

## INTEGRAÇÃO FINANCEIRA E CONVERGÊNCIA ENTRE AS TAXAS DE JUROS DOS PAÍSES DO MERCOSUL

*Fernando Seabra\**

### 1. Introdução

Embora o Mercosul<sup>1</sup> tenha tratado especialmente de questões de comércio entre Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai, tem havido, desde a criação do bloco, significativas medidas na direção de um mercado de capitais mais liberalizado na região<sup>2</sup>. Apesar do caráter unilateral da maioria das políticas de liberalização nos mercados financeiros do Mercosul, pode-se argumentar que os acordos institucionais alcançados através deste bloco e o rápido crescimento do comércio exterior (tanto entre os países-membros quanto destes em relação ao resto do mundo) têm alavancado o processo da integração financeira na região.

Em termos conceituais, integração financeira implica que os rendimentos das taxas de juros são os mesmos em quaisquer dois países de uma região completamente integrada. A definição de integração financeira considera dois aspectos distintos: substitutibilidade de títulos e mobilidade de capital. Substitutibilidade de títulos relaciona-se ao fato de que os investidores são indiferentes aos diversos títulos, cotados em diferentes moedas, dentro de um determinado mercado financeiro. Mobilidade de capital tem sido mais comumente relacionada à integração financeira, visto que se refere à capacidade de títulos financeiros moverem-se de um mercado

---

\* Professor dos Cursos de Graduação e Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina - UFSC.

<sup>1</sup> O Mercosul foi assinado em março de 1991 e iniciou-se efetivamente como um acordo de união comercial entre Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai em janeiro de 1995.

<sup>2</sup> Para maior aprofundamento acerca da integração de serviços financeiros (especialmente bancários) na América Latina, ver Fitzgerald e Grabbe (1997)

de capitais para outro e às implicações de arbitragem desses movimentos. Segundo Frankel (1992), a literatura acerca de integração financeira propõe quatro medidas alternativas de mobilidade de capital: (i) a condição Feldstein-Horioka, que determina que as taxas de investimento não são afetadas por mudanças exógenas nas taxas de poupança nacionais; (ii) a paridade de juros real, que propõe que as taxas de juros reais são iguais entre os países; (iii) a paridade descoberta dos juros, que assume que os fluxos de capitais equalizam as taxas de juros nominais entre os países, apesar da exposição ao risco cambial; e (iv) a paridade coberta de juros, que afirma que o fluxo de capitais equaliza as taxas de juros nominais entre os países quando os títulos são cotados em uma moeda comum. O foco do presente artigo encontra-se na paridade dos juros reais, dado que os diferenciais de taxas de juros reais entre títulos financeiros de riscos similares podem ser considerados como uma medida do grau de integração financeira. (Frankel, 1992)

O objetivo deste trabalho é avaliar a hipótese da integração financeira nos países do Mercosul durante os anos 90. Tal hipótese é avaliada examinando-se as propriedades das séries temporais dos diferenciais de taxas de juros reais entre estes países e os Estados Unidos. Diferenciais estacionários indicam que há uma tendência comum entre as taxas reais de juros doméstica e internacional, dando suporte à condição de paridade dos juros reais com custos de transação. Por sua vez, diferenciais não-estacionários podem ser resultado de convergência da taxa de juros real doméstica em direção à internacional. A intuição subjacente à noção de convergência, evidenciada por Caporale e Pittis (1993) e Caporale, Kalyvitis e Pittis (1996), é a de que, quando existe convergência entre duas variáveis, o diferencial entre elas tende gradualmente a aproximar-se de zero. Além disso, a convergência implica um comportamento tendencial de queda nos diferenciais de taxas de juros reais, tal que esses diferenciais -entre os países que estão vivenciando a liberalização financeira - compartilham de tendências comuns ou, em outras palavras, são cointegrados. A hipótese da integração financeira é também examinada dentro de um modelo painel. Testes de raízes unitárias em modelo painel têm sido utilizados para aperfeiçoar o poder estatístico de testes ADF convencionais e podem, além disso, ser aplicados a amostras pequenas.

O restante do estudo é organizado como segue. A seção 2 apresenta uma revisão das principais medidas de integração financeira e da dedução da condição da paridade de juros reais e sua decomposição aplicada aos países do Mercosul no período de abril de 1994 a abril de 2000. Na seção 3, discutem-se os principais aspectos relacionados ao conceito de convergência e testa-se a hipótese da convergência das taxas de juros reais dos países do Mercosul em relação aos EUA. A seção 4 examina a hipótese de integração financeira através da existência de uma raiz unitária nos diferenciais das taxas de juros reais, para um modelo painel que utiliza os quatro países do Mercosul. Por fim, a seção 6 conclui o artigo.

## **2. Definições e evidências preliminares**

### **2.1. Medidas de integração financeira**

O caminho mais simples e direto para avaliar o grau de integração financeira de um país é provavelmente através do exame das restrições nas transações financeiras internacionais. Exemplos de estudos que descrevem a evolução de tais preparativos são FMI (1997) e Cole, Scott e Wellons (1995).

Intuitivamente, pode-se argumentar que integração financeira leva a um aumento no fluxo de capitais, já que as restrições à mobilidade de capital são abolidas. Embora a evidência dos anos 90 aparentemente forneça apoio a essa intuição, esse poderia não ser necessariamente o caso. De fato, tal como destacado por Barro, Mankiw e Sala-i-Martin (1995), se dois mercados financeiros estão completamente integrados, os retornos sobre o capital são os mesmos em ambos os mercados e o fluxo de capital tende a ser zero.

A condição Feldstein-Horioka afirma que uma alta correlação entre investimentos domésticos e taxas de poupança fornece suporte para a suposição de que no país existem restrições significativas à mobilidade de capital. Tal resultado não foi encontrado somente por Feldstein e Horioka (1980), mas também por alguns outros estudos recentes aplicados aos países

da OCDE (Obstfeld, 1994 e Buch, 1999) e a economias em desenvolvimento (Montiel, 1994). A combinação da alta correlação entre poupança e investimento com a evidência empírica casual da globalização financeira atribuiu uma nova interpretação à condição Feldstein-Horioka, o quebra-cabeças de Feldstein e Horioka. Ignorando-se problemas metodológicos, originados de problemas de agregação, a abordagem crítica a esta condição argumenta que a mobilidade de capital não é incompatível com uma alta correlação entre a poupança e o investimento. Montiel (1994) destaca que os governos tendem a compensar desequilíbrios externos através da alteração da poupança governamental e dos investimentos, o que induz também a correlações positivas entre poupança e investimento. Além disso, a taxa de poupança deveria ser considerada como uma variável endógena ao invés de exógena. Neste sentido, tanto poupança quanto investimento são pró-cíclicos e se alteram na mesma direção como resultado de choques de produtividade ou de qualquer outro choque real.

Finalmente, a integração financeira pode ser avaliada por meio do exame das condições de paridade de juros. A intuição é simples: uma vez que o comércio internacional de títulos financeiros cresce, os retornos de títulos similares tendem a igualar-se ao longo do tempo. Há três formas principais para se definir paridade de juros. A taxa de juros coberta significa que a taxa de retorno sobre títulos domésticos (cotados em moeda doméstica) difere da taxa de retorno sobre títulos estrangeiros (cotados em moeda externa) somente devido ao prêmio de risco cambial sobre a moeda local. Logo, tem-se:

$$i_t = i_t^* + f_t \quad (1)$$

em que  $i$  e  $i^*$  são, respectivamente, a taxa de juros doméstica e a internacional, e  $f$  é o prêmio de risco cambial sobre a moeda doméstica. A paridade coberta de juros (PCJ) fornece a base para a avaliação do grau de integração internacional de mercados financeiros comercializáveis.

A paridade descoberta de juros (PDJ) afirma que a diferença entre as taxas de retorno sobre títulos domésticos e estrangeiros é igual à mudança esperada na taxa de câmbio local. Essa relação pode ser expressa como:

$$i_t = i_t^* + ds_t^e \quad (2)$$

em que  $ds^e$  é a taxa esperada de desvalorização da taxa de câmbio. Claramente, a PCJ e a PDJ serão as mesmas se o prêmio de risco cambial e a taxa esperada de desvalorização forem iguais<sup>3</sup>. Nota-se que, de acordo com a hipótese da PDJ, e assumindo-se que os agentes formam suas expectativas racionalmente e são avessos ao risco, o fluxo de capitais tende a equalizar as taxas esperadas de retorno sobre os títulos domésticos e estrangeiros expressos em uma moeda comum.

Por fim, a paridade de juros reais (PJR) indica que as taxas de juros reais (ao invés das nominais) são iguais entre mercados financeiros integrados. De fato, a PJR implica que tanto a paridade descoberta de juros quanto a paridade de poder de compra (PPP) devem também ser válidas. A paridade real de juros é, portanto, um determinante mais forte do que a PCJ e a PDJ, já que requer equilíbrio não somente no mercado monetário, mas também no mercado de bens. Para evidenciar tal relação, deve-se considerar a PPP, que em sua versão relativa é dada por:

$$ds_t^e = \pi_t^e - \pi_t^{*e} \quad (3)$$

em que  $\pi^e$  e  $\pi^{*e}$  são, respectivamente, as taxas de inflação doméstica e externa. Nota-se que, caso a PPP relativa “holds”, qualquer mudança no diferencial da inflação é diretamente capturada pela mudança na

<sup>3</sup> Não há evidências empíricas favoráveis a essa hipótese (ver, por exemplo, Frankel 1993).

taxa de juros nominal, o que implica que a taxa de câmbio real seja constante ao longo do tempo.

Substituindo-se a equação (3) na (2) e considerando-se que a taxa de juros real seja dada pela taxa de juros nominal descontada da taxa de inflação esperada (i.e., assume-se que o efeito Fischer é válido), a paridade de juros real indica que as taxas de juros reais são as mesmas na economia doméstica e na internacional. Isto é

$$[(i_t - \pi_t^e) =]r_t = r_t^* [= (i_t^* - \pi_t^{*e})] \quad (4)$$

em que  $r$  e  $r^*$  são, respectivamente, as taxas de juros reais domésticas e estrangeiras.

A ênfase deste artigo encontra-se na paridade de juros real, dado que os diferenciais das taxas de juros reais entre títulos financeiros de riscos similares podem ser considerados como uma medida do grau de integração financeira (Frankel, 1992). Outras medidas de integração financeira - tais como a condição de Feldstein-Horioka, as restrições a transações financeiras e a intensidade do fluxo de capitais tendem a ser excessivamente descritivas, o que impede uma avaliação conclusiva - freqüentemente só podem ser avaliadas a partir de dados anuais e assumem implicitamente que a paridade de juros real é válida.

## 2.2. Decomposição do diferencial da taxa de juros real

A partir do que foi descrito acima, a integração financeira associada à paridade de juros reais é um resultado do equilíbrio entre os mercados doméstico e estrangeiro de bens e títulos financeiros. Neste sentido, o diferencial de taxa de juros real - dado pela diferença entre a taxa de juros real e a doméstica - pode ser decomposto em desvios em torno do equilíbrio destes dois mercados. Esta conhecida decomposição pode ser obtida

somando-se e subtraindo-se as mudanças esperadas nas taxas de câmbio à paridade de juros real (equação 4). Rearranjando os termos, tem-se o seguinte:

$$r_t - r_t^* = (i_t - i_t^* - ds_t^e) + (ds_t^e - \pi_t^e + \pi_t^{*e}) \quad (5)$$

em que o diferencial da taxa de juros real (DJR) pode ser definido como sendo a soma dos desvios da paridade descoberta de juros (PDJ) – primeiro termo do lado direito da equação – e dos desvios da paridade do poder de compra (PPP) – o segundo termo do lado direito da equação. Embora a equação 5 esteja expressa em termos de expectativas futuras do câmbio e dos preços, ela também é verdadeira na forma *ex post*. A intuição desta equação é que os desequilíbrios entre as taxas de juros reais domésticas e estrangeiras ocorrem devido ao prêmio de risco associado à detenção de títulos domésticos e mudanças na taxa de câmbio real. Por conseguinte, o diferencial da taxa de juro real é zero, indicando perfeita mobilidade de capital e integração financeira, quando a PDJ e a PPP são válidas simultaneamente.

Uma maneira alternativa de interpretar a equação 5 é considerar o excesso de retorno referente à detenção de moeda estrangeira ( $i_t^* - i_t + ds_t^e$ ) como dado pelo diferencial da taxa de juros real e pelos desvios da PPP. A literatura empírica (e.g., Levine, 1991 e Gokey, 1994) tem enfatizado o papel destes dois componentes, e os resultados apontam os desvios da PPP relativa como o determinante principal do prêmio da taxa de câmbio nos países da OCDE.

### 2.3. Evidência sobre a decomposição da taxa de juros real

Os dados utilizados na elaboração deste artigo foram obtidos do International Financial Statistics do Monetário Internacional. Os dados foram coletados com periodicidade mensal, entre os períodos de março de 1991 e abril de 2000, e incluem taxas de juros nominais (depósitos)<sup>4</sup>, taxas de câmbio nominais (expressas em moeda doméstica em relação ao dólar), e mudanças nos índices de preço ao consumidor (IPC) como medida da inflação no período. Todas as variáveis estão expressas em percentual ao mês.

Com base na equação 5, o diferencial das taxas de juros reais (DJR) e seus dois componentes – desvios da paridade descoberta de juros (PDJ) e desvios da paridade do poder de compra (PPP) – são calculados com base em médias móveis em 12 meses. Os resultados obtidos para os países do Mercosul podem ser observados na Figura 1. A decomposição do DJR é expressa em termos *ex post*<sup>5</sup>, visto que tanto os desvios da PDJ quanto os da PPP são obtidos com base em valores efetivos (e não em valores esperados).

---

<sup>4</sup> Taxas de depósito foram tomadas como uma *proxy* para taxas de juros de curto prazo. Money markets e Treasury Bill rates não estão disponíveis para todos os países da amostra.

<sup>5</sup> A opção de se decompor a equação (5) em termos *ex ante* implicaria estimar o diferencial da taxa de juros real e seus componentes. Gokey (1994) mostra que os resultados obtidos para ambas as suposições não diferem significativamente. Decomposições em termos *ex ante* foram apresentadas por Frankel e MacArthur (1988) e Teolis (1996) e decomposições *ex ante* foram apresentadas por Levine (1991) e Gokey (1994).

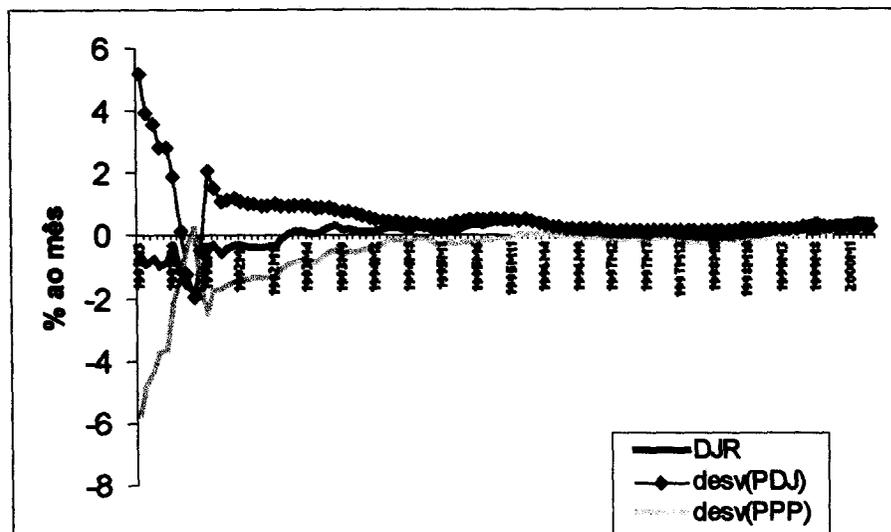


Figura 1.A – Decomposição do diferencial da taxa de juros real – Argentina

Os resultados da decomposição para a Argentina (Figura 1.A.) indicam uma correlação negativa e elevada entre os desvios da PDJ e os da PPP. Intuitivamente, este resultado mostra que um prêmio cambial proporcional foi requerido para compensar toda a valorização real da moeda doméstica, como uma tentativa de restabelecer a condição de equilíbrio dada pela integração financeira. Neste sentido, o prêmio de risco em câmbio externo (i.e., desvios da PDJ) é predominantemente determinado por alterações na taxa de câmbio real<sup>6</sup>. Os desvios da PDJ aproximam-se sistematicamente de zero ao longo do tempo, indicando a convergência de taxas de juros nominais doméstica e estrangeira (dado a vigência de um regime de câmbio fixo). Por último, e mais importante, a série DJR torna-se menos variável e apresenta um número menor de valores negativos ao longo do tempo.

<sup>6</sup> Tal resultado confirma a tese obtida por Huang (1990) e Gokey (1994).

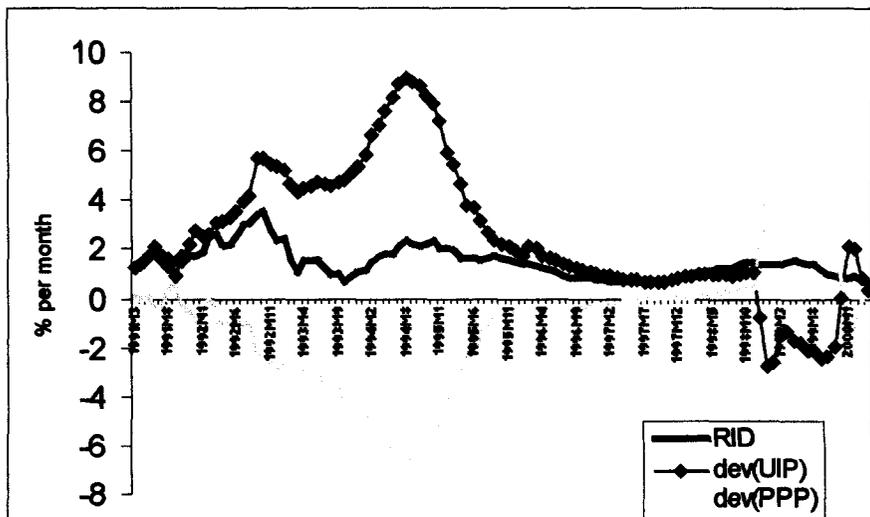


Figura 1.B – Decomposição do diferencial da taxa de juros real – Brasil

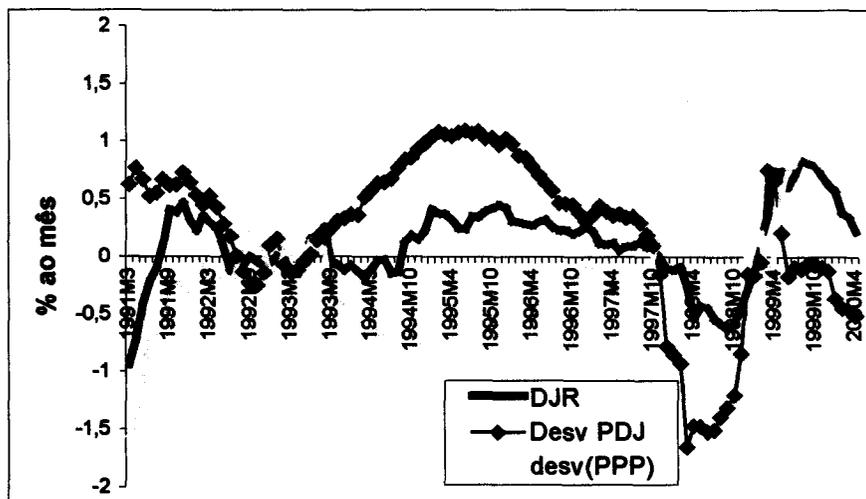


Figura 1.C – Decomposição do diferencial da taxa de juros real – Paraguai

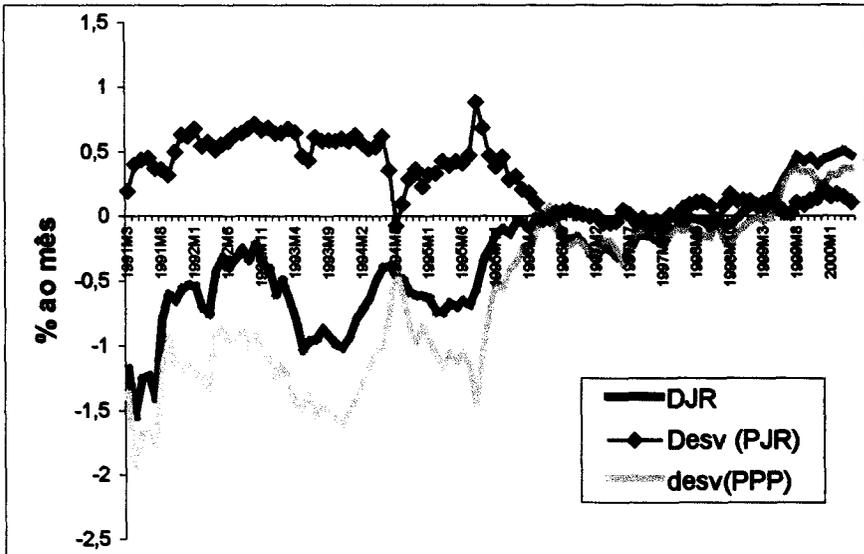


Figura 1.D – Decomposição do diferencial da taxa de juros real – Uruguai

Os resultados obtidos para o Brasil também demonstram que os desvios da PDJ e da PPP têm forte correlação negativa. De fato, a variação nos dois componentes do diferencial da taxa de juros real torna-se crescentemente compensatória, de forma que as variações na DJR mostram-se menos instáveis, aproximando-se do zero principalmente após 1995. Os desvios da PPP são persistentemente negativos durante o período anterior à estabilização da inflação (jun. 94), indicando uma apreciação real da moeda doméstica. As mudanças nos desvios da PPP e da PDJ no início dos anos 90 devem-se à desvalorização real causada pela implantação da taxa de câmbio flutuante.

Em relação ao Paraguai, a decomposição produz resultados similares àqueles obtidos para a Argentina e o Brasil, visto que os desvios da PPP e da PDJ apresentam forte correlação negativa. Entretanto, a soma destas duas variáveis, que compõe o diferencial da taxa de juro real, não apresenta

nenhuma tendência clara ao longo do tempo. As mudanças bruscas nos desvios da PPP e da PDJ ocorridas no final dos anos 90 são devido a alterações das taxas de câmbio causadas por choques nos mercados internacionais de capital.

A decomposição da DJR no Uruguai mostra uma relação positiva entre os diferenciais das taxas de juros reais e os desvios na PPP. Os desvios na PDJ são relativamente estáveis e grandes até 1995, estabilizando-se ao redor de zero após essa data. Tanto as séries DJR quanto os desvios da PPP evidenciam uma tendência ascendente de valores negativos em direção a valores ligeiramente positivos de 1998 em diante.

Além disto, as médias e os desvios padrão da variável DJR e seus dois componentes – desvios da PDJ e da PPP – são calculados para os quatro países do Mercosul em dois sub-períodos: de abril de 1991 a dezembro de 1994 e de janeiro de 1995 a abril de 2000 (Tabela 1)<sup>7</sup>.

Para todos os países, os desvios da PPP e da PDJ são maiores (em valores absolutos) no primeiro período do que no segundo. Nota-se que os desvios da PPP são negativos no primeiro período – confirmando a prevalência de políticas de apreciação – e apresentam-se positivos ou menos negativos no segundo período. Os desvios da PDJ caem notavelmente para todos os países na segunda metade dos anos 90, o que pode ser creditado a uma importante redução no risco-país. Por fim, e mais importante, as médias dos diferenciais das taxas de juros confirmam um valor menor para o Brasil e um valor menos negativo ou mesmo positivo da DJR para os países que exibiram taxas de juros reais negativas no primeiro período (Argentina, Paraguai e Uruguai). Os resultados da DJR são variáveis. Com relação aos países com alta volatilidade (Argentina e Brasil), houve uma queda significativa da DJR, ao passo que, para aqueles países com volatilidade relativamente baixa (Paraguai e Uruguai), a DJR apresentou um crescimento pouco significativo.

---

<sup>7</sup> Janeiro de 1995 indica um *break point* razoável, visto que foi a data na qual o acordo de união comercial do Mercosul realmente teve início.

Em suma, a decomposição dos diferenciais das taxas de juros reais descrita na Figura 1 e na Tabela 1 sugere que os mercados de capitais nos países do Mercosul (sobretudo Argentina, Brasil e Uruguai) tornaram-se mais integrados ao mercado mundial durante a segunda metade dos anos 90.

Tabela 1 – Decomposição da taxa de juros real por seus componentes  
Países do Mercosul - 04/1991-12/1994 e 01/1995-04/2000

	04/1991-12/1994			01/1995-04/2000		
	DJR	desv. PDJ	desvPPP	DJR	desvPDJ	desvPPP
<b>Argentina</b>						
Mean st.dev.	-0,234 (0,565)	1,019 (1,182)	-1,253 (1,308)	0,192 (0,196)	0,269 (0,124)	-0,078 (0,141)
<b>Brasil</b>						
mean st.dev.	1,884 (0,652)	4,664 (2,286)	-2,781 (2,250)	1,172 (0,374)	1,024 (1,935)	0,149 (1,828)
<b>Paraguai</b>						
mean st.dev.	- 0,0027 (0,260)	0,385 (0,338)	-0,387 (0,409)	0,189 (0,361)	0,108 (0,795)	0,081 (0,629)
<b>Uruguai</b>						
mean st.dev.	-0,694 (0,310)	0,509 (0,168)	-1,203 (0,318)	-0,087 (0,318)	0,143 (0,188)	-0,231 (0,428)

### 3. Tendências comuns e convergência: uma análise de série temporal dos diferenciais das taxas de juros reais

#### 3.1 Tendências Comuns e Convergência: Questões Metodológicas

Se a paridade da taxa de juros real (PJR) é válida, como expresso na equação (4), a taxa de juros real doméstica esperada é igual a taxa de juros internacional. Portanto, assumindo expectativas racionais, o resultado obtido é o seguinte

$$r_t = \alpha + \beta r_t^* + \mu_t \quad (6)$$

em que para assegurar a hipótese da PJR,  $\alpha$  deveria ser igual a zero,  $\beta$ , ser igual à unidade e  $\mu_t$ , ser um choque puramente aleatório com média zero. Os testes de regressão convencionais para a hipótese de PJR baseados na equação (6) podem conduzir a erro por duas razões (Goodwin and Greenes, 1994). Primeiro, tal análise de regressão é apoiada pela suposição de que há uma correspondência de um para um entre as taxas de juros reais de diferentes países, desconsiderando a existência de custos de transação. Segundo, a evolução da hipótese PJR usando a técnica de regressão depende da suposição de que a taxa de juros real seja estacionária. Se as séries forem não estacionárias, mas apresentarem uma tendência comum, os procedimentos estatísticos convencionais resultam em estimativas viesadas dos parâmetros. Neste caso, técnicas de cointegração podem ser utilizadas para obter uma estimação consistente dos parâmetros (Stock, 1987).

Assumindo a presença de custos de transação, as relações entre as taxas de juros reais podem ser testadas examinando-se a hipótese de estacionariedade do diferencial das taxas de juros reais (DJR). Se a diferença entre a taxa de juros real doméstica e a taxa de juros internacional for

estacionária, então, existe apoio para a suposição de tendência comum entre as duas séries, embora uma variação não sistemática entre as taxas reais de juros possa estar ocorrendo dentro de uma banda de custos de transação<sup>8</sup>. Por outro lado, se a série DJR for não estacionária, isto implica que as taxas de juros reais doméstica e internacional ou não são cointegradas ou são cointegradas, mas não com coeficientes de cointegração unitários.

Na verdade, o fato do diferencial de juros real não ser estacionárias pode ser resultante da convergência de uma taxa de juros em direção à outra. Como salientado por Caporale, Lalyvitis e Pittis (1996) no contexto da integração financeira Européia, a noção de convergência implica que a taxa de juros nos países do Sistema Monetário Europeu gradualmente se aproxima da taxa de juros da Alemanha, tal que o diferencial das taxas de juros nominais tende a zero ao longo do tempo<sup>9</sup>. Portanto, para a convergência acontecer, os diferenciais devem ser não estacionários. O oposto, contudo, não é verdadeiro, uma vez que diferenciais não-estacionários podem ser resultado de convergência, divergência ou de qualquer outra relação não importante existente entre as séries. De acordo com Caporale, Kalyvitis e Pittis (1996), a hipótese de convergência pode ser testada examinando se os diferenciais das taxas de juros entre diferentes países exibem propriedades temporais semelhantes. A intuição é que se existe tendência declinante entre os diferenciais das taxas de juros para os países da amostra, então devem existir tendências estocásticas comuns entre eles; e, logo, a hipótese de cointegração não deveria ser rejeitada. Ademais, a convergência requer coeficientes unitários no vetor de cointegração, tal que os diferenciais tendam a zero durante o período da amostra considerada.

---

<sup>8</sup> Tal como indicado por Goodwin e Greenes (1994), esta aproximação apresenta algumas vantagens sobre os testes de cointegração "bivariate" considerando-se separadamente a taxa real doméstica e a internacional. Em primeiro lugar, nenhuma das séries de taxas de juros deve ser considerada exógena. Em segundo lugar, os testes de RID podem ser conduzidos sem levar em conta a hipótese não-estacionária das duas séries.

<sup>9</sup> A convergência é examinada em termos nominais por Caporale, Kalyvitis e Pittis (1996), dado que a âncora nominal expressa pela taxa de juros da Alemanha sob os arranjos de taxas de câmbio do EMS. A convergência de taxas de inflação tem sido testada também por Caporale e Pittis (1993).

Em resumo, para o caso dos países do Mercosul, examina-se primeiro a hipótese de raízes unitárias dos diferenciais de taxas de juros reais. Para os países em que as séries DJR são estacionárias, pode-se afirmar que existem evidências de integração financeira e de uma tendência comum entre a taxa de juros real doméstica e internacional. Para os casos nos quais DJR é não-estacionária, a hipótese de convergência pode ser testada. Caso a cointegração não possa ser rejeitada, existe pelo menos uma tendência comum entre as séries DJR não-estacionárias. A combinação de diferenciais de taxas de juros reais não-estacionárias e cointegradas e coeficientes unitários de cointegração indica que existe convergência entre as séries de taxa de juros real doméstica e internacional.

### 3.2. Resultados Empíricos

A Figura 2 apresenta os diferenciais das taxas de juros reais nos quatro países do Mercosul. O Brasil exibe as médias mais elevadas de DJR ao longo do período estudado, embora com tendência de queda. As séries de DJR na Argentina e no Uruguai tornam-se gradualmente menos negativas e, finalmente, positivas ao longo do tempo. Para o Paraguai, DJR mostra-se relativamente constante e próxima a zero.

Para se examinar a hipótese de estacionaridade das séries de DJR nos países do Mercosul, apresentam-se na Tabela 2 os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e de Phillips-Perron (Z). Baseado em ambos os testes, a hipótese nula de não existência de raiz unitária pode ser rejeitada para os casos de Brasil, Argentina e Uruguai. As primeiras diferenças são estacionárias, o que significa que os diferenciais de taxas de juros reais são integrados de ordem 1 nestes três países. Por outro lado, os resultados obtidos para o Paraguai apóiam a hipótese de estacionaridade – o que indica que as taxas de juros reais locais não divergem persistentemente das taxas dos Estados Unidos. Portanto, a hipótese de integração financeira com custos de transação não pode ser rejeitada para o caso do Paraguai.

Figura 2 – Diferencial dos juros reais nos países do Mercosul

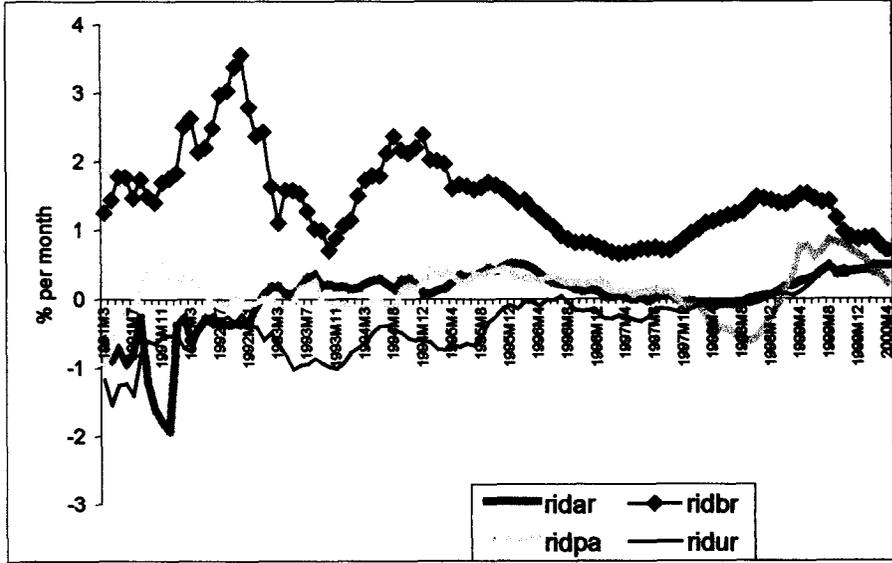


Tabela 2 – testes de raiz unitária para os diferenciais das taxas de juros reais –Países do Mercosul –03/1991-04/2000

Variáveis	ADF(1)	Nível ADF(p <sup>a</sup> )	Z <sup>b</sup>	ADF(1)	1 <sup>aa</sup> diferenças ADF(p <sup>a</sup> )	Z <sup>b</sup>
RID <sub>Argentina</sub>	-3,31	-2,18(3)	-2,18	-7,60	-7,60(1)	-11,02
RID <sub>Brasil</sub>	-2,25	-1,32(12)	-1,99	-7,94	-5,29(11)	-8,53
RID <sub>Paraguai</sub>	-2,43	-3,76(5)	-3,53	-6,61	-4,81(11)	-6,66
RID <sub>Uruguai</sub>	-0,98	-1,06(9)	-1,49	-8,23	-5,15(11)	-10,60

<sup>a</sup> Defasagem ótima (p) de acordo com o critério de informação Akaike.

<sup>b</sup> Z é o teste Phillips-Perron. Valor crítico com 5% de significância é -2.89. Ambos os testes incluem um termo constante.

Uma vez que os diferenciais das taxas de juros reais são não-estacionários para Argentina, Brasil e Uruguai, examina-se a hipótese da cointegração entre estas três séries. Tal como mencionado anteriormente, uma condição necessária para que haja convergência entre mercados domésticos e internacionais é que os diferenciais das taxas de juros reais apresentem a mesma tendência. A hipótese de cointegração é testada de acordo com o procedimento de Johansen (1988). A Tabela 3 mostra os resultados deste teste de cointegração, os vetores de cointegração e a hipótese do coeficiente de cointegração unitário. A hipótese nula de não-cointegração entre as séries de DJR é claramente rejeitada tanto pelo critério de máximo autovalor como pela estatística traço.

Tabela 3 – Testes de cointegração de múltiplas variáveis<sup>a</sup> para os diferenciais de taxas de juros reais: Argentina, Brasil e Uruguai –03/1991-04/2000

$H_0$ <sup>b</sup>	Teste de máximo auto valor		Teste traço	
	$\lambda_{\max}$	Valor crítico	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor crítico
$r = 0$	17,87	17,68	27,99	24,05
$r \leq 1$	6,83	11,03	10,14	12,36
<b>Vetor de cointegração (normalizado para a Argentina)</b>				
	Argentina	Brasil	Uruguai	
	0,139	-0,083	-0,224	
	(-1,00)	(0,602)	(1,62)	

$H_0$ : Vetor de cointegração  $(\gamma_{ar}, \gamma_{br}, \gamma_{ur}) = (-1, 1, 1)$   $\chi^2(2) = 4.89$  (valor crítico 5% significância = 5.99)

<sup>a</sup> A defasagem ideal na estrutura VAR do modelo de Johansen é de 4, de acordo com o critério de informação de Akaike..

<sup>b</sup>  $r$  é o número de vetores de cointegração.

O resulta aponta ainda que existe um vetor estocástico comum entre os movimentos dos diferenciais das taxas de juros reais na Argentina, Brasil e Uruguai. Os coeficientes estimados neste vetor de cointegração revelam uma relação positiva dos diferenciais das taxas de juros reais entre Argentina e Brasil e também entre Brasil e Uruguai. Por fim, a hipótese de que as séries

de DJR são cointegradas e apresentam coeficientes de cointegração unitários não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%. Assim, a evidência de que os diferenciais das taxas de juros reais são não-estacionários e cointegrados com coeficientes unitários fornece suporte para a suposição de que existe convergência entre as taxas de juros reais da Argentina, do Brasil e do Uruguai durante os anos 90.

#### **4. Um estudo da integração financeira com modelo painel**

Distintamente das seções anteriores, a integração financeira é testada aqui através de um modelo painel. Sob a hipótese de que os mercados de capitais são integrados, o diferencial das taxas de juros reais para os quatro países considerados ao longo do tempo deverá ser estacionário. A seção 4.1 apresenta testes de raízes unitárias e a seção 4.2, os resultados empíricos.

##### **4.1 Teste de raízes unitárias**

Desenvolvimentos recentes sobre propriedades de séries temporais em um modelo painel têm resultado em um rápido crescimento da literatura, a qual pode ser dividida, de forma ampla, em duas áreas distintas: testes de raízes unitárias e testes de cointegração<sup>10</sup>. O teste de raízes unitárias para o modelo painel é uma tentativa de aprimorar o poder estatístico dos testes de estacionaridade convencionais (baseados em séries temporais individuais) através da combinação de informações obtidas da dimensão série temporal com as obtidas da dimensão cross-section. A possibilidade de aumentar o período da amostra pela adição de dados de séries temporais a dados cross-section tem levado a um grande número de estudos em diferentes áreas. A hipótese da paridade do poder de compra (PPP), por exemplo, obteve maior

---

<sup>10</sup> Para contemplar os aspectos metodológicos dos testes de raízes unitárias e cointegração, ver Banerjee (1999).

suporte a partir do uso de testes de raízes unitárias para modelos painel (McDonald, 1996 e OH, 1996). O teste de raízes unitárias em um modelo painel tem também sido aplicado para analisar o comportamento de taxas de juros entre diferentes mercados. Holmes e WU (1996) e WU e Chen (1998) aplicaram testes de raízes unitárias para modelos painel com a intenção de avaliar a hipótese de integração do mercado financeiro europeu<sup>11</sup>. Bernhardsen (2000) estima os determinantes do diferencial de juros reais entre países europeus e a Alemanha, com base em um modelo painel de dados a partir da verificação da hipótese de que as séries incluídas na amostra são estacionárias conforme testes de raízes unitárias adaptados para modelos painéis.

Existem três testes principais de raízes unitárias para modelo painel. Primeiro, Levin e Lin(1992, 1993) propõem um teste de raízes unitárias que avalia a hipótese nula de não estacionaridade das séries individuais contra hipótese alternativa de que as séries, consideradas como um painel de dados, são  $I(0)$ . Uma característica importante do teste de Levin-Lin é que ele pode ser visto como uma extensão do teste de Dickey-Fuller aumentado quando fontes distintas de efeitos individuais são levadas em consideração. Segundo, Im, Pesaran e Shin (1995) desenvolvem uma extensão do procedimento de Levin-Lin que consiste em uma metodologia baseada na média das estatísticas  $t$  do ADF de cada série da amostra. Devido à maior heterogeneidade entre os indivíduos permitidos neste teste, as estimativas são mais robustas especialmente para amostras maiores. Terceiro, Maddala e Wu (1999) propõem um teste de natureza distinta, baseado no teste de Fisher (1932) e usando a técnica de *bootstrapping* para encontrar os valores críticos. Nas seções a seguir, apresenta-se, de modo mais completo, a metodologia de Levin-Lin e, de modo mais sintético, as principais características dos testes de Im, Pesaran e Shin (1995) e Maddala e Wu (1999). Justifica-se a adoção do primeiro teste no presente estudo em função de este ter uma interpretação intuitiva (similar à metodologia do teste

---

<sup>11</sup> Holmes e Wu (1996) não encontraram nenhuma evidência que dê suporte à paridade descoberta de juros, enquanto que os resultados obtidos por Wy e Chen (1998) indicam que a convergência deste mercado não pode ser rejeitada desde que o diferencial dos juros reais seja estacionário.

Dickey-Fuller), de sua fácil implementação, e devido aos resultados empíricos serem qualitativamente similares aos obtidos em outros testes.<sup>12</sup>

#### 4.1.1. Teste de Levin-Lin

A metodologia proposta por Levin e Lin (1992) para testar a estacionaridade em um modelo painel pode ser explicada com base na suposição de que  $Y_{i,t}$  segue o seguinte processo:

$$Y_{i,t} = \eta_i + \nu_t + \rho Y_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad i=1,..N \quad t=1,..T \quad (7)$$

em que  $\eta$  é o efeito individual que captura o efeito do país,  $\nu_t$  é o efeito temporal e  $\mu_{i,t}$  é iid(0,  $\sigma^2$ ) e independente entre unidades da amostra. Assume-se que o coeficiente angular ( $\rho$ ) deve ser o mesmo para cada país, o que atribui a  $\eta_i$  papel importante como fonte de heterogeneidade na amostra. O teste avalia a hipótese nula de  $\rho=1$  contra a hipótese alternativa de que  $\rho < 1$  (i.e., todas as séries individuais são estacionárias). Para se implementar o teste, os dados são transformados primeiramente para remover os efeitos individuais:

$$y'_{i,t} = Y_{i,t} - \bar{Y}_i \quad \bar{Y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_{i,t} \quad (8)$$

em seguida, para remover o efeito temporal, aplica-se o seguinte:

<sup>12</sup> Para uma descrição teórica e comparativa entre estes três testes de raízes unitárias para o modelo painel, ver Banerjee (1999). Resultados similares usando os três testes são obtidos, por exemplo, por Wu e Chen (1998).

$$y_{i,t} = y'_{i,t} - \bar{y}'_{i,t} \quad \bar{y}'_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y'_{i,t} \quad (9)$$

O modelo a ser estimado é dado, então, pela seguinte regressão de mínimos quadrados em especificação de modelo painel:

$$y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

em que  $\varepsilon_{i,t}$  é um termo estocástico. Como no teste de Dickey-Fuller aumentado, valores defasados das séries em primeiras diferenças podem ser adicionados à regressão para que se remova a correlação serial no termo estocástico, como segue:

$$y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^m \theta_j \Delta y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

O estatística  $t$  associada à hipótese nula de não estacionaridade das séries no modelo painel é dada por:

$$t_{\rho} = \frac{(\bar{\rho} - 1) \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{i,t-1}^2 \right]}{\sigma^2} \quad (12)$$

em que

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{i,t} y_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{i,t-1} y_{i,t-1}} \quad (13)$$

e

$$\hat{\sigma} = \left[ \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{i,t} - \hat{\rho} y_{i,t-1})^2 \right]^{1/2} \quad (14)$$

Levin e Lin (1992) demonstram que  $t\rho$  segue uma distribuição normal assintótica quando N e T tendem ao infinito. Para valores pequenos de N e T, os valores críticos de  $t\rho$  devem ser gerados por simulações de Monte Carlo<sup>13</sup>.

#### 4.1.2. Teste de Im-Pesaran-Shin

O teste proposto por Im, Pesaran e Shin (1995) é uma extensão do teste de Levin-Lin que permite a heterogeneidade do valor de  $\rho_i$  sob a hipótese alternativa. Seguindo a mesma notação utilizada acima, o teste tem a seguinte representação painel:

<sup>13</sup> Para uma descrição detalhada do experimento de Monte Carlo para gerar valores críticos de  $t\rho$ , ver Oh (1996).

$$Y_{i,t} = \eta_i + \rho_i Y_{i,t-1} + \phi_{i,t} \quad i=1,..N \quad t=1,..T \quad (15)$$

em que

$$\phi_{i,t} = \lambda_t + \xi_{i,t} \quad (16)$$

isto é, o erro estocástico ( $\phi_{i,t}$ ) possui dos componentes aleatórios: um efeito comum temporal estacionário ( $\lambda_t$ ) e um efeito puramente aleatório ( $\xi_{i,t}$ ).

De modo similar ao teste de levin-Lin, para remover o efeito temporal, implementa-se a seguinte transformação:

$$y_{i,t}^* = Y_{i,t} - \bar{Y}_t \quad \bar{Y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_{i,t} \quad (17)$$

O modelo então é dado por:

$$\Delta y_{i,t}^* = \alpha_i^* + \rho_i y_{i,t}^* + \sum_{j=1}^{m_i} \theta_j \Delta y_{i,t-j}^* + \varepsilon_{i,t}^* \quad (18)$$

O próximo passo é estimar a equação (18) através de OLS e computar o teste t individual, como segue:

$$\bar{t}_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N t_{iT}(q_i) \quad (19)$$

em que  $t_{iT}(q_i)$  é o teste t para a hipótese nula  $\hat{\rho}_i = 0$  na equação (18). Por fim, a estatística *z-barra* é dado por:

$$\bar{z}_{NT} = [(1/N)^{0.5} (\bar{t}_{NT} - a_{NT})] (b_{NT})^{0.5} \quad (20)$$

em que

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

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

Imm, Pesaram e Shin (1995) mostram que a estatística *z-barra* é distribuída normalmente em termos assintóticos. Eles mostram também que tal estatística apresenta uma performance superior àquela proposta por Levin e Lin (1992, 1993), especialmente para amostras pequenas.

#### 4.1.3. Teste de Maddala e Wu

Maddala e Wu (1999) enfatizam a idéia de que correlações cruzadas entre as unidades amostrais são relativamente mais complexas do que aquelas consideradas por Im, Pesaran e Shin (1997). Eles propõem uma metodologia geral e não-paramétrica, a qual deriva da contribuição original de Fisher (1932), e combina basicamente os valores *p* dos testes estatísticos de raízes unitárias em cada unidade da amostra. A estatística é dada por;

$$P(\lambda) = -2 \sum_{i=1}^N \ln(P_i) \quad (21)$$

e apresenta a distribuição qui-quadrada com  $2N$  graus de liberdade sob a hipótese de independência entre as diferentes unidades da amostra. Maddala e Wu (1999) afirmam que tal procedimento não remove a correlação contemporânea presente nos dados. Eles sugerem, portanto, métodos de *bootstrapping* que considerem correlações cruzadas.

## 4.2. Evidência empírica

De acordo com a paridade da taxa de juros real, o diferencial entre a taxa de juros real doméstica e a internacional tende a zero quando o mercado financeiro doméstico é integrado a mercados mundiais. Sob a hipótese de que existam custos de transação em relação aos instrumentos domésticos, o diferencial da taxa de juros real (DJR) pode ser descrito como um processo estacionário ao redor de uma constante positiva. Para que se possa examinar, assim, a suposição de estacionaridade para os países do Mercosul, implementa-se o teste de Levin-Lin.

A Tabela 4 apresenta os resultados do teste de Levin-Lin para o painel dos quatro países do Mercosul. Para enfatizar a mudança estrutural representada pela união comercial, a análise é dividida em dois sub-períodos: de março de 1991 a dezembro de 1994 e de janeiro de 1995 a abril de 2000. A estatística  $t_p$  refere-se à hipótese nula de que  $\rho = 1$  no modelo de Dickey-Fuller (equação 8). Os valores críticos, obtidos através das simulações de Monte Carlo, com 10.000 replicações e  $N=4$  (Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai), para níveis de significância de 5%, são: para  $T=109$  (amostra completa)  $-4.05$ ; para  $T=45$  (março de 1991 a abril de 1994)  $-4.12$ ; e para  $T=64$  (janeiro de 1995 a abril de 2000)  $-4.09$ . Dado que  $t_p$  é maior do que o valor crítico, a hipótese nula de que os diferenciais das taxas de juros reais são não-estacionários não pode ser rejeitada para nenhum dos períodos de tempo examinados. Tal resultado implica evidência contra a validade da paridade da taxa de juros real e indica que a hipótese de integração financeira não pode ser aceita para os países do Mercosul.

Tabela 4 – Teste Levin-Lin de raízes unitárias para os diferenciais das taxas de juros reais

	03/1991- 04/2000T=109, N=4	03/1991-12/1994 T=45, N=4	01/1995-04/2000 T=64, N=4
$t_p$	-2,957	-2,487	-1,694

## 5. Conclusões

Este estudo teve como objetivo avaliar a relação entre as taxas de juros reais nos países do Mercosul e nos Estados Unidos. Como evidência preliminar, a decomposição do diferencial dos juros reais (DJR) indica que as taxas de juros reais domésticas têm se aproximado da taxa de juros real dos Estados Unidos, principalmente durante a segunda metade dos anos 90 e para três países do Mercosul (Argentina, Brasil e Uruguai). Não há tendência clara para a série DJR no caso do Paraguai.

A análise das propriedades de séries temporais mostra que as séries DJR são não-estacionárias em todos os países do Mercosul, com exceção do Paraguai. Tal resultado corrobora aqueles obtidos na análise de decomposição e reforça o caso do Paraguai como um país de integração financeira com o mercado internacional. Para os três outros casos, é testada a hipótese de convergência. Os resultados referentes aos três diferenciais de juros reais indicam a existência de cointegração entre as séries. Além disso, a hipótese de coeficientes unitários no vetor de cointegração não pode ser rejeitada. Portanto, não se pode rejeitar a hipótese de convergência das taxas reais de juros na Argentina, no Brasil e no Uruguai em relação às taxas de juros reais internacionais durante os anos 90. Isso significa que os mercados financeiros nestes três países encontravam-se sob um processo de integração com o mercado internacional ao longo da última década.

A hipótese de integração financeira foi também avaliada através de testes de modelos painéis. Os resultados dos testes de raízes unitárias em modelos painéis enfatizam que os mercados financeiros do Mercosul não

podem ser considerados integrados aos mercados mundiais. Este resultado ratifica aquele obtido referente à convergência, uma vez que se as três séries de taxas de juros reais dos países do Mercosul convergem em direção à taxa de juros real dos Estados Unidos, os seus diferenciais não poderiam ser estacionários.

### Referências Bibliográficas

Banerjee, A. (1999) Panel data unit roots and cointegration: an overview , **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 61:607-29.

Barro, R.J., Mankiw, N.G. and Sala-i-Martin, X. (1995) Capital mobility in neoclassical models of growth , **American Economic Review**, 85(1):103-115.

Bernhardsen, T. (2000) The relationship between interest rate differentials and macroeconomic variables: a panel data study for European countries , **Journal of International Money and Finance**, 19:289-308.

Buch, C. M. (1999) Capital mobility and EU enlargement , **Weltwirtschaftliches Archiv**, 135(3):629-56.

Calvo, G. A., Leiderman, L. and Reinhart, C. (1996) Inflows of capital to developing countries in the 1990s , **Journal of Economic Perspectives**, 10:123-39.

Caporale, G.M. and Pittis, N. (1993) Common sthocastic trends and inflation convergence in the EMS , **Weltwirtschaftliches Archiv**, 129:207-15.

Caporale, G.M., Kalyvitis, S. and Pittis, N. (1996) Interest rate convergence, capital controls, risk premia and foreign exchange market efficiency in the EMS , **Journal of Macroeconomics**, 18(4):693-714.

Caporale, G. M. and Pittis, N. (1997) Domestic and external factors in interest rate determination , **Applied Financial Economics**, 7:465-471

- Caramazza, F. (1993) French-German interest rate differentials and time-varying realignment risk , **IMF Staff Papers**, 40:567-83.
- Coles, D.C., Scott, H. and Wellons, P.A. Asian money markets: an overview in Coles, D.C., Scott, H and Wellons, P.A. **Asian Money Markets**, Oxford: Oxford University Press.
- Feldstein, M. and Horioka, C. (1980) Domestic savings and international capital flows , **Economic Journal**, 90:314-29.
- Fisher, R. A. (1932) **Statistical methods for research workers**, Oliver & Boyd, Edinburgh.
- Fitzgerald, E. V. K. and Grabbe, H. (1997) Financial integration: the European experience and lessons for Latin America , **Integration and Trade**, 1:75-111.
- Frankel, J. A. (1992) Measuring international capital mobility: a review , **American Economic Review**, 82:197-202.
- Frankel, J. A. (1993) Quantifying international capital mobility in the 1980s , **NBER Working Paper Series**, Working Paper No. 2856.
- Frankel, J. A. and McArthur, A. T. (1988) Political versus currency premia in international real interest differential: a study of forward rates for 24 countries , **European Economic Review**, 32:1083-1121.
- Goodwin, B. K. and Greenes, T. J. (1994) Real interest rates equalization and the integration of international financial markets , **Journal of International Money and Finance**, 13(2):107-24.
- Gokey, T. C. (1994) What explains the risk premium in foreign exchange returns? , **Journal of International Money and Finance**, 13(6):729-38.
- Holden, S. and Vikoren, B. (1996) The credibility of a fixed exchange rate: how reputation is gained or lost , **Scandinavian Journal of Economics**, 98(4):485-502.
- Holmes, M. J. and Wu, Y. (1997) Capital controls and covered interest parity in the EU: evidence from a panel-data unit root test , **Weltwirtschaftliches Archiv**, 133(1):76-89.

Huang, R.D. (1990) Risk and parity in purchasing power , **Journal of Money, Credit and Banking**, 22(3):338-56.

Im, K. S., Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1997) Testing for unit roots in heterogeneous panels , **Working Paper**, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Johansen, S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors , **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12:231-54.

Levin, A. and Lin, C. (1992) Unit root tests in panel data: asymptotic and finite properties , Department of Economics, University of California at San Diego, **Discussion Paper No. 92-93**.

Levin, A. and Lin, C. (1993) Unit root tests in panel data: new results , Department of Economics, University of California at San Diego, **Discussion Paper No. 93-56**.

Levine, R. (1991) An empirical inquiry into the nature of the forward exchange rate bias , **Journal of International Economics**, 30:359-69.

MacDonald, R. (1996) Panel unit root tests and real exchange rates , **Economics Letters**, 50:7-11.

Maddala, G.S. and Wu, S. (1999) A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test , **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 61:631-52.

Montiel, P. (1994) Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates , **World Bank Economic Review**, 8(3):311-50.

Moosa, I. A. and Bhatti, R. H. (1997) **International Parities Conditions: Theory, Econometric Testing and Empirical Evidence**, Palgrave.

Obstfeld, M. (1994) International capital mobility in the 1990's , University of California at Berkeley, **Working Paper (may)**.

Oh, K. (1996) Purchasing power parity and unit root tests using panel data , **Journal of International Money and Finance**, 15(3):405-418.

- Pesaran, M. H. and Smith R. (1995) Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels , **Journal of Econometrics**, 68:79-113.
- Stock, J.H. (1987) Asymptotic properties of least squares estimates of cointegrating vectors , **Econometrica**, 55:1035-56.
- Svensson, L.E.O. (1992) The foreign exchange risk premium in a target zone with devaluation risk , **Journal of International Economics**, 33:21-40.
- Teolis, D. P. (1996) **Financial integration and capital mobility in North America** in Paraskeopoulos, C. C., Grinspun, R. and Eaton, G. E. Elgar: Cheltenham. p.:21-33.
- Wu, J. and Chen, S. A re-examination of real interest rate parity , **Canadian Journal of Economics**, 31(4):837-51.