 rid_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1.6}$$

Supondo uma condição inicial conhecida e a estacionariedade de $rids$, ou seja, $\mid \alpha_1 \mid < 1$, o processo (1.6) pode ser escrito como:

a fraca conexão entre a taxa de câmbio nominal e a razão entre os níveis de preços entre países ("purchasing power parity puzzle"); e a aparente ausência de fundamentos na explicação da taxa de câmbio nominal ("exchange rate disconnect puzzle").

[3] O modelo estimado por McCallum (1995) considera que o comércio entre dois países quaisquer é uma função do PIB de cada país e da distância física entre eles.

$$rid_t = \alpha_0 \sum_{i=0}^{t-1} \alpha_1^i + \alpha_1^t rid_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \alpha_1^i \varepsilon_{t-1} \tag{1.7}$$

Para sua representação de longo-prazo, calcula-se o limite para quando t tende ao infinito para a (1.7) e aplica-se o operador esperança,

$$\lim_{t\to\infty} E(rid_t) = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1} \tag{1.8}$$

Portanto, para que $E(rid_t) = 0$, é preciso que a_0, intercepto de (1.6), seja igual a zero. Relembrando que, sob a hipótese de estacionariedade, é necessário que α_1 seja diferente de 1, ou a esperança não estará bem definida. Assim, será realizado um teste de raiz unitária nos diferenciais de juros descritos em (1.6), com um modelo mais geral[4] do lado direito de (1.6), de forma a garantir resíduos bem comportados e permitir a inferência estatística, que resulta em:

$$\Delta rid_t = \alpha_0 + \rho\, rid_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta rid_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{1.9}$$

em que

$$\rho = \sum_{i=2}^{p} \alpha_i - 1 \tag{1.10}$$

O teste de integração consiste, portanto, em investigar: (i) se $\rho = 0$ (há raiz unitária) contra $\rho < 0$ ($rids$ é estacionário)[5], e (ii) se $\alpha_0 = 0$ (diferencial de juros é zero) contra $\alpha_0 > 0$ (diferencial de juros é positivo).

1.2 Revisão da literatura empírica da HPTJ como medida de integração financeira

Há uma ampla gama de estudos acerca da verificação da HPTJ com a utilização de diversos métodos econométricos que apresentam tanto resultados favoráveis quanto desfavoráveis a HPTJ. Estudos mais antigos, tais como Mishkin (1984) ou Cumby & Obstfeld (1985), estimam a validade da equalização da taxa de juros real entre os países a partir do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e não encontram evidências nos mercados analisados. Porém, algumas críticas são levantadas com relação a este tipo de estimação, sendo a mais relevante o fato de que os $rids$ não são necessariamente estacionários. Assim, a utilização deste método geraria estimativas inconsistentes,

[4]Essa modificação consiste em subtrair rid_{t-1} de ambos os lados de (1.6), além de somar e subtrair $(\alpha_j - \alpha_{j-1})rid_t$ para $j = 1, \ldots, p$

[5]Se $\rho > 0$, os $rids$ apresentariam um comportamento explosivo e não convergiriam para qualquer média no longo prazo.

inviabilizando a inferência estatística.

Estudos mais recentes consideram a possibilidade de os *rids* serem não estacionários e encontraram evidências que corroboram a HPTJ, em que se utilizam outras metodologias, que não são excludentes entre si, tais como: testes de raiz unitária e cointegração (Goodwin & Grennes, 1994; Alexakis et. al, 1997), dados em painel (Camarero et. al, 2006; Moon & Perron, 2005), quebras estruturais (Bagdatoglou & Kontonikas, 2011) e não-linearidades (Ferreira & León-Ledesma, 2007; Mancuso et. al, 2003; Sarno et. al, 2004).

Algumas considerações devem ser feitas: primeiramente, os trabalhos que utilizam apenas o teste de raiz unitária padrão (Dickey-Fuller Aumentado - ADF) apresentam baixo poder quando a raiz do polinômio encontra-se próximo de um, sendo que esse problema se agrava em pequenas amostras; além disso, conforme argumenta Perron (1989), na presença de quebra na tendência determinista, os testes de raiz unitária tendem a não rejeitar mais a hipótese nula de que há raiz unitária, quando na verdade não há.

Uma das soluções encontradas a fim de contornar parte dos problemas foi a utilização dos dados em painel. Devido ao novo agrupamento utilizado na estimação, há um aumento do número de informações, possibilitando melhor inferência. Ressalta-se ainda que há estudos que utilizam tanto o teste de raiz unitária individual como utilizando dados em painel.

Nessa linha, podemos citar Seabra (2002), que analisa o grau de integração entre os países membros do Mercosul[6]e o mercado internacional[7] através de testes para verificar a presença de raiz unitária, tanto individualmente (teste ADF) quanto nos dados em painel (teste de Levin, Lin & Chu, 2002). Os resultados encontrados para os testes individuais foram de que o diferencial da taxa de juros real entre o Paraguai e o mundo são estacionários enquanto que para a Argentina, Brasil e Uruguai não o são, entretanto, estes três países cointegram indicando que as taxas de juros reais dos países membros convergem para a internacional; já os testes em painel rejeitam a hipótese de estacionariedade. Porém, verifica-se que Seabra (2002) optou por utilizar um teste de raiz unitária em painel o qual apresenta como principal premissa a independência dos erros, isto é, matriz de variância e covariância diagonal. Mas, conforme ressaltado por Baltagi (2008), os erros das equações, quando em modelos macroeconômicos em painel, geralmente não são independentes e identicamente distribuídos. Quando ocorre um choque na economia global, seja ele positivo ou negativo, é bem provável que ele se propagará por diversos países, gerando um correlação no corte transversal.

Entretanto, salienta-se que não é por ser tratar de dados macroeconômicos que não se pode aplicar testes de raiz unitária sob a hipótese de que há independência entre os resíduos do corte transversal. Conforme Camero et al (2006) apresenta, antes da definição

[6]Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai.

[7]Seabra (2002) utiliza como *proxy* para o mercado internacional os dados referentes aos Estados Unidos.

de qual teste de raiz unitária a ser aplicado aos dados em painel, o melhor procedimento seria a aplicação de um teste para a verificação da independência dos resíduos como, por exemplo, o teste de Ng (2006). No caso de verificada a dependência, há métodos específicos que controlam por este fator, como: teste Moon & Perron (Moon & Perron, 2004) e CADF (Pesaran, 2003).

Com relação as quebras estruturais possivelmente presentes na série dos *rids*, assim como ocorre no teste de raiz unitária para cada regressão, os testes de raiz unitária com dados em painel também apresentarão um viés não rejeitando a hipótese de não estacionariedade, quando na realidade tratam-se de séries estacionárias. Não controlar este fator quando ele está presente na série, seria um erro de especificação do modelo invalidando a inferência acerca dos parâmetros estimados.

Um outro ponto levantado pela teoria econômica refere-se à presença de estrutura não linear nos *rids* induzido pelo comportamento da taxa de câmbio. O argumento é baseado no fato de que a presença de custos de transações pode ocasionar uma dinâmica de ajuste não linear da taxa de câmbio real em torno de seu equilíbrio. Sarno et. al. (2004) estimam um modelo TAR (*Threshold autoregressive*) em que se considera uma banda de atuação tal que, quando a taxa de câmbio real encontra-se nessa região, ela se comporta segundo um processo não estacionário, porém, ao sair dessa banda, a arbitragem torna-se rentável e os desvios se dissipam rapidamente. Este modelo apresentou um bom poder explicativo de forma que não podemos excluir a possibilidade do ajuste da taxa de câmbio ocorrer segundo uma dinâmica não linear.

Por fim, mas não menos importante, ressalta-se que o resultado fornecido pelo modelo não depende apenas do método utilizado para a estimação, mas também do grupo de países considerados e das variáveis utilizadas. Há diversos estudos que apontam evidências empíricas diferentes quando considerados países diferentes no estudo. Nesta linha, podemos citar, por exemplo, Ferreira & León-Ledesma (2007) os quais encontram resultados diferentes para o processo de convergência quando considerados um conjunto de países desenvolvidos e outro de emergentes[8]. Enquanto os *rids* do primeiro grupo convergem para um equilíbrio próximo ou igual a zero, os do segundo convergem para um número positivo, com velocidades diferentes.

Com relação às variáveis explicativas utilizadas no modelo, Mishkin (1984) e Kim (2006) sublinham que não existe uma forma única de cálculo da taxa de juros real e sua magnitude não dependerá apenas da taxa de risco do país, mas também do índice de preço utilizado. Se o interesse do pesquisador é a análise da poupança-consumo da economia, então o mais correto seria utilizar o índice de preço ao consumidor (IPC). Porém, se a análise baseia-se na decisão do comércio entre países, o mais apropriado seria a utilização do índice de preços por atacado (IPA). Pelo fato deste trabalho buscar

[8]Desenvolvidos: França, Itália, Espanha e Reino Unido. Emergentes: Argentina, Brasil, Chile, México e Turquia.

compreender o grau de integração financeira e comercial entre os países, optou-se pela utilização deste último índice de preço.

Capítulo 2

Evolução econômica e comercial dos países membros do Mercosul

O objetivo deste capítulo é apresentar os principais fatos e acordos ocorridos entre os países membros que influenciaram o aumento da integração financeira e comercial após 1991, ano que foi assinado o Tratado que determinou a formação do bloco. Além disso, será desenvolvido um breve resumo da estrutura do sistema financeiro de cada país membro a fim de expor os principais fatos que poderão influenciar na posterior análise dos *rids*, assim como avaliar os possíveis impactos nos demais parceiros.

2.1 Mercosul - Evolução hitórica e críticas

Em 1991, Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai assinaram o Tratado de Assunção, que previa a constituição do Mercado Comum do Sul (Mercosul). Este processo de transição para a integração econômica deveria ocorrer de forma gradual até o final do ano de 1994. O objetivo principal da formação do mercado comum é explicitado no Artigo I a seguir:

- "A livre circulação de bens, serviços e fatores produtivos entre os países, através, entre outros, da eliminação dos direitos alfandegários e restrições não tarifárias à circulação de mercadorias e de qualquer outra medida de efeito equivalente;
- O estabelecimento de uma tarifa externa comum (TEC) e a adoção de uma política comercial comum em relação a terceiros Estados ou agrupamentos de Estados e a coordenação de posições em foros econômico–comerciais regionais e internacionais;

- A coordenação de políticas macroeconômicas e setoriais entre os Estados Partes – de comércio exterior, agrícola, industrial, fiscal, monetária, cambial e de capitais, de outras que se acordem -, a fim de assegurar condições adequadas de concorrência entre os Estados Partes.
- Compromisso dos Estados Partes de harmonizar suas legislações, nas áreas pertinentes, para lograr o fortalecimento do processo de integração." (Tratado de Assunção, 1991)

Entretanto, para atingir estes objetivos, os países deveriam enfrentar como maior obstáculo suas diferenças sócio-econômicas. Conforme pode ser visto na tabela (2.1), o Produto Interno Bruto (PIB) do Mercosul[1] é composto por dois grandes países - Brasil e Argentina - e dois menores - Paraguai e Uruguai, sendo esta dinâmica persistente no tempo.

Tabela 2.1: Participação dos países membros no PIB do Mercosul.

	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Argentina	20.4	21.1	21.5	21.7	22.0	22.2
Brasil	77.0	76.3	75.9	75.6	75.3	75.0
Paraguai	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1
Uruaguai	1.5	1.5	1.5	1.6	1.6	1.7

Fonte:FMI

Porém, sabe-se que apenas a informação do PIB não é suficiente como informação qualitativa sobre a riqueza do país. Como é possível observar pela tabela (2.2), ainda que o Brasil apresente a maior participação no PIB do bloco, ele é um país que ainda apresenta grandes problemas sociais, ainda que estes tenham apresentado um declínio ao longo dos anos. Pode-se destacar ainda os indicadores sócio-econômicos do Uruguai que, apesar de apresentar baixa participação no PIB da região, possui o segundo maior PIB per capita e um dos melhores índices de Gini do conjunto.

Tabela 2.2: Principais indicadores sócio-econômicos dos países membros do Mercosul.

	PIB	PIB per capita	índice de Gini	IDH
	(milhões de US$, 2010)	(US$, 2010)	(2009)	(2011)
Argentina	580.427	14.363	46,1	0,797
Brasil	1.960.361	10.056	54,7	0,718
Paraguai	29.996	4.647	51,0	0,665
Uruguai	43.309	12.903	46,3	0,783

Fonte:FMI, ONU

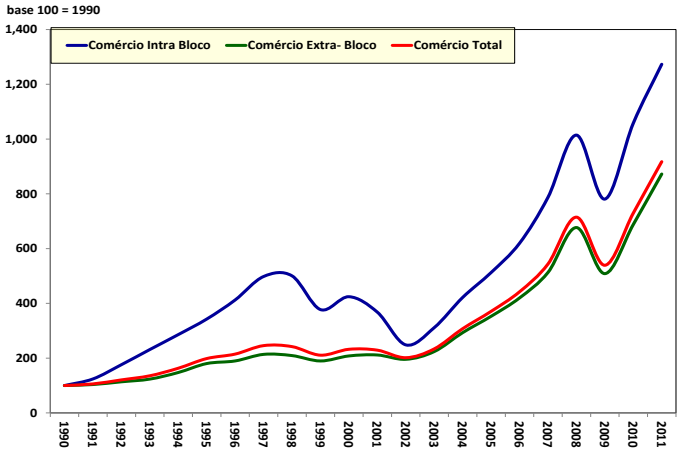
Buscando avaliar se, apesar destas disparidades sócio-econômicas, os principais objetivos do tratado foram alcançados, Pamplona e Fonseca (2009) identificaram

[1]O PIB do Mercosul foi calculado por meio de uma soma simples dos PIBs ajustados pela Paridade do Poder de Compra a preços constantes de 2005 de cada país membro.

quatro períodos na história do Mercosul: (i) de 1991 a 1994; (ii) de 1995 a 1998; (iii) de 1999 a 2002; e (iv) de 2003 em diante. O primeiro período foi marcado por um cenário externo favorável e um forte aumento do comércio entre os países, impulsionado principalmente pelo Programa de Liberalização Automática, que previa o corte linear nas tarifas aduaneiras dos quatros países. Ao final desse período, grande parte dos produtos já estavam sendo comercializados com tarifas zero. As exportações intra-bloco obtiveram um crescimento médio no período de 30%, enquanto que no extra-bloco esse número foi de 5%.

Figura 2.1: Exportações Mercosul- 1990 - 2011

Fonte: INTAL

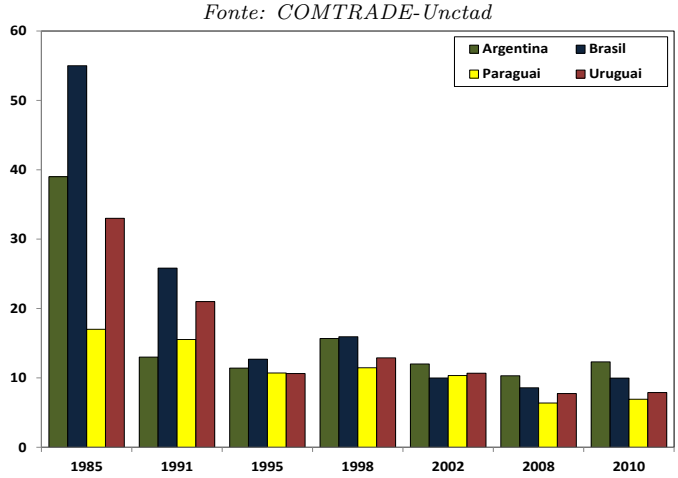


Azevedo e Massuquetti (2009) ressaltam ainda que este período foi favorecido pelo movimento de redução das tarifas médias de importação iniciado na década de 1980 nos países da América Latina, inclusive nos países membros do Mercosul. Conforme pode ser verificada na figura (2.2), todos os países membros do Mercosul apresentaram redução na tarifa média de importação de 1985 para 1991, em especial o Brasil que apresentou o maior decaimento.

O segundo período foi marcado pela implantação da Tarifa Externa Comum (TEC), sendo o seu objetivo o de aumentar a competitividade entre os países membros do Mercosul de forma a reduzir a probabilidade de formação de oligopólios ou de reservas de mercado. A princípio, as tarifas de importação extra bloco deveriam convergir para uma tarifa comum, a TEC, até 1995, mas desde o ínicio foram permitidas a existência de algumas listas de produtos que poderiam convergir em períodos posteriores, por exemplo, para produtos de bens de capital e equipamentos de tecnologia da informação, Argentina e Brasil convergiriam para a TEC de 14% até 2001, enquanto o Paraguai e o Uruguai deveriam convergir até o ano de 2006 (Azevedo e Massuquetti, 2009). Apesar da existência dessas exceções, conforme pode ser verificado na figura (3.2), o ano de 1995 é o que apresenta um dos menores patamares de tarifa média. Outro ponto a ser levantado a cerca do segundo período é que este foi marcado por um forte crescimento nas relações

Figura 2.2: Evolução da Tarifa Média dos Países do Mercosul

Fonte: COMTRADE-Unctad



comerciais apresentando crescimento de 15% no intra-bloco e 5% no extra-bloco. Segundo Pamplona e Fonseca (2009), Bouzas (2001) afirma que esse período ainda foi fortemente beneficiado pelas políticas macroeconômicas convergentes dos dois maiores sócios dos bloco (Argentina e Brasil) gerando forte benefícios para todo os demais membros mas que, em 1998, devido ao cenário externo desfavorável (crise russa e asiática), houve uma redução no avanço do processo de integração do bloco.

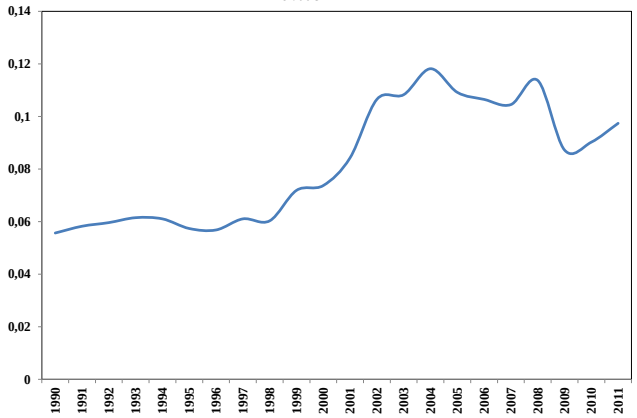
O cenário adverso se estendeu para o terceiro período, sendo este marcado por mais crises econômicas (1999, crise da desvalorização da moeda brasileira e 2001, crise argentina) e uma redução ainda maior do processo de integração. Conforme apontado por Pamplona e Fonseca (2008) e Bauman (2011), os países preferiram a diversificação de seus parceiros comerciais frente ao cenário macroeconômico internacional desfavorável. Esse movimento refletiu em um maior grau abertura comercial[2] do bloco a partir de então.

Por fim, no quarto período houve uma melhora do cenário macroeconômico e o processo de integração passou a ser retomado. As exportações intra-bloco cresceram em média 22% no período 2003 a 2011, enquanto que as do extra-bloco, 17%. Pamplona e Fonseca (2009) também ressaltam a importância da convergência das políticas cambiais, retomada do crescimento econômico da região e a posse de presidentes favoráveis ao bloco. Um outro ponto de destaque desta fase foi a criação do Fundo para a Convergência Estrutural e Fortalecimento do Mercosul (Focem) em junho de 2005, a fim de financiar obras de infraestruturas das economias menores, reduzindo as possíveis desigualdades. Este é um fundo destinado ao financiamento de projetos, sendo estes divididos em quatro programas de acordo com o seu respectivo objetivo. São eles: (i) Programa de Convergência Estrutural, relacionado a projetos de infraestrutura (transporte, energia, hídrico); (ii)

[2]O grau de abertura do Mercosul calculado por GA =(1/2)(X+M)/PIB , onde X e M são as exportações e as importações de do Mercosul (von Doellinger & outros, 1974). Cabe ressaltar que foram excluídos os dados do comércio intra-Mercosul desta medida.

Figura 2.3: Grau de abertura comercial do Mercosul - 1990 - 2011

Fonte:FMI



Programa de desenvolvimento da competitividade, que atende projetos que contribuem para o aumento de competitividade das atividades produtivas dos países membros; (iii) Programa de Coesão Social, que apóia projetos de desenvolvimento social (educação, pobreza, desemprego, etc.); e (iv) Programa de Fortalecimento da estrutura institucional e do processo de integração, cujos projetos estão relacionados ao aprimoramento da integração entre os países do bloco.

O aporte anual estipulado para o Focem é de US$ 100 Milhões para o período de 2006 a 2015, dividindo-se as contribuições da seguinte forma: Argentina, 27%; Brasil, 70%; Uruguai, 2%; e Paraguai, 1%. A utilização desses recursos foi previamente determinada seguindo: 48% destinados a projetos apresentados pelo Paraguai; 32% para os projetos apresentados pelo Uruguai; 10% para os projetos apresentados pela Argentina e 10% para os projetos apresentados pelo Brasil. Apesar dos inúmeros orgãos e decisões implantados e que buscam o aprofundamento da integração financeira entre os países do Mercosul, Moreira e Milhomem (2010) ressaltam algumas ineficiências ainda presentes, tais como nível reduzido da integração energética, da infraestrutura e da livre circulação de mão de obra; políticas de fronteiras pouco definidas, etc.

Além da análise do fluxo de bens entre os países, também deve-se verificar os vínculos financeiros entre eles. Para a melhor compreenssão dessa variável, cabe uma breve análise da estrutura do sistema financeiro desses países, pois este é o fator de maior relevância para a determinação do fluxo de capitais.

Desde o ínicio da década de 90, os países membros do Mercosul apresentaram grandes avanços, tais como redução do papel do Estado na intermediação financeira, maior abertura financeira e política monetária ativa visando a maior estabilidade do cenário econômico, tornando-os mais atrativos ao investimento.

Mas ainda há algumas barreiras a serem transpostas a fim de aumentar o fluxo de capitais entre esses países. Segundo Mendonça (2009), dentre os países do bloco,

tem-se que o Brasil é o que apresenta o maior e mais complexo sistema financeiro, com um mercado de capitais bem desenvolvido e integrado com os mercados internacionais apresentando ainda uma estrutura bem consolidada do mercado de crédito de longo prazo. Já os demais países apresentam instrumentos de financiamento mais voltados para o curto prazo e, com exceção da Argentina, o mercado de capitais é inexpressivo.

Além de uma estrutura ineficiente do mercado de capitais, deve-se ressaltar ainda que as decisões de política econômica dos países do Mercosul são tomadas individualmente por cada país ainda que haja um esforço para que essas caminhem na mesma direção. No ano 2000, foi assinado o acordo de Convergência Macroeconômica tendo como principais metas (Pamplona e Fonseca, 2009): (i) a partir de 2002, a variação da dívida fiscal líquida do setor público de no máximo 3% do PIB; (ii) a partir de 2010, a dívida líquida do setor público ficaria limitada a 40% do PIB; (iii) a partir de 2006, o "núcleo inflacionário" não deveria ser superior a 3% ao ano; além da criação de um grupo de monitoramento Macroeconômico e a harmonização de algumas medidas e práticas vigentes.

Avaliando tais metas para cada país membro e iniciando-se pelo Brasil, tem-se que este país vem apresentando uma trajetória decrescente em sua relação dívida líquida do setor público pelo PIB, tendo esse passado de 49.96% em 2006 para 39.14% em 2010. Para o indicador de dívida fiscal do setor público sobre o PIB essa tendência se manteve, passando de 3.3% em 2006 para 2.5% em 2010. Entretanto, os indicadores de inflação estão distantes da meta traçada pelo acordo tendo encerrado o ano de 2010 em 5.9%.

O Uruguai apesar de também apresentar uma trajetória decrescente, ainda não chegou a atingir a meta para alguns indicadores. Para o caso do indicador de dívida líquida do setor público pelo PIB houve uma queda de 66.5% de 2006 para 43.27% em 2010, ficando ligeiramente acima da meta. Em 2010, a taxa de inflação foi de 6.9% enquanto que o indicador de dívida fiscal do setor público sobre o PIB ficou em 1.92%, dentro da meta esperada.

Para os casos da Argentina e Paraguai a análise torna-se um pouco mais complicada. Isso porque não são divulgadas informações sobre os dois primeiros indicadores para estes países. Ressalta-se apenas que, para o caso deste segundo país, há um nível muito baixo de endividamento líquido externo e interno em razão do PIB sendo estes da ordem de -0.2% e -0.1%, respectivamente, em valores de 2011. As taxas de inflação para o ano de 2010 foram de 10.9% para a Argentina e 7.2%, para o Paraguai.

2.2 Estrutura do sistema financeiro do Mercosul

Segundo Mendonça (2009), pode-se destacar que os quatros países em análise possuem em comum o movimento de abertura financeira nos anos 1990 unido a uma redução de restrições a entrada de capital estrangeiro, estimulando tanto a entrada de divisas quanto a de instituições. Se por um lado a abertura financeira facilitou o acesso des-

sas economias ao cenário de liquidez internacional favorável, possibilitando a implantação de políticas de combate de inflação, por outro lado os países tornaram-se mais vulneráveis a crises no setor externo.

Outra característica de destaque refere-se à estrutura do sistema financeiro em si. Segundo Studart e Hermann (2001), tratam-se de países cuja estrutura do sistema financeiro tem em sua base instituições predominantemente bancárias e, como no caso do Brasil, forte participação de bancos públicos. O mercado de capitais é pouco representativo na provisão de capital, ficando assim grande parte dessa demanda a cargo do crédito (empréstimos bancários).

Entretanto, ressalta-se que há características específicas para cada país que podem influenciar na atração de capital, tal como, o fato de as economias da argentina, paraguaia e uruguaia apresentarem um grau de dolarização superior à brasileira. Dessa forma, a análise das especificidades de cada país faz-se necessária.

Baseando-se nos estudos de Mendonça (2009) e Studart e Hermann (2001), a seguir são explicitados alguns dos pontos mais relevantes da evolução e estrutura do sitema financeiro de cada país.

(1) **Brasil**

Dentre todos os países membros do Mercosul, o Brasil é o país que apresenta a estrutura mais completa e desenvolvida do sistema financeiro.

A partir da década de 1980, essa estrutura apresentou fortes alterações. Em 1988, com a reforma bancária, foi autorizada a constituição dos chamados Bancos Múltiplos, em que bancos comerciais e de investimento poderiam constituir uma pessoa jurídica única. Além disso, extinguiu-se a carta-patente, documento federal que autorizava o funcionamento de novas intituições financeiras e, no seu lugar, determinou-se critérios para a abertura de novas instituições com base no seu respectivo grau de capitalização. Conjuntamente, essas novas normas reduziram as barreiras de entrada de novas intituições no setor ao mesmo tempo em que se garantia maior segurança e liquidez ao sistema.

No ínicio da década de 1990, há o processo de abertura financeira e flexibilização regulatória para a atuação dos investidores, nacionais e estrangeiros. Unido ao cenário econômico de altas taxas de juros[3], o Brasil passou a ser fonte de atração para o capital estrangeiro, sendo essa força ainda maior após 1994, com o cenário de estabilidade de preços.

[3]Nesse período, a taxa de juros não era vista como instrumento principal do controle inflacionário. O período até 1994 foi caracterizado pela continuidade das políticas heterodoxas de combate à inflação que marcaram a década de 80: congelamento de preços e políticas fiscais bastante pontuais (ajustes estes que, quando acabados, atuavam no sentido de impulsionar excessivamente a demanda doméstica e ampliar a inflação).

Este ambiente de menores taxas inflacionárias foi alcançado por meio ajuste mais ortodoxo de política econômica, utilizando-se a taxa de juros elevada para atrair capitais e sustentar o câmbio (fixo) valorizado (1994 a 1999). No primeiro instante houve uma expansão da oferta de crédito ao setor privado que acabou aumentando o endividamento. Porém, devido a crises econômicas internacionais (1995, crise mexicana e 1997, crise do sudeste asiático), a taxa de juros brasileira elevou-se para conter a saída do capital estrangeiro e manter a âncora cambial, o que acabou fragilizando financeiramente o setor privado endividado gerando aumentos no índice de inadimplência e enfraquecendo as instituições financeiras, principalmente as menores.

Com o aumento do risco sistêmico, o governo cria em 1995 o Programa de Reestruturação e Fortalecimento do Sistema Financeiro (PROER) em que possibilita o Banco Central a fornecer recursos a instituições financeiras saudáveis a adquirirem outras em dificuldades, levando a uma maior concentração das intituições. Em 1997, criou-se o Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (PROES), acarretando em uma redução do número de bancos estaduais no crédito e possibilitando a entrada de novos bancos no mercado, inclusive de capital estrangeiro.

Em 1999, após as crises internacionais e a consequente redução de liquidez no sistema, a manutenção do sistema de câmbio fixo tornou-se insustentável, passando a adotar-se a taxa de câmbio flutuante, conjuntamente ao sistema de metas de inflação. A partir daí, a taxa de juros passou a ser o instrumento principal de controle inflacionário, via expectativas de inflação e de atividade econômica.

A partir de 2002, com forte crescimento da economia mundial, aliado à baixa volatilidade dos mercados financeiros globais resultou em um grande fluxo de capitais para o Brasil, que em parte se traduziram em aumento das reservas e consequente melhora dos fundamentos, que permitiu a queda da taxa de juros ao longo do tempo. Isso possibilitou um aumento da expansão do mercado de crédito e do mercado de títulos privados. Este cenário prolongou-se até o ano de 2008, ano em que ocorre a crise financeira internacional.

Com relação ao mercado mobiliário, tem-se que este é bastante concentrado baseados principalmente em operações de curto prazo, tendo a BOVESPA a maior bolsa de valores. Entretanto, ainda que este mercado tenha apresentado forte crescimento no número de emissões e negociações de títulos, Mendonça (2009) ainda define o Brasil como sendo um sistema com base no crédito, e não no mercado de capitais.

(2) **Argentina**

A estrutura do sistema financeiro argentino começou a ser desenvolvida a partir do fim da década de 1970. Nessa reforma, estimulou-se a ampliação das atividades das instituições financeiras (principalmente bancos) e, ao mesmo tempo, estimulou-se a concentração por meio de aquisições de outras instituições. Além disso, facilitou-se a entrada de capital externo sendo permitido o depósito em moeda estrangeira nos bancos argentinos a fim de aumentar os recursos disponíveis no mercado e financiar a política de estabilização de preços adotada pelo governo baseada em desvalorizações cambiais.

Inicialmente tal política estimulou a entrada de capital estrangeiro e o consumo interno. Entretanto, devido à deterioração do cenário internacional[4], o ínicio da década de 1980 na Argentina é marcado por uma forte crise bancária e retração da atividade econômica.

Com o objetivo de controlar os altos índices de inflação e baixo crescimento, o governo realizou no começo dos anos 90 uma série de reformas estruturais, dentre as quais: liberalização comercial, privatizações e a Lei de Conversibilidade. Esta última consistia na paridade do peso argentino com o dólar (um para um) e na prática acabava/diminuía com os graus de liberdade da Política Monetária doméstica, já que suas decisões passavam a estar condicionadas a manter a paridade com o dólar.

Inicialmente, essa lei trouxe benefícios como a queda da inflação e melhora da atividade. Studart e Hermann (2001) destacam a retomada da entrada de capital estrangeiro no país e, conjuntamente, um aumento nos depósitos tanto em moeda local quanto em dólar, destacando-se uma mudança na composição da demanda por moeda e ativos em favor dessa última moeda[5].

Após a liberalização dos sistema financeiro e a retomada do crescimento econômico, em 1995 a Argentina sofre com as consequências da crise mexicana que restringiu o fluxo de capital para os países em desenvolvimento. Devido a redução da liquidez global e a fim de sustentar o regime de câmbio fixo, a Argentina cria instrumentos regulatórios a fim de assegurar o grau de liquidez do mercado. Dentre as mais importantes, Studart e Hermann (2001) citam o Programa Contigente de Pases, que estipula o Banco Central argentino como emprestador de última instância, sendo um mecanismo de socorro as bancos locais; e a política de requisitos mínimos de liquidez, que ampliou as reservas compulsórias exigidas.

No entanto, no fim de 2001, a Argentina passa por uma crise mais intensa acarretando no abandono do sistema de taxa de câmbio fixo e a adoção de uma

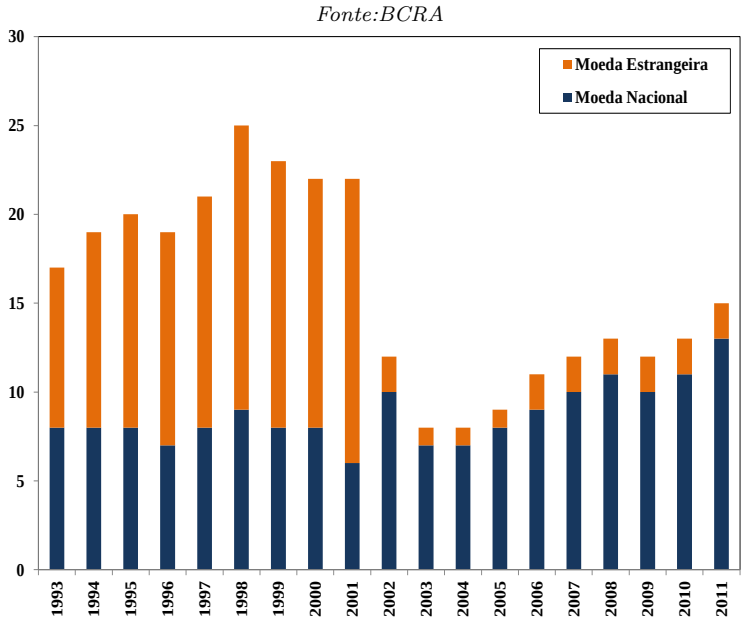
[4]Studart e Hermann (2001) ressaltam ainda que incertezas no cenário político do país, unido a deterioração do cenário econômico, favoreceram a fuga de capitais do país, a hiperinflação e a desmonetização.

[5]Segundo Studart e Hermann (2001) a média de depósito de moeda local argentina (austrais/peso) no triênio 1998/1990 era de 83,6%, e essa média passa a ser de 54,4% , para o período de 1991 a 1993, e de 46%, para 1995 a 1998.

taxa de câmbio flexível, que na prática acabou por se tornar um sistema de câmbio múltiplo[6]. Conforme apontado por Mendonça (2009), houve uma corrida bancária e, em resposta, o governo passou a controlar operações financeiras e a proibir transferência de recursos para o exterior e empréstimos em moeda doméstica (pesos). Devido às fortes restrições impostas à livre circulação de ativos no mercado financeiro, ressalta-se que a análise dos *rids* para este período deve ser vista com ressalvas.

A partir desta crise, há um aumento da participação dos títulos no portfólio dos agentes em detrimento dos empréstimos. Entretanto, como ressaltado por Mendonça (2009), esse movimento não significou uma alteração da estrutura do sistema financeiro com base no crédito para outro com base no mercado de capitais, mas sim devido a um aumento da emissão de títulos públicos unido a uma redução do mercado de crédito privado por conta da conjuntura de crise vivida. Além disso, observou-se um aumento da participação do setor público na captação de recursos junto à financeiras unido a uma redução na demanda por dólar em detrimento da moeda local (desdolarização).

Figura 2.4: Participação do crédito ao setor privado no PIB na Argentina (em %)- 1993-2011



Apesar das crises e pela redução do mercado, o sistema financeiro argentino ainda pode ser caracterizado como sendo baseado no crédito e não no mercado de capitais, ainda que este último tenha apresentado um crescimento e mostra-se bem estruturado.

[6]Adotou-se um câmbio fixo em 1,40 pesos por dólar para operações comerciais e financeiras, enquanto para as demais operações vigorava a taxa de câmbio flutuante.

Há predominância de instituições de capital doméstico, tanto privada quanto pública. Além disso, cabe destacar também a presença de instituições bancárias brasileiras, ainda que estas apresentem uma baixa participação no total de ativos do sistema.

(3) **Paraguai**

Assim como os demais países do bloco, a liberalização do sistema financeiro paraguaio ocorreu no ínicio do anos 1990. Entretanto, o resultado deste processo mostrou-se diferenciado dos demais parceiros: a entrada de capital estrangeiro nesta economia pouco estimulou o desenvolvimento do mercado de crédito e, assim como nos demais membros, nem o de capitais. Conforme ressaltado em Studart e Hermann (2001), esta liberalização não foi perfeitamente efetiva pois, primeiro, não desregulamentou o setor de forma a permitir que bancos comerciais pudessem operar como bancos múltiplos e, em segundo, a captação de recursos no exterior só era permitida caso fosse utilizada para o financiamento ao comércio exterior.

Assim, diferentemente dos outros países já analisados anteriormente, a expansão da oferta de crédito ao setor privado, principalmente em moeda estrangeira, ocorrido até 1995, não pode ser atribuído ao fluxo de capital estrangeiro ao país. Este movimento teve como principal agente o setor público, que atuava subsidiando o setor bancário. Essa postura do governo, unida a uma falta de supervisão adequada do setor bancário e exigência de um nível baixo de capital, propiciou o surgimento de um cenário frágil que entrará em crise em 1995 com a crise mexicana.

Studart e Hermann (2001) ressaltam que logo após a crise de 1995, o Paraguai chegou a adotar medidas de controles prudenciais em seu mercado financeiro. Porém essas medidas foram relativamente mais amenas daquelas adotadas pelos demais países do bloco frente à mesma crise, como o Brasil e a Argentina, não gerando uma reestruturação do setor, mas sim uma liberalização ainda maior do sistema. Além disso, diferentemente desses dois países, o Paraguai não chegou a realizar uma política de saneamento no setor, tais como o PROER e o FFCB.

O sistema financeiro voltou a entrar em crise em 2002, por conta da crise argentina, que fez com que o setor financeiro paraguaio passasse a ter maior participação de instituições estrangeiras devido ao fechamento de algumas instituições financeiras domésticas[7] e aprofundamento do processo de desdolarização.

A evolução recente do sistema financeiro paraguaio mostra a predominância do sistema de crédito bancário, tendo instuições estrangeiras como líderes de mercado, principalmente bancos de origem brasileira e argentina. Destaca-se baixa

[7]Segundo Mendonça (2009), o choque da crise argentina sobre o Paraguai fez com que fechassem um banco (Banco Alemán) e quatro instituições financeiras.

participação do capital público no setor, tendo este apenas um banco público, e de cooperativas de crédito, responsáveis pela oferta de microcrédito.

Um outro ponto de destaque da economia paraguai diz respeito à condução de sua política monetária. A partir de 2005, o Banco Central paraguaio passou a anunciar a taxa de inflação almejada para o ano e para atingir seu objetivo passou a utlizar a taxa de juros de curto prazo como instrumento. Em 2011, a autoridade monetária adota oficialmente o regime de Metas de Inflação.

De uma forma geral, o sistema financeiro paraguaio é relativamente pequeno e seu mercado de capitais é praticamente insignificante mas, conforme pode ser verificado, há a predominância de inúmeras instituições financeiras estrangeiras, sendo essas principalmente originadas dos demais membros do Mercosul, corroborando a hipótese de maior integração financeira entre os países do bloco.

(4) **Uruguai**

Segundo Mendonça (2009), o Uruguai é o país mais integrado financeiramente, sendo sua conta capital liberalizada e com alto grau de dolarização. Devido a isso, é um dos mais expostos a riscos externos. Outras evidências corroboram este argumento; segundo Barran (2002), tem-se: (i) alta aceitação da moeda norte-americana nas mais diversas transações comerciais; (ii) a grande participação de bens comercializáveis na cesta de consumo das famílias - mais de 50%; e (iii) alta mobilidade de capitais.

Devido a essa característica, a crise da Argentina acarretou em fortes consequências sobre o sistema financeiro uruguaio, gerando uma crise de liquidez[8], aumento da taxa de inadimplência e a falência de instituições financeiras privadas nacionais. Assim, a crise proporcionou uma maior concentração das operações do sistema em instituições públicas e estrangeiras, responsáveis por 90% dos ativos e passivos do sistema (Mendonça, 2009).

O cenário atual do sistema financeiro uruguaio é fortemente capitalizado, líquido e dolarizado. A base do sistema é o mercado de crédito tendo o mercado de capitais participação ínfima.

Observa-se, portanto, que apesar dos acordos formais assinados, o processo de convergência macroeconômica e de integração depende da circunstância econômica e política de cada país-membro. Uma análise quantitativa torna-se, portanto, interessante

[8]Mendonça (2009) destaca que mais de 50% dos depósitos totais do sistema eram de não residentes. Assim, com a retirada em massa dos depósitos do sistema, a queda dos depósitos totais foi de aproximadamente 50%.

pois avalia se os dados refletem a vontade política de maior integração entre os países do bloco.

Capítulo 3

Metodologia empírica, dados e resultados

3.1 Metodologia

A metodologia utilizada no presente trabalho divide-se em três seções: na primeira, serão desenvolvidos testes de raiz unitária bilateral para os *rids* de cada país da amostra, controlando-se por possíveis quebras estruturais que possam estar presentes; na segunda seção serão desenvolvidas análises a patir de modelos recursivos e medidas de persistência a fim de avaliar o comportamento dos *rids* ao longo do tempo; por fim, na terceira seção serão desenvolvidos os testes de raiz unitária para os dados em painel, considerando a possibilidade de presença de correlação entre os *rids* dos países.

3.1.1 Teste de raiz unitária bilateral

A realização do teste de raiz unitária entre dois países do Mercosul tem por finalidade a verificação do grau de integração financeira e comercial entre eles. Para isso, a construção do diferencial da taxa de juros real entre dois países é dada por:

$$rid_{nm,t} = (i_{n,t} - \pi_{n,t}) - (i_{m,t} - \pi_{m,t}) \tag{3.1}$$

em que os índices n e m representam dois países quaisquer do conjunto de países membros do Mercosul; i_t representa a taxa de juros nominal no instante t; π_t é a taxa nominal de inflação ao produtor para o instante t.

Dessa forma, tem-se as seguintes variáveis para análise:

Variável	Diferencial de taxa de juros entre:
$rid_{ab,t}$	*Argentina* e *Brasil*
$rid_{ap,t}$	*Argentina* e *Paraguai*
$rid_{au,t}$	*Argentina* e *Uruguai*
$rid_{bp,t}$	*Brasil* e *Paraguai*
$rid_{bu,t}$	*Brasil* e *Uruguai*
$rid_{pu,t}$	*Paraguai* e *Uruguai*

A verificação do grau de integração entre dois países n e m será realizada através do teste de raiz unitária sobre o $rid_{nm,t}$. Se for constatada que a série dos $rid_{nm,t}$ é uma série estacionária, deduz-se que os países n e m são integrados financeiramente e comercialmente; caso contrário, não haverá indícios de integração e a PTJD não é verificada e não haverá indícios de integração.

Inicia-se a investigação de estacionariedade a partir do teste ADF, que possui como hipótese nula a raiz unitária ($\rho = 1$), isto é, a série apresenta pelo menos uma raiz unitária, tratando-se assim de uma série não estacionária. A aplicação deste teste considera três equações diferentes utilizadas:

$$\Delta rid_{nm,t} = \alpha_0 + \rho\, rid_{nm,t-1} + \beta_0 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i\, \Delta rid_{nm,t-i+1} + \varepsilon_t \tag{3.2}$$

$$\Delta rid_{nm,t} = \alpha_0 + \rho\, rid_{nm,t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i\, \Delta rid_{nm,t-i+1} + \varepsilon_t \tag{3.3}$$

$$\Delta rid_{nm,t} = \rho\, rid_{nm,t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i\, \Delta rid_{nm,t-i+1} + \varepsilon_t \tag{3.4}$$

onde $\Delta rid_{nm,t} = rid_{nm,t} - rid_{nm,t-1}$, α_0 é o termo de intercepto, $\beta_0\, t$ representa a tendência linear, ε_t são choques independentes e indenticamente distribuídos, ρ é o coeficiente autorregressivo tal que, se $\rho = 1$, tem-se que há raiz unitária, caso contrário, $rid_{mn,t}$ é um processo estacionário.

A diferença entre estas três regressões deve-se à presença ou não dos termos deterministas de intercepto (α_0) e de tendência linear ($\beta_0\, t$). Supondo que $rid_{nm,t}$ é um processo estacionário, tem-se que a equação (3.4) representa um passeio aleatório puro; a equação (3.3) um processo aleatório com intercepto; e a equação (3.2) um processo aleatório com intercepto e tendência linear. A presença dos termos deterministas nas equações, tal que os *rids* convirjam para uma média de longo prazo diferente de zero, estão possivelmente correlacionados à presença de prêmio de risco específico do país (Ferreira & León-Ledesma, 2007).

Deve-se ainda considerar alguns cuidados com relação aos resultados deste teste. O primeiro ponto refere-se ao tamanho da amostra utilizado. Quando em pequenas

amostras, o teste ADF apresenta baixo poder, isto é, há uma maior probabilidade de não rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária quando na verdade a série é estacionária. Buscando amenizar esta limitação e visando avaliar a robustez dos resultados encontrados pelo teste ADF, também será analisado o teste DF-GLS, que retira da série de interesse a constante, tendência e variáveis explicativas antes de realizar o teste.

O segundo ponto é referente à presença de quebras estruturais e *outliers* nas séries. Quando presentes, estes elementos fazem com que ocorram mais erros do tipo II (não rejeitar a hipótese nula quando a mesma é falsa) nos testes de raiz unitária. Isso deve-se ao fato de que ambos são caracterizados por influenciar o nível e/ou a taxa de crescimento da série, sendo essa influência persistente (no caso das quebras estruturais) ou pontuais (no caso dos *outliers*).

Para o tratamento dessas questões, a literatura empírica aponta diversas metodologias, destacando-se a inclusão de *dummies* nos modelos. A escolha do método mais apropriado a ser utilizado é baseado no conhecimento prévio do ponto em que ele ocorre e se ele é único.

Para o caso de quebra estrutural em um ponto conhecido, Perron (1989) sugere um teste Dickey-Fuller (DF) considerando três tipos de funções deterministas que incluem *dummies* para o ponto da quebra. São eles: (i) mudança no coeficiente linear da tendência determinista; (ii) mudança na taxa de crescimento; e (iii) mudança no coeficiente linear da tendência determinista unida a uma alteração na taxa de crescimento.

Entretanto, quando não há o conhecimento prévio do ponto de quebra, a utilização do modelo sugerido por Perron (1989) é inviável. Um modelo utilizado para contornar essa limitação é apresentado por Zivot & Andrews (1992) em que a hipótese nula é de existência de raiz unitária e, a hipótese alternativa estipula que $rid_{nm,t}$ possa ser representado por um processo tendência-estacionário com uma quebra determinística ocorrendo em um ponto desconhecido, porém possível de ser estimado.

Já para o tratamento dos *outliers*, foi utilizado o teste DFAO, que nada mais é do que o teste ADF ajustado para a presença de *outliers*. Este teste é baseado no modelo de Vogelsang (1999) e Franses e Haldrup (1994). Ressalta-se, entretanto, que se o número de *outliers* for moderadamente grande, há perda de graus de liberdade, prejudicando o poder do teste.

3.1.2 Estimação Recursiva e Medidas de Persistência

Uma vez realizados os testes de raiz unitária e concluindo-se que as séries em questão são estacionárias, dois pontos de interesse surgem: qual a duração dos desvios dos *rids* em relação ao seu valor de equilíbrio (calculado aqui através de medidas de persistência), e como essa persistência evoluiu ao longo do tempo.

Seguindo o estudo proposto por Dias & Marques (2005), podemos consi-

derar cinco medidas de persistência: soma dos coeficientes autoregressivos, espectro na frequência zero, análise da maior raiz, meia-vida, e reversão à média. As quatro primeiras medidas são amplamente utilizadas pela literatura empírica, enquanto a última é uma medida alternativa proposta pelos autores.

As quatro primeiras medidas de persistência partem de um modelo $AR(p)$, tal que

$$rid_{mn,t} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \, rid_{t-j} + \varepsilon_t \tag{3.5}$$

reparametrizando,

$$\Delta rid_{mn,t} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j \Delta rid_{mn,t-i} + (1-\theta) rid_{mn,t-1} + \varepsilon_t \tag{3.6}$$

onde,

$$\theta = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \tag{3.7}$$

$$\beta_j = -\sum_{i=1+j}^{p} \alpha_i \tag{3.8}$$

Partindo-se desta representação, tem-se que a primeira medida, a soma dos coeficientes autorregressivos, é dada pela equação (3.7). Sua interpretação é de que, quanto maior seu valor, maior será o impacto acumulado de um choque sobre a variável, maior a persistência. Contudo, esta medida não é capaz de fornecer maiores informações acerca da dinâmica da resposta da variável aos choques, isto é, a medida não é capaz de distinguir se a variável em questão apresenta uma persistência originada de um alto valor inicial e um posterior rápido decaimento ou um pequeno valor inicial seguido por uma baixa velocidade de decaimento.

A segunda medida, denominada por espectro na frequência zero, o equivalente à variância de longo prazo, é representada por,

$$h(0) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{(1-\theta)^2} \tag{3.9}$$

sendo σ_ε^2 a variância de ε_t. Conforme pode ser observado, para um dado σ_ε^2, a primeira e a segunda medidas são equivalentes. Mas, se o propóstio do estudo é averiguar as variações na persistência, a segunda medida torna-se de difícil análise pois, alterações na persistência do processo não alteram apenas os valores para ρ como também geram variações em σ_ε^2.

A terceira medida de persistência levantada refere-se à análise da maior raiz do modelo dado pela equação (3.5). Entretanto, Dias & Marques (2005) ressaltam as

críticas a esta medida fornecida por Andrews & Chen (1994) e Pivetta & Reis (2001) de que a persistência do processo não depende apenas da maior raiz e sim de todas as raízes.

Já a quarta medida (meia-vida) é a mais difundida, por conta de sua mensuração em unidades de tempo necessários para dissipar o choque pela metade, e que pode ser expressa por,

$$\lambda = \frac{ln\frac{1}{2}}{ln(\alpha_1)} \tag{3.10}$$

onde λ é a meia-vida, e α_1 é o coeficiente autoregressivo da variável que segue um processo $AR(1)$. Quanto maior for o valor estimado para α_1 maior será o tempo esperado para que o choque se dissipe pela metade, isto é, maior será a medida de meia-vida estimada.

Ainda com relação à medida anterior, se o processo for um $AR(p)$, com $p > 1$, a análise desta medida pode ser realizada por meio da função de impulso e resposta (Caporale et al., 2004).

As quatro medidas apresentadas acima estão baseadas em um processo autorregressivo. Buscando contornar essa limitação, a quinta medida fundamenta-se na relação entre a persistência e o grau de reversão à média sendo representada por

$$\gamma = 1 - \frac{n}{T} \tag{3.11}$$

em que γ é a probabilidade não condicional de um dado processo não cruzar sua respectiva média no período t, n representa o número de vezes que a série cruza a média durante um dado intervalo de tempo com $T+1$ observações. Trata-se de uma medida não paramétrica que buca relacionar a persistência com a reversão à média.

Para avaliar como a medida de persistência evoluiu ao longo do tempo, optou-se por seguir a seguinte estratégia: em primeiro lugar, assumiu-se que os *rids* podem ser descritos por um processo $AR(1)$. O coeficiente autorregressivo é, então, estimado ao longo da amostra através de dois modos: (i) recursivamente, onde o coeficiente em $t = j$ é dado pela regressão que utiliza os dados de t_0 a j; (ii) via janela móvel, onde definiu-se um tamanho de janela H, e o coeficiente do $AR(1)$ em $t = j$ é dado pela regressão que utiliza os dados de $j - H$ até j.

Uma das caracteristicas da estimação recursiva em que o período inicial está fixo é a de que os coeficientes estimados convergirão obrigatoriamente para o valor estimado (na regressão simples) para a amostra toda. Isso ocorre porque o peso dado a cada nova observação é decrescente e dado por $1/t$, em que $t = 1, 2, ...T$. Essa diminuição de peso ao longo da amostra pode levar à subestimação de mudanças na persistência, especialmente se estes ocorrerem no final da amostra.

O segundo método corrige parcialmente esse problema, ao estimar os coeficientes $AR(1)$ a partir de uma janela móvel fixa. Nesse método, os coeficientes $AR(1)$ levam em conta apenas uma quantidade fixa de dados, permitindo que uma mudança de

persistência no final da amostra seja mais rápida em comparação com a estimação recursiva. Em contrapartida, a depender do tamanho da amostra, os valores dos coeficientes podem apresentar elevada volatilidade.

3.1.3 Teste de raiz unitária em painel

Serão desenvolvidos testes de raiz unitária considerando-se quatro conjuntos de dados em painéis balanceados, cada um apresentando um país membro como referência. A variável em análise é dada pelo vetor (3.12),

$$\mathbf{rid_{z,t}} = \begin{pmatrix} r_{d,t} - r_{z,t} \\ r_{d,t+1} - r_{z,t+1} \\ \cdots \\ r_{d,t+n} - r_{z,t+n} \\ r_{f,t} - r_{z,t} \\ r_{f,t+1} - r_{z,t+1} \\ \cdots \\ r_{f,t+n} - r_{z,t+n} \\ r_{g,t} - r_{z,t} \\ r_{g,t+1} - r_{z,t+1} \\ \cdots \\ r_{g,t+n} - r_{z,t+n} \end{pmatrix} \tag{3.12}$$

em que n é o número de períodos disponíveis para a análise, z é o país de referência; d, f e g são os demais países membros do Mercosul.

Se constatado que $rid_{z,t}$ é estacionário, conclui-se que os países d,f, g são conjuntamente integrados comercialmente e financeiramente ao país de referência z. Caso o resultado se repita em todos os quatro conjuntos de dados em painel analisados, tem-se que os quatro países membros do Mercosul são integrados conjuntamente.

Os vetores a serem utilizados nesta seção são:

Variável	**País de referência**
$rid_{a,t}$	$Argentina$
$rid_{b,t}$	$Brasil$
$rid_{p,t}$	$Paraguai$
$rid_{u,t}$	$Uruguai$

O desenvolvimento dos testes de raiz unitária com dados em painel será realizado em três etapas. Na primeira, serão desenvolvidos os testes de raiz unitária da primeira geração, em que se considera a independência entre os *rids* nos dados em painel. Na segunda, será realizado o teste de Pesaran (teste CD, 2004) a fim de verificar a existência (ou

não) de correlação entre os *rids*. Essa etapa é relativamente importante já que estamos utilizando dados macroeconômicos que provavelmente apresentam correlação multicovariada temporal. Por fim, na terceira, serão desenvolvidos os teste de raiz unitária em painel que consideram a dependência entre os *rids* nos dados em painel.

Considerando os testes da primeira geração, serão utilizados: IPS (Im, Pesaran & Shin, 2003) e Hadri (2000).

O teste IPS, parte da equação básica para verificar a raiz unitária em painel:

$$\Delta rid_{z,t} = \phi\, rid_{z,t-1} + \sum_{j=2}^{p_z} \Gamma_z \Delta rid_{z,t-j} + \Psi_{m,z} d_{m,t} + \varepsilon_{z,t} \tag{3.13}$$

onde $rid_{z,t}$ representa o vetor das séries de *rids*, $d_{m,t}$ contém variáveis determinísticas (constante, tendência), $\Psi_{m,i}$ corresponde ao vetor de coeficientes do modelo, e p_z é a ordem de defasagens necessárias para limpar os resíduos da regressão. Essa equação é a versão em painel do teste ADF. O teste IPS irá assumir como hipótese nula que $\phi_i = 0$ para todo i, isto é, de que cada série no painel possui raiz unitária. A hipótese alternativa é de que existe ao menos um i para o qual $\phi_i < 0$, isto é, existe ao menos um país para o qual $rid_{z,t}$ é estacionário. Essa versão do teste é menos restrita do que, por exemplo, o teste Levin, Lin & Chu (2002), que assume como hipótese alternativa que $\phi_i < 0$ para todo i, isto é, ou todos os $rid_{z,t}$ possuem uma raiz unitária ou são todos estacionários.

Já o segundo teste (Hadri, 2000) é, por sua vez, a contrapartida para dados em painel do teste KPSS. Ele é baseado no teste do Multiplicador de Lagrange sobre os resíduos e fornece três tipos de resultados de acordo com o pressuposto assumido para a distribuição dos resíduos: (i) homoscedásticos (variância constantes e idênticas entre os *rids*); (ii) heteroscedásticos ou (iii) permitindo o controle para dependência serial (SerDep). Sua hipótese nula é de que todas as séries são estacionárias, contra a hipótese alternativa de que há uma raiz unitária para todos os países.

Com o objetivo de verificar se os testes anteriormente explicitados poderão ser utilizados para a inferência estatística, será realizado o teste de CD (Pesaran, 2004) de modo a verificar a validade da hipótese de independência entre os *rids*. Trata-se de um teste amplo, sendo aplicado em uma grande variedade de dados em painel, inclusive em painéis dinâmicos heterogêneos com T pequeno e N grande. Além disso, é um teste robusto quando na presença de mudanças estruturais únicas ou múltiplas. Sua hipótese nula é de que há independência entre os *rids* no corte tranversal.

Considerando a presença de dependência no corte transversal, podemos citar mais dois testes: Moon & Perron (2004) e Pesaran (teste CADF, 2007). O primeiro teste considera o modelo:

$$rid_{z,t} = \nu_z + rid^0_{z,t} \tag{3.14}$$

$$rid^0_{z,t} = \theta_z rid^0_{z,t-1} + \varepsilon_{z,t} \tag{3.15}$$

em que $rid_{z,t}$ é a série de interesse; ν_z captura os efeitos fixos para cada diferencial de taxa de juros real; e $\varepsilon_{z,t}$ é gerado por M fatores não observados f_t (com a matriz de carregamento Λ_z), e choques aleatórios $e_{z,t}$ segundo a relação:

$$\varepsilon_{z,t} = \Lambda_z^{'} f_t + e_{z,t} \tag{3.16}$$

Os fatores contidos em f_t são comuns a todos os indivíduos (diferenciais de juros reais, em nosso caso), mas as respostas a esses fatores podem variar para cada z. A presença desses fatores comuns gera dependência na corte transversal, sendo esta ditada pela matriz de carregamento Λ_z, que nada mais é do que uma matriz que fornece a intensidade da correlação entre os choques de (3.15).

A idéia de Moon & Perron foi a de extrair a influência desses fatores da série original e, a partir daí, estimar o parâmetro θ_z que é o parâmetro de interesse para verificar a presença de raiz unitária. Sob a hipótese nula ($\theta_z = 1$, para todo z), a estatística do teste possui distribuição assintótica $N(0,1)$, contra a hipótese alternativa de que $\theta_z < 1$ para algum z.

Passando para a exposição do segundo teste, também conhecido por CADF (Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller), tem-se que o seu objetivo é tentar capturar a dependência no corte transversal através da inclusão de dois novos termos:

$$\Delta rid_{z,t} = \alpha_z + \rho_z^* rid_{z,t-1} + d_0 \bar{rid}_{t-1} + d_1 \Delta \bar{rid}_t + \varepsilon_{z,t} \tag{3.17}$$

Aqui, $\bar{rid}_{t-1}$ representa a média (dentre os diferenciais da taxa de juros real) de $rid_{z,t-1}$ que, assintoticamente, filtra os efeitos comuns aos rids nÃ£o observados. Pode-se aumentar essa regressão incluindo defasagens de $\Delta \bar{rid}_{t-k}$ de modo a limpar por completo a dependência no corte transversal. A equação final a ser estimada é:

$$\Delta rid_{z,t} = \alpha_i + \rho_z^* rid_{z,t-1} + d_0 \bar{rid}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} d_{j+1} \Delta \bar{rid}_{t-j} + \sum_{k=1}^{p} c_k \Delta rid_{z,t-k} + \varepsilon_{z,t} \tag{3.18}$$

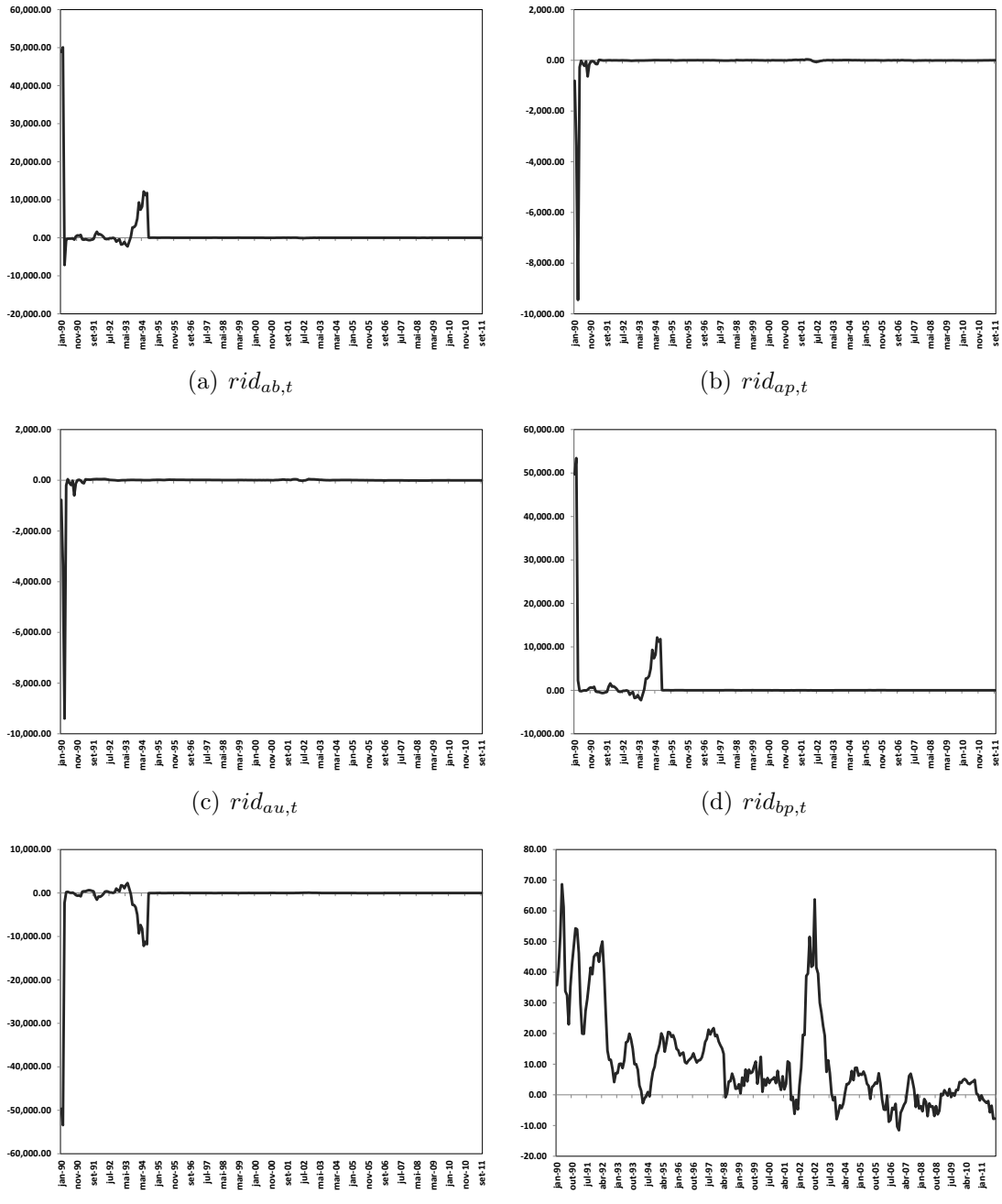
A vantagem desse teste é, essencialmente, a de não precisar estimar os fatores comuns. Obtemos a estatística do teste como uma média simples das estatísticas t de ρ_z, que possui distribuição não padrão.

3.2 Dados

Os dados utilizados neste estudo apresentam como fonte o Fundo Monetário Internacional (FMI) sendo eles a taxa de juros de depósito (% a.a.) e a taxa de inflação ao produtor (% a.a.), apresentando frequência mensal. Ressalta-se ainda que construção das séries dos *rids* foram baseadas na taxa de inflação passada. Avaliou-se a utilização

período de janeiro de 1990 a setembro de 2011, totalizando 261 observações para cada série (assim como em Seabra, 2002), entretanto, por se tratar de países que apresentam alta volatilidade macroeconômica no ínicio desse período, conforme verificado no gráfico (3.1) e, baseando-se no fato de que o Brasil é o país com maior representatividade econômica do bloco[1], optou-se pelo início da análise em julho de 1995, período em que os juros e a inflação brasileira já haviam convergido para patamares razoáveis.

Figura 3.1: Evolução temporal dos *rids* -jan/1990- set/2011



(a) $rid_{ab,t}$ (b) $rid_{ap,t}$

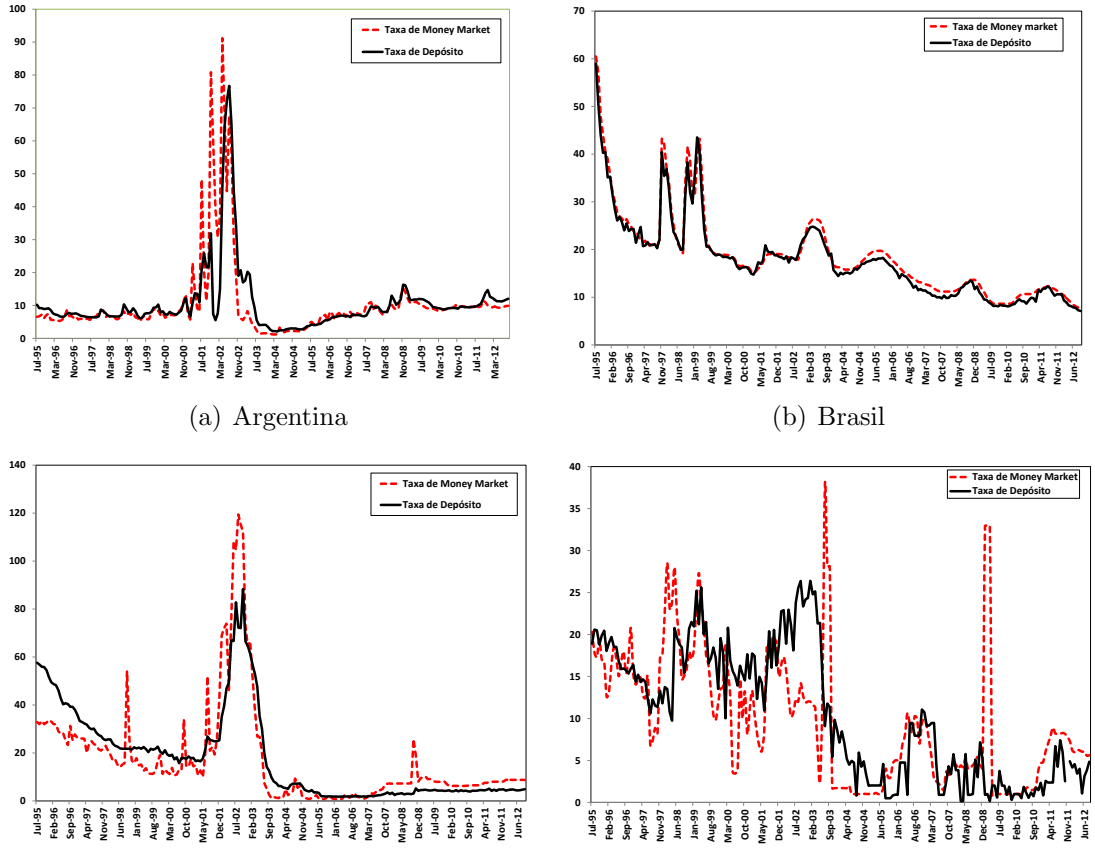
(c) $rid_{au,t}$ (d) $rid_{bp,t}$

(e) $rid_{bu,t}$ (f) $rid_{pu,t}$

[1]Segundo os dados do Fundo Monetário Internacional de 2011, a participação do Brasil no PIB do Mercosul é de 75%.

A escolha das variáveis foi realizada visando o melhor atendimento às regras do comércio internacional, principalmente às condições de arbitragem. A escolha pela utilização da taxa de inflação ao produtor fundamenta-se no fato de que em sua composição há uma maior ponderação dos bens comercializáveis em detrimento dos não comercializáveis e, assim, sua variação está mais sujeita a flutuações da oferta e demanda internacional de bens. Já com relação à taxa de juros de depósito, trata-se de uma variável que está disponível para todos os países deste estudo, além de se referir a títulos[2] com características idênticas em todas as localidades, favorecendo a maior substituibilidade entre os títulos de cada país. Além disso, conforme o gráfico (3.2), pode-se verificar que, com exceção do Paraguai, para os demais países, a taxa de depósito apresenta movimentos semelhantes aos apresentados pelas demais taxas de juros disponíveis no mercado.

Figura 3.2: Evolução temporal da taxa de juros de mercado -1995-2012



(a) Argentina (b) Brasil

(c) Uruguai (d) Paraguai

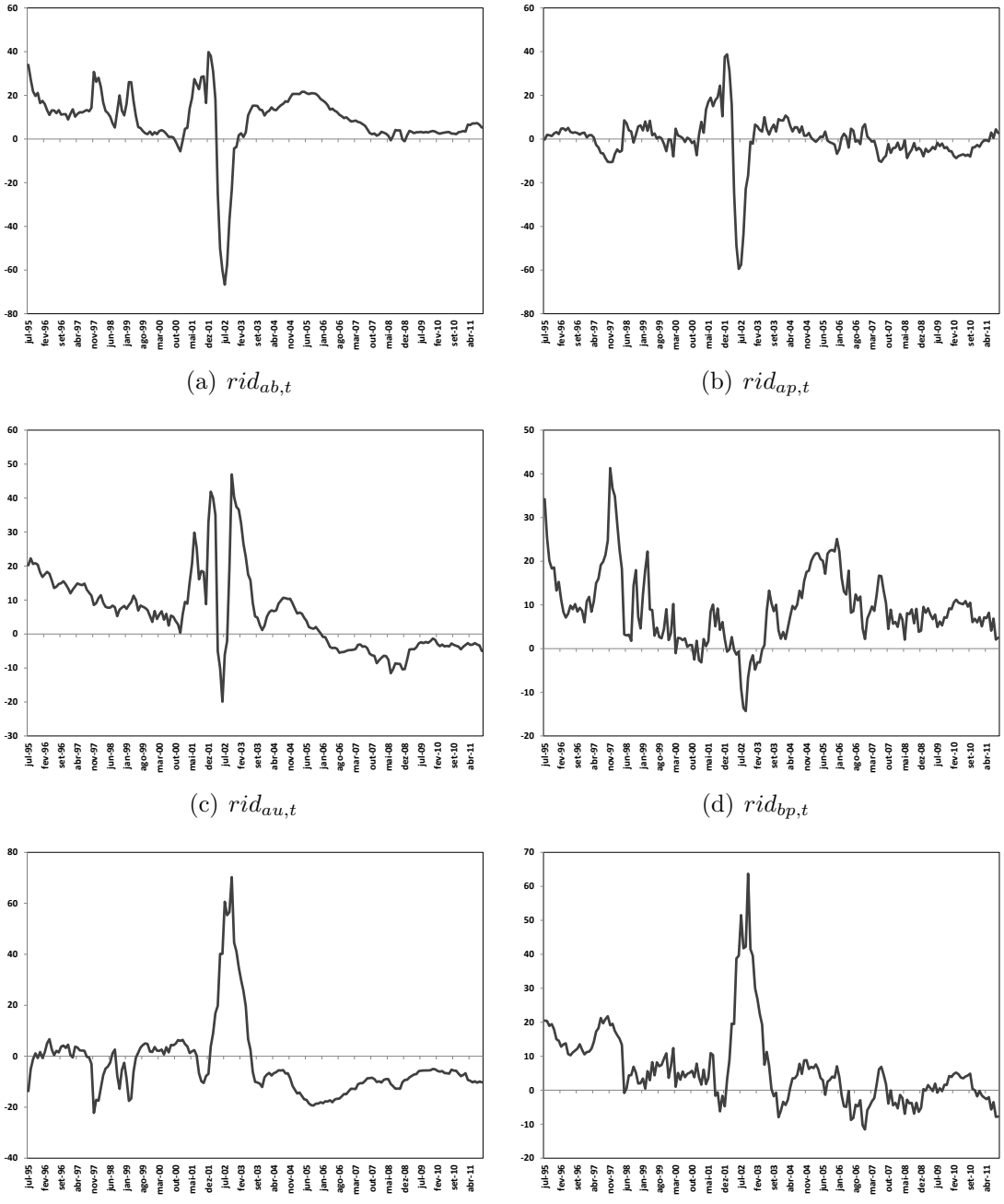
Ademais, ressalta-se que os resultados desta análise devem ser vistos com cautela pois a taxa de juros de depósito está frequentemente sujeita a controles administrativos e, dessa forma, não é determinada pelas leis de livre mercado.

[2] A conta de depósito é composta de títulos conservadores, com baixo risco, tais como certificados de depósitos, conta poupança e previdência.

3.3 Resultados

Os testes desenvolvidos neste trabalho foram aplicados para o período de julho de 1995 a setembro de 2011, totalizando 195 observações.

Figura 3.3: Evolução temporal dos *rids* -jul/1995- set/2011



(a) $rid_{ab,t}$ (b) $rid_{ap,t}$

(c) $rid_{au,t}$ (d) $rid_{bp,t}$

(e) $rid_{bu,t}$ (f) $rid_{pu,t}$

A tabela (3.1) resume as estatísticas dos testes ADF e DF-GLS para os *rids* bilaterais para jul/1995 a set/2011. Como pode ser visto, o teste ADF rejeita a hipótese nula de raiz unitária nos *rids*, enquanto o teste DF-GLS não consegue rejeitar a hipótese nula para três dos diferenciais. Conforme citado, o teste DF-GLS apresenta maior poder

do que o ADF por, dentre outros pontos, tratar de maneira mais robusta o problema de heteroscedasticidade, portanto, a hipótese de integração entre Argentina e Uruguai, Brasil e Paraguai e Paraguai e Uruguai não é corroborada por esses resultados iniciais.

Tabela 3.1: Resultados Testes de Raiz Unitária Bilateral para jul/1995-set/2011

Variável	**Comp. deterministas**	**Defasagens**	**ADF**	**DF-GLS**
$rid_{ab,t}$	*constante*	4	-4.100^{***}	-1.731^{*}
$rid_{ap,t}$	–	2	-6.490^{***}	-6.496^{***}
$rid_{au,t}$	–	4	-2.632^{***}	-1.477
$rid_{bp,t}$	*constante*	1	-4.142^{***}	-1.065
$rid_{bu,t}$	–	3	-3.328^{**}	-2.979^{***}
$rid_{pu,t}$	–	4	-3.384^{***}	-1.299

****Estatisticamente significante a 1%; **Estatisticamente significante a 5%; *Estatisticamente significante a 10%.*

Uma análise gráfica das séries em questão permite notar a presença de quebras estruturais e *outliers*. Avaliando-se as séries individualemte, tem-se:

- $rid_{ab,t}$: apresenta um patamar médio de 15.9 pontos percentuais para o período de jul/1995 a abr/1999; a partir de mai/1999 o diferencial passa a cair lentamente até dez/2000, quando este processo é revertido atingindo o ponto máximo da amostra em dez/2001; após esse mês há um forte decaimento da série até jul/2002 (ponto mínimo da amostra). Após esse mês há um forte crescimento até jun/2003; a partir de nov/2008 até set/2011 a série apresenta menor volatilidade oscilando em média 2.7% .

- $rid_{ap,t}$: o patamar do diferencial médio desta série é de 0.40 pontos percentuais para o período de jul/1995 a nov/2000; de dez/2001 a ago/2002 há a presença de *outliers*. Após este mês, o patamar médio do diferencial diferencial apresenta maior estabilidade, oscilando, em média, -0.93 pontos percentuais até o fim do período avaliado.

- $rid_{au,t}$: apresenta muitos *outliers* presentes para o período de 2001 a 2003[3], além disso, nota-se uma redução no patamar do diferencial médio entre o período inicial da amostra (jul/1995 a out/2000) e o final (nov/2003 a set/2011).

- $rid_{bp,t}$: a série apresenta uma alta volatilidade, apresentando alguns *outliers* no ínicio da série - nov/1997 a jan/1998 - e uma ligeira redução nos anos de 2001 a 2002, apresentando o ponto mínimo em ago/2002.

[3]Considerando *outliers* os pontos com desvios superiores/inferiores a quatro desvios-padrões tem-se: jun/2001, jul/2001, dez/2001, jan/2002, fev/2002, mar/2002, mai/2002, jun/2002, out/2002, nov/2002, dez/2002, jan/2003, fev/2003, mar/2003, abr/2003

- $rid_{bu,t}$: a série apresenta um patamar médio de -0.86 pontos percentuais para o período de jul/1995 a set/2001; a partir desse ponto, a série apresenta um período de forte presença de *outliers* até mai/2003, seguido por um período de menor volatilidade e patamar médio mais baixo de diferencial (-10.1 pontos percentuais).

- $rid_{pu,t}$: para o período de jul/1995 a abr/1998, os diferenciais apresentam um patamar médio de 15.5 pontos percentuais passando para 4.2 pontos percentuais de mai/1998 a dez/2001. Após este mês a série é caracterizada por um período de forte presença de *outliers* (de mai/2002 a fev/2003), seguido por um período de maior estabilização, ainda que comportando certa volatilidade, apresentando um diferencial médio de 0.02 pontos percentuais para o período de mai/2003 a set/2011.

Graficamente, nota-se, em geral, que as principais caracteristicas apresentadas pelas séries analisadas apresentam alta volatilidade e um patamar mais alto para o período inicial da série (até o ano de 2001), um alto número de *outliers*, correlacionados a crise econômica da Argentina, seguida por um período de diferenciais aparentemente mais estáveis.

Como se sabe, uma possível mudança estrutural nas séries pode levar à sobreaceitação da hipótese nula de não estacionariedade quando na verdade a série é estacionária. De modo análogo, a presença de *outliers* levaria à sobrerejeição da hipótese nula.

Por conta disso, foram realizados os testes de Zivot & Andrews (1992) e DFAO. O primeiro trata do problema das quebras estruturais enquanto o segundo trata da presença de *outliers*. Os resultados do teste de Zivot & Andrews (1992) podem ser vistos na tabela (3.2): rejeitamos a não estacionariedade para todas as séries, isto é, há integração bilateral entre os países.

Tabela 3.2: Teste de Raiz Unitária - Zivot & Andrews - jul/1995-set/2011

Variável	**Defasagens**	**Ponto crítico**	**Estatística do Teste**
$rid_{ab,t}$	2	$abr/2003$	-6.437^{***}
$rid_{ap,t}$	2	$fev/2002$	-7.052^{***}
$rid_{au,t}$	2	$jan/2001$	-7.383^{***}
$rid_{bp,t}$	–	$mar/2004$	-5.173^{***}
$rid_{bu,t}$	3	$mai/2003$	-4.698^{**}
$rid_{pu,t}$	3	$jan/2002$	-4.806^{**}

****Estatisticamente significante a 1%; **Estatisticamente significante a 5%; *Estatisticamente significante a 10%.*

A tabela (3.3) resume os resultados dos teste DFAO: rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade para $\text{rid}_{bu,t}$ e $\text{rid}_{ab,t}$, para um nível de significância de 10%, enquanto que para os demais casos há a aceitação da hipótese nula.

Os resultados dos testes de Zivot & Andrews e DFAO são conflitantes, indicando tanto evidências favoráveis quanto desfavoráveis a integração financeira, resultado recorrente na literatura de raizes unitária. Optou-se por seguir o teste de Zivot & Andrews (1992) devido a grande quantiidade de *outliers* presentes na amostra, o que, por sua vez, pode afetar de maneira importante o poder do teste DFAO.

Tabela 3.3: Teste de Raiz Unitária - DFAO - jul/1995-set/2011

Variável	N^0 **de** *outliers*	**p-valor**
$rid_{ab,t}$	9	-2.57^{*}
$rid_{ap,t}$	10	-2.360
$rid_{au,t}$	7	-0.328
$rid_{bp,t}$	4	-2.147
$rid_{bu,t}$	14	-3.192^{**}
$rid_{pu,t}$	9	-1.630

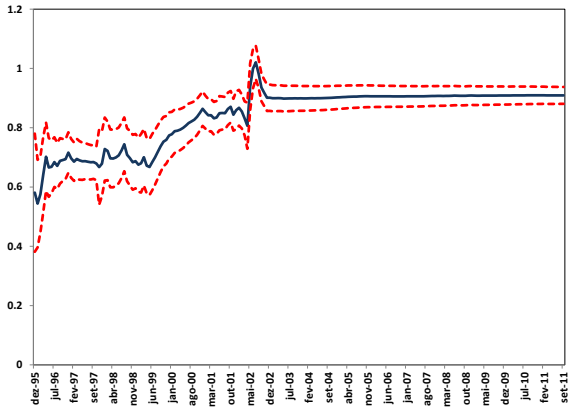
Uma vez definidos os *rids* como processos estacionários, ainda que com as devidas ressalvas, prosseguiu-se para a estimação dos coeficientes autorregressivos via janela móvel e via estimação recursiva.

Os coeficientes estimados recursivamente para a séries do período 1995-2011 corroboram a volatilidade inicial da série. Como já apontado, o peso de cada dado adicional neste método possui valor decrescente, o que poderia estar explicando o comportamento suave dos coeficientes após os pontos de quebras estimados pelo teste de Zivot & Andrews (1992) anteriormente descritos. Quando calculados via o método de janelas móveis, nota-se que os coeficientes estimados são ligeiramente inferiores aos encontrados pelo método anterior. Nota-se particularmente, na figura 3.5, que o Brasil e Paraguai demonstram uma dinâmica crescente integração, muito maior do que os outros parceiros (isto é, o valor do coeficiente autoregressivo diminui consideravelmente).

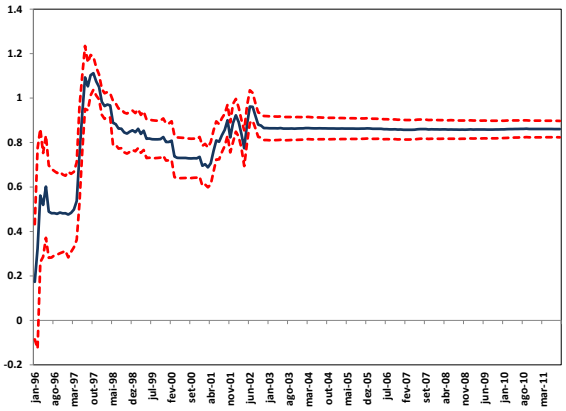
Tabela 3.4: Coeficientes autorregressivos estimados em t=set/2011

Variável	**jul/1995-set/2011**	**Janela móvel**
$rid_{ab,t}$	0.894	0.786
$rid_{ap,t}$	0.806	0.672
$rid_{au,t}$	0.939	0.911
$rid_{bp,t}$	0.839	0.364
$rid_{bu,t}$	0.953	0.935
$rid_{pu,t}$	0.910	0.798

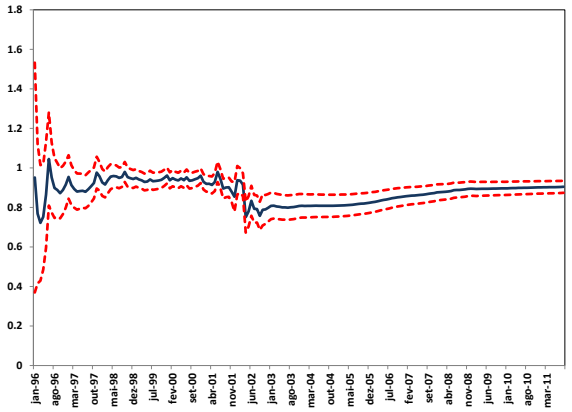
Figura 3.4: Estimação recursiva dos coeficientes autoregressivos dos *rids* - jul/1995-set/2011



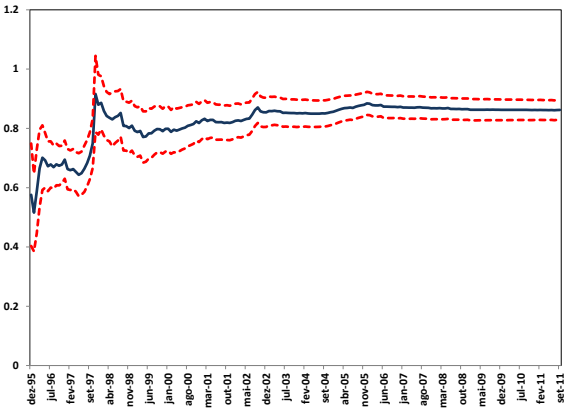
(a) $rid_{ab,t}$



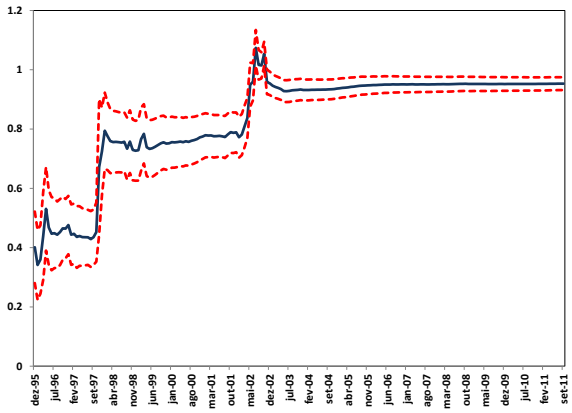
(b) $rid_{ap,t}$



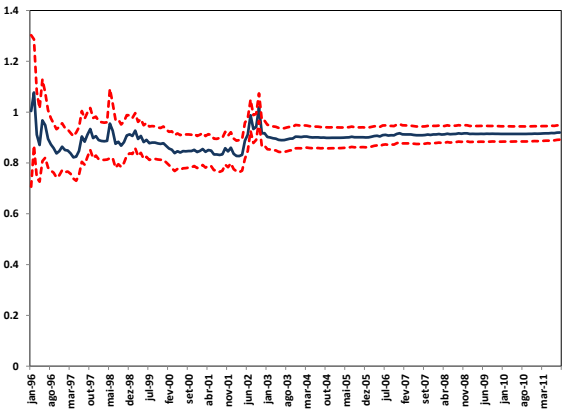
(c) $rid_{au,t}$



(d) $rid_{bp,t}$

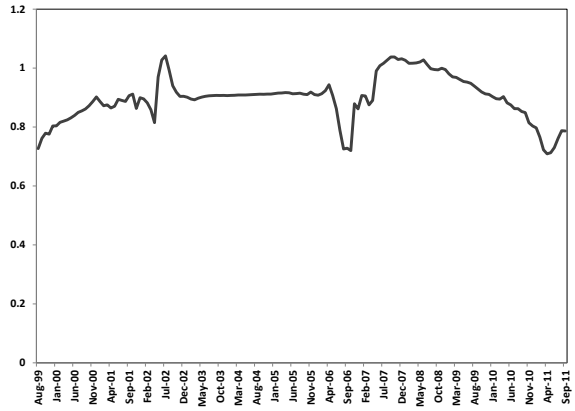


(e) $rid_{bu,t}$

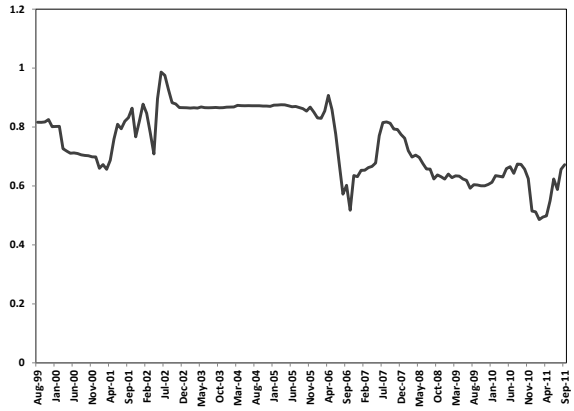


(f) $rid_{pu,t}$

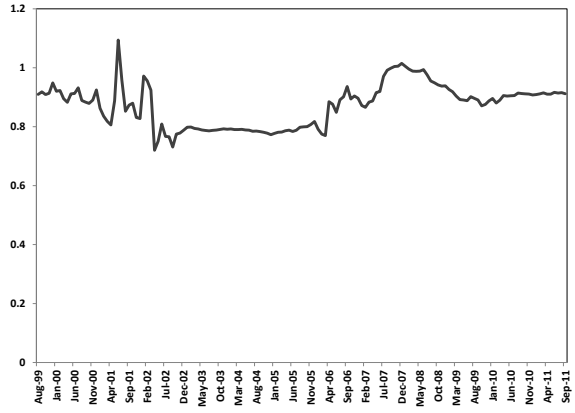
Figura 3.5: Estimação por janela móvel (48 meses) dos coeficientes autoregressivos dos *rids* - jul/1995-set/2011



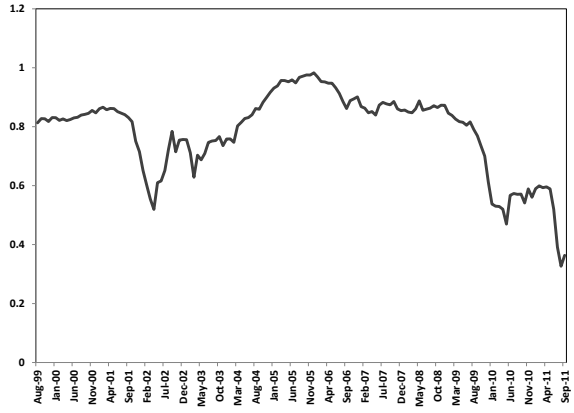
(a) $rid_{ab,t}$



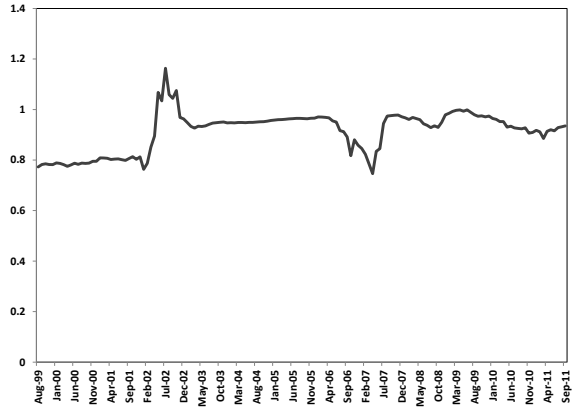
(b) $rid_{ap,t}$



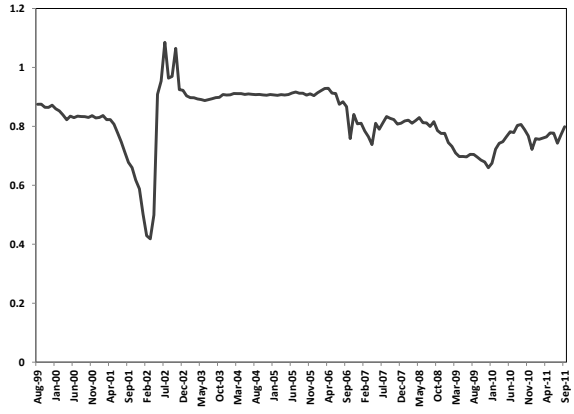
(c) $rid_{au,t}$



(d) $rid_{bp,t}$



(e) $rid_{bu,t}$



(f) $rid_{pu,t}$

Com relação à estimação das medidas de persistência, optou-se pela análise da meia-vida e a medida alternativa proposta por Dias e Marques (2005) (γ). As demais medidas apresentam limitações mais fortes para a sua utilização. Pela tabela (3.5), pode-se observar os valores estimados para a medida de meia-vida para o mês de set/2011. Tem-se que a menor meia-vida encontrada é a da série do $rid_{ap,t}$, enquanto a meia-vida mais alta é dada por $rid_{bu,t}$. Esses valores são baixos se comparados com a meia-vida estimada para a PPC - Rogoff (2006), por exemplo, apresenta várias evidências que colocam a meia-vida da PPC entre 3 a 5 anos - e um pouco mais altos dos encontrados por Ferreira e León-Ledesma (2007) para os diferenciais de juros entre uma amostra de economias emergentes (entre elas o Brasil e a Argentina) e os EUA: 5,5 meses quando a raiz é estimada pelo ADF. As estimativas encontradas para a medida alternativa proposta por Dias & Marques (2005) estão em linha com as estimadas para a meia-vida, apontando o processo $rid_{bu,t}$ como o processo mais persistente e o $rid_{ap,t}$ e $rid_{bp,t}$, os menos persistentes.

Tabela 3.5: Medidas de persistência

Variável	**Meia-vida (em meses)**	γ
$rid_{ab,t}$	6.2	0.913
$rid_{ap,t}$	3.2	0.902
$rid_{au,t}$	11.0	0.948
$rid_{bp,t}$	4.0	0.902
$rid_{bu,t}$	14.5	0.963
$rid_{pu,t}$	7.4	0.922

Passando-se aos resultados dos testes de raiz unitária em dados em painel, iniciou-se a análise pelo teste CD - tabela (3.6). Este conclui que todos os *rids* em análise apresentam correlação entre os diferenciais de juros. Dessa forma, os resultados dos testes IPS e de Hadri não são válidos para estas séries e, assim, será considerado apenas o resultado do teste CADF.

Tabela 3.6: Teste CD - jul/1995 a set/2011

Variável	**Estaística do Teste**	**p-valor**
rid_a	13.31	0.000
rid_b	15.36	0.000
rid_p	3.30	0.001
rid_u	14.47	0.000

Os resultados encontrados pelo teste CADF apontaram para a estacionariedade do diferencial da taxa de juros reais para todas as séries a um nível de 5% de significância. Assim, de uma forma geral, os testes de raiz unitária em painel chegaram

a evidênciais de que há integração financeira e comercial entre os países membros do Mercosul.

Tabela 3.7: Testes de raiz unitária em painel - jul/1995 a set/2011

Variável	**Estaística do Teste**	**p-valor**
rid_a	-2.742	0.033
rid_b	-4.732	0.000
rid_p	-4.056	0.000
rid_u	-5.069	0.000

Destaca-se ainda que as defasagens utilizadas para cada teste consideram os resultados encontrados para as séries no teste ADF individual. Dessa forma, a ordem de defasagem para cada rid varia de acordo com cada parceiro comercial considerado em sua construção, assim como a presença dos termos deterministas na estimação.

Conclusão

Este estudo teve como objetivo analisar o grau de integração financeira e comercial entre os países membros do Mercosul. Para isso, foram realizados testes de estacionariedade das séries dos diferenciais de juros, tratando-as tanto individualmente quanto agrupadas em painel. Os testes consideraram a presença de quebras estruturais. O conjunto da evidência revelada nesse artigo aponta que as séries em questão são estacionárias, embora ocorra divergências entre os testes, resultado que não é incomum quando se trata testes de raiz unitária.

O teste ADF apontou para a estacionariedade das séries, enquanto o teste DF-GLS apontou para a não estacionariedade para três das seis séries analisadas. Ao considerar a possibilidade de uma quebra estrutural, estimada pelo teste de Zivot & Andrews (1992), as séries apresentam evidências de estacionariedade.

Uma vez definido o caráter estacionário das séries, foi possível realizar a análise da persistência dos *rids*, através da medida de meia-vida (associada aos coeficientes autorregressivos). As medidas de meia-vida variaram de 3.2 a 14.5 meses. Também foram analisadas a evolução dos coeficientes autorregressivos (considerando que os *rids* possam ser aproximados por um processo *AR(1))*, utilizando estimação recursiva e estimação via janela móvel. As medidas de persistência, em sua maioria, diminuiram ao longo dos últimos anos, evidenciando que a integração entre os países está aumentando, ainda que de uma forma lenta.

Por fim, os testes em painel corroboraram a visão de que os países em questão são integrados de julho de 1995 a setembro 2011, utilizando-se o teste CADF.

Bibliografia

ALEXAKIS, P.; APERGIS, N.; XANTHAKIS, E. Integration of International Capital Markets: Further Evidence from EMS and Non-EMS Membership. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v.7, n.3, p.277-287, out/1997.

AZEVEDO, A. ; MASSUQUETTI, A. . TEC no âmbito do Mercosul: teoria e prática. Análise Econômica, UFRGS, v. 27, p. 7-23, 2009.

AWAD, M. A.; GOODWIN, B. K. Dynamic Linkages Among Real Interest Rates In International Capital Markets. *Journal of International Money and Finance*, v. 17, n. 6, p. 881-907, 1998.

BAGDATOGLOU, G.; KONTONIKAS, A. A New Test of the Real Interest Rate Parity Hypothesis: Bounds Approach and Structural Breaks. *Review of International Economics*, v.19, n.4, p.718-727, set/2011.

BALTAGI, B. H. Econometric Analysis of Panel Data. Chichester: JohnWiley & Sons, 2005.

BAUMANN, R. Mercosul: Origens, ganhos, desencontros e perspectivas. In BAUMANN, Renato (org.) Mercosul â Avanços e desafios da integração. Brasília. IPEA/CEPAL p. 19-68, 2001.

CAMARERO, M.; CARRION-SILVESTRE, J. L.; TAMARIT, C. New evidence of the real interest rate parity for OECD countries using panel unit root tests with breaks. Universitat de Barcelona. Espai de Recerca en Economia, 2006.

CAPORALE, G. M.; CERRATO, M., SPAGNOLO, N. Measuring half-lives: using a non-parametric boostrap approach. Applied Financial Economics Letters, v. 1, n. 1, p. 1-4, 2005.

CUMBY, R. E.; OBSTFELD, M. International Interest-Rate and Price-Level Linkages

Under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence. Working Paper 921 - National Bureau of Economic Research (NBER). February 1985.

CHAKRABORTY, A.; EVANS, G. W. Can perpetual learning explain the forward-premium puzzle?. Journal of Monetary Economics, v.55, n.3, p.477-490, abr/2008.

DIAS, D.; MARQUES, C. R. Using Mean reversion as a measure of persistence.Working Paper, n.450 - European Central Bank. March 2005.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v.74, p.427-431, 1979.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, v. 49, p.1057-1072, 1981.

DOOLEY, M. P.; FRANKEL, J. A.; MATHIESON, D. J. International capital mobility in developing countries vs. industrial coutries: Waht do the savings-investment correlations tell us?. IMF Staff Papers, v.34, p. 503-529, 1987.

DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange rate dynamics. *The Journal of Political Economy*, v.84, n.6, p.1161-1176, dec/1976.

ENDERS; W. Applied Econometric Time series. EUA: John Wiley & Sons, 2010. 502p.

EVANS, C. *Do National Borders Matter?*. Tese (Doutorado) - Harvard University, 1999.

FELDSTEIN, M.; HORIOKA, C. Domestic savings and international capital flows. *Economic Journal*, v.90, p.314-329, 1980.

FERREIRA, A.L. *The real Interest rate parity hypothesis: an investigation for developed and emerging markets*. Agosto de 2005. 269 f. Tese (Doutorado em Economia) - Departamento de Economia, Universidade de Kent, 2005.

FERREIRA, A. L.; LEON-LEDESMA, M.A. Does the real interest parity hypothesis hold? Evidence for developed and emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, v.26, n.3, p. 364-382, 2007.

FERREIRA, A. L.The Simultaneity Bias of the Uncovered Interest Rate Parity: Evidence

for Brazil. Working Papers 08/20, Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, 2008.

FERREIRA, A. L.; SILVA, R.. Real interest parity decomposition. Estudos Econômicos, São Paulo, v. 39, n. 3, p.489-512, jul/set. 2009.

FRANKEL, J. On the Mark: A theory of Floating Exchange rate based on the Real Interest differentials. *The American Economic Review*, v. 69, n. 4, p.610-622, set./1979.

FRANSES, P. H.; HALDRUP, N. The effectsof Additive outliers on tests for unit roots and cointegration. *Journal of Business & Economic Statistics*, v.12, n.4, p.471-478, oct/1994.

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, n.1, p.107-124, feb/1994.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal, Royal Economic Society*, v. 3, n. 2, p. 148-161, 2000.

IM, K. S.; PESARAN, M.; SHIN, Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.

KIM, J. Reconsidering Real Interest Parity for Traded and Nontraded Goods. *Review of International Economics*, v. 14, n. 2, p. 306-315, 2006.

LEON-LEDESMA, M .; MIHAILOV, A. Advanced International Macroeconomics and Finance. Oxford University Press, 2012. No prelo.

LEVIN, A.; LIN, C.; CHU,C. J. Unit root in panel data: Asymptotic and Finite-sample Properties. *Journal of Econometrics*, v.108, n. 1, p. 1-24, 2002.

MADDALA, G. S.; KIM, I. Unit roots, cointegration, and Structural Change. Reino Unido: Cambridge University Press, 1998. 505p.

MAMINGI, N. Savings- Investment correlations and capital mobility: the experience of developing countries. *Jornal of Policy Modeling*, v.19, p.605-626, 1997.

MANCUSO, A. J., GOODWIN, B. K.; GRENNES, T. J.. Non-Linear Aspects of Capital

Market Integration and Real Interest Rate Equalization. *International Review of Economics and Finance*, v.12, n.3, p.283-303, 2003.

MCCALLUM, J. National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns. *The American Economic Review*, v.85, n.3, p.615-623, 1995.

MENDONCA, A.R.R. Sistemas financeiros do Mercosul: estrutura, financiamento de longo prazo e interpenetração de capitais. IE/UNICAMP: outubro 2009 (Texto para discusão, n.166).

MEREDITH, G.; CHINN, M. D. Long-horizon uncovered interest rate parity.Working Paper 6797 -*National Bureau of Economic Research* (NBER). November1998.

MISHKIN, F.S. Are real Interest Rates Equal Across countries? An empirical Investigation of International Parity Conditions. *The Journal of Finance*, v.39, n.5, p. 1345-1357, 1984.

MOON, H. R.; PERRON, B. Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors. *Journal of Econometrics*, v. 122, n.1, p. 81-126, 2004.

MOON, H. R.; PERRON, B. An Empirical Analysis of Nonstationarity in Panels of Exchange Rates and Interest Rates with Factors. Institute of Economic Policy Research (IEPR), 2005.

MOREIRA, S. V.; MILHOMEM, E. E.L. Evolução recente do comércio exterior brasileiro com os países do Mercosul. IPEA: 2010 (Texto para discussão, n 1466 -ISSN 1415-4765).

NG, S. Testing Cross-Section Correlation in Panel Data Using Spacings. *Journal of Business & Economic Statistics*, v.24, p.12-23, 2006.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause? . Working paper 7777 - National Bureau of Economic Research (NBER). July 2000.

OBSTFELD, M.;TAYLOR, A. M. Globalization and Capital Markets. Working paper 8846 - National Bureau of Economic Research (NBER). March 2002.

PAMPLONA, J. B.; FONSECA, J. F. A. Avanços e Recuos do Mercosul: Um Balanço Recente dos seus Objetivos e Resultados. PROLAM, vol. 1, p. 7-23, 2009.

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

PESARAN, M.H. Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Cross Section Dependence. Cambridge, MA: DAE, 2003 (DAE working paper in 0305).

PESARAN, M.H. General diagnostic tests for cross-section dependence in panels. Working Paper,Trinity College, Cambridge, 2004.

PESARAN, M.H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 2, p. 265-312, 2007.

PHYLAKTIS, K. Capital Market Integration in The Pacific Basin Region: an Impulse Response Analysis. *Journal of International Money and Finance*, v.18, n.2, p.267-287, 1999.

ROGOFF, K. The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, v.34, n.2, p. 647-668, 1996.

SAMUELSON, P. The Transfer Problem and the Transport Costs: Analysis of Effects of Trade Impediments. *Economic Journal*, v.64, p. 264-289, jun/54.

SARNO, L.; TAYLOR, M., CHOWDHURY, I. Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study. *Journal of International Money and Finance*, v.23, p.1-25, 2004.

SEABRA, F. Integração Financeira e a Intermediação entre as Taxas de Juros dos Países do Mercosul. Textos de Economia, Santa Catarina, v. 7, n. 1, p.137-167, 2002.

STUDART, R.; HERMANN, J. Estrutura e Operação dos Sistemas Financeiros no Mercosul: Perspectivas a partir das reformas institucionais dos anos 1990. Cepal, Brasilia, n. 799, jun/2001.

VOGELSANG, T.J. Two Simple Procedures for Testing for a Unit Root When There are Additive Outliers. *Jounal of Time Series Analysis*, v.20, n.2, p.237-252, mar/1999.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further evidence of great crash, the oil price shock and unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, v.10, p.251-270, 1992.