

PARIDADE DESCOBERTA DA TAXA DE JUROS EM PAÍSES LATINO-AMERICANOS*

Jaimilton Carvalho**

José Angelo Divino***

Este trabalho teve por objetivo testar a validade da Paridade Descoberta da Taxa de Juros – Uncovered Interest Rate Parity (UIP) – para os principais países da América Latina, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. Partiu-se do modelo proposto por Galí e Monacelli (2005) e foram utilizados Ordinary Least Squares (OLS), Generalized Method of Moment (GMM) e dados em painel nas estimativas. Considerou-se o efeito de diferentes regimes cambiais, representados por câmbio fixo, banda cambial e câmbio flutuante. Os resultados empíricos indicam a validade da UIP no mencionado período, independentemente do regime cambial adotado. Tais evidências se mostram de acordo com a elevada mobilidade de capitais observada nos principais países da América Latina após a adoção de planos de estabilização econômica.

1 INTRODUÇÃO

O surgimento de condições favoráveis ao comércio de ativos financeiros em países latino-americanos ao longo dos últimos anos tem revelado caminhos para a integração entre mercados financeiros domésticos e externos. Entre essas condições, destacam-se o aumento da credibilidade ou redução de risco país em termos mundiais, a possibilidade de se obter taxas mais atrativas de remuneração do capital e a flexibilidade em legislações juntamente com a ausência de barreiras para ingresso de capitais de curto e longo prazo.¹ Com efeito, o objetivo deste trabalho é avaliar o grau de integração financeira da América Latina em relação à economia mundial por meio da observância da Paridade Descoberta da Taxa de Juros – Uncovered Interest Rate Parity (UIP) – entre os principais países da região, isto é, Argentina, Brasil, Chile e México, tomando-se os Estados Unidos como economia internacional de referência.

Aqueles países foram escolhidos pela importância política e representatividade econômica que possuem na região. Além disso, experimentaram programas de estabilização econômica semelhantes na última década, os quais foram bem-sucedidos em promover a estabilidade de preços na região. Mudanças de política econômica, porém, ocorreram no período pós-estabilidade. O Brasil, por exemplo, passou pela

* Os autores agradecem ao editor, a dois pareceristas anônimos e aos participantes do XXXVI Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC) pelos comentários e sugestões. Todos os erros remanescentes são de responsabilidade exclusiva dos autores.

** Doutorando em economia da Universidade Católica de Brasília (UCB).

*** Professor do Programa de Mestrado e Doutorado em Economia da UCB.

1. Para uma análise do caso brasileiro, ver Garcia e Barcinski (1998).

mudança no regime cambial em janeiro de 1999, adotando câmbio flexível após o regime de flutuação controlada que se seguiu ao Plano Real. Posteriormente, implantou-se o regime de metas de inflação. A Argentina, que seguia um regime de câmbio fixo como âncora para a política monetária, não suportou as pressões do mercado, permitiu a desvalorização cambial e adotou um regime de câmbio flexível a partir de janeiro de 2002. Já México e Chile não promoveram mudança no regime cambial no período recente. Dessa forma, conforme sugere Shambaugh (2004), deve-se controlar para os efeitos de mudança de regime cambial em análises empíricas da UIP para tais países. Além da taxa de câmbio, taxas de juros domésticas também são afetadas por mudanças no regime cambial. E são justamente essas variáveis que entram na avaliação empírica da UIP.

É comum, em abordagens teóricas, postular sobre condições de não arbitragem entre diferencial de juros e variação na taxa de câmbio. Alguns estudos empíricos confirmam tal hipótese, sugerindo a existência de uma UIP que impossibilita os agentes de obterem lucros por meio de arbitragem nos mercados internacionais de câmbio e de títulos.² Tal hipótese, em modelos teóricos, revela-se fundamental para descrever o comportamento de taxas de câmbio e de juros.

Conforme destacam Edwards e Khan (1985) e Shambaugh (2004), a taxa de juros doméstica pode ser afetada por vários fatores, incluindo taxas de juros internacionais, fatores de risco e condições específicas do mercado financeiro doméstico. Ponderam ainda que, se uma economia é completamente aberta ao resto do mundo e não há impedimentos ao fluxo de capitais, a taxa de juros doméstica pode ser afetada pelas taxas internacionais e estas podem ser altamente correlacionadas.

Inobstante o embasamento teórico e a utilização em muitas instituições financeiras e governamentais, estimativas empíricas da UIP podem apresentar diversos problemas, desvios ou anomalias.³ Comumente citados na literatura são a correlação serial dos resíduos, o *peso problem*, a presença de variáveis não diretamente verificáveis ou não mensuráveis, a existência de um prêmio de risco invariante no tempo, a forma funcional ou hipóteses assumidas para variáveis em expectativas, dentre outros.

Apesar desses aspectos desfavoráveis, testes empíricos para a hipótese da UIP vêm corroborando sua validade em diversos países.⁴ Por exemplo, estudos

2. Ver, por exemplo, Frankel (1992) e Montiel (1994). Uma *survey* recente dessa literatura pode ser obtida em Chinn (2006), que examina resultados empíricos de longo prazo da última década.

3. Froot e Thaler (1990) abordam anomalias comumente verificadas em análises de taxas de câmbio. Revisões de problemas ou desvios observados em testes empíricos da UIP podem ser obtidos em Krasker (1980), Dooley e Isard (1980), Khor e Rojas-Suarez (1991), Baillie e Osterberg (2000), Garcia e Olivares (2001), Francis, Hasan e Hunter (2002), Garcia e Didier (2003), Shambaugh (2004), Sarantis (2006), Alper, Ardic e Fendoglu (2007) e Beyaert, Garcia-Solanes e Pérez-Castejón (2007).

4. Estudos específicos para Argentina, Brasil e México podem ser obtidos, por exemplo, em Blejer (1982), Khor e Rojas-Suarez (1991), Sachsida, Ellery Jr. e Teixeira (2001), Garcia e Olivares (2001) e Holanda e Cavalcante (2001).

anteriores de Chinn e Meredith (2000), Alexius (2001), Carvalho *et al.* (2004) e Chinn (2006), para países desenvolvidos e em desenvolvimento, utilizando dados de títulos de médio e longo prazo, encontram evidências favoráveis a não rejeição da UIP. Berk e Knot (2001) estudam a UIP no curto e médio prazo, analisando as principais moedas mundiais, e verificam que a validade da UIP aumenta em relação direta ao prazo do investimento. Diferentemente, Chaboud e Wright (2005) encontram resultados favoráveis à UIP no curtíssimo prazo.

Apesar da extensa literatura existente, teórica e empírica, continua relevante a realização de estudos sobre o tema devido à distância que ainda separa o forte embasamento teórico da evidência empírica favorável à UIP. Além disso, há uma relativa escassez de estudos para os principais países da América Latina, tomados tanto individualmente quanto em conjunto no período recente, em que a região alcançou relativa estabilidade econômica e, por conseguinte, maior confiança externa para investimentos. Outra contribuição do artigo refere-se ao controle explícito para mudanças de regime cambial na equação de teste da UIP. A mudança de um regime de câmbio fixo para flutuante pode, por si só, comprometer a observância da UIP devido à quebra estrutural que gera na série de taxa de câmbio. Para evitar rejeição espúria, a quebra deve ser apropriadamente modelada na equação de teste.

Partindo-se do modelo proposto por Galí e Monacelli (2005) para se obter uma derivação microfundamentada da versão clássica da UIP, sob a hipótese de previsão perfeita, os resultados empíricos mostraram-se consistentes com os fundamentos teóricos. Surpreendentemente, encontrou-se evidência favorável da UIP para os principais países latino-americanos tomados individualmente, exceto México, e para um painel formado por todos eles.

Aplicou-se o teste da UIP sob diferentes regimes cambiais, representados por câmbio fixo, banda cambial e câmbio flutuante, aos referidos países no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. As mudanças de regime cambial ocorridas no período são controladas por meio da inclusão de uma variável *dummy* multiplicativa no modelo econométrico. Este procedimento conduz a estimativas parcimoniosas e evita o caminho tradicional de divisão do período amostral, formando-se subamostras que podem perder confiabilidade devido à redução no número de observações. Tal modelagem mostrou-se estatisticamente robusta e contribuiu para confirmar a evidência favorável à UIP na região.

O artigo está estruturado da seguinte forma: na próxima seção é apresentado o modelo teórico que fundamenta o modelo econométrico utilizado para testar a hipótese da UIP para Argentina, Brasil, Chile e México. A abordagem econométrica é descrita na seção 3. Os resultados empíricos são apresentados e discutidos na seção 4. Finalmente, a quinta seção relata as observações conclusivas.

2 MODELO TEÓRICO

Usualmente, a derivação da UIP segue da condição de arbitragem, conhecida como Paridade Coberta da Taxa de Juros – Covered Interest Rate Parity (CIP) – no mercado futuro de câmbio. Assumindo as premissas de plena mobilidade de capitais, ausência de arbitragem e neutralidade ao risco dos indivíduos tem-se, implicitamente, o entendimento de que as variações esperadas nas taxas de câmbio tendem a se igualar ao diferencial entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional de uma economia desenvolvida tomada como base.

Pode-se, alternativamente, derivar a equação da UIP sob a hipótese de previsão perfeita a partir da modelagem proposta por Galí e Monacelli (2005) – G-M para simplificar –, onde o resto do mundo é tratado como uma grande economia que é exógena para uma pequena economia aberta ou país doméstico. Nesse caso, atribui-se um embasamento teórico microfundamentado à equação de teste da UIP.⁵

Conforme sugerem G-M, considera-se que as decisões políticas da economia doméstica não afetam o resto do mundo e que ambos compartilham idênticas preferências, tecnologia e estrutura de mercado. Assume-se, também, que a pequena economia aberta é habitada por um indivíduo representativo, com a população normalizada para o intervalo [0,1], e que o consumidor residente quer maximizar sua utilidade, U , de acordo com preferências dadas por:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[U \left(C_t, \frac{M_t}{P_t} \right) - U(N_t) \right] \quad (1)$$

onde C_t é o consumo, M_t/P_t é o estoque de moeda real e N_t define horas trabalhadas. Especificamente,

$$U \left(C_t, \frac{M_t}{P_t} \right) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{a_m \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\gamma_m}}{1-\gamma_m} \quad \text{e} \quad U(N_t) = \frac{a_n N_t^{1+\gamma_n}}{1+\gamma_n} \quad (2)$$

com $\sigma, \gamma_m, \gamma_n > 0$ representando o coeficiente de aversão relativa ao risco, elasticidade da demanda por moeda e elasticidade da oferta de trabalho, respectivamente. O índice de consumo agregado, C_t , é definido por:

$$C_t = \left[(1-\alpha)^{1/\eta} (C_{H,t})^{\eta-1/\eta} + \alpha^{1/\eta} (C_{F,t})^{\eta-1/\eta} \right]^{\eta/\eta-1} \quad (3)$$

5. O objetivo desta seção é usar a modelagem proposta por Galí e Monacelli (2005) para, a partir de uma restrição orçamentária modificada, derivar a equação de teste da UIP sobre previsão perfeita.

onde $\alpha \in [0, 1]$ é um índice natural de abertura, inversamente relacionado com o grau de viés doméstico das preferências; $\eta > 0$ representa a elasticidade de substituição no consumo de bens domésticos e bens estrangeiros; $C_{H,t}$ e $C_{F,t}$ representam subíndices de consumo doméstico do bem produzido no país e no exterior, respectivamente.

Os subíndices de consumo são agregados por uma função de Elasticidade de Substituição Constante – Constant Elasticity of Substitution (CES) –, admitindo a existência de i bens substitutos imperfeitos, com $i \in [0, 1]$, isto é:

$$C_{H,t} = \left(\int_0^1 C_{H,t}(i)^{\varepsilon-1/\varepsilon} di \right)^{\varepsilon/\varepsilon-1} \quad e \quad C_{F,t} = \left(\int_0^1 C_{F,t}(i)^{\varepsilon-1/\varepsilon} di \right)^{\varepsilon/\varepsilon-1} \quad (4)$$

onde $\varepsilon > 1$ representa a elasticidade de substituição entre os i s bens.

De maneira similar, os preços são definidos por:

$$P_{H,t} = \left(\int_0^1 P_{H,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{1/1-\varepsilon} \quad e \quad P_{F,t} = \left(\int_0^1 P_{F,t}(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{1/1-\varepsilon} \quad (5)$$

com $P_{H,t}$ e $P_{F,t}$ representando índices de preços domésticos do bem produzido no país e no exterior, respectivamente. O índice de preços agregado é representado por:

$$P_t = [(1 - \alpha) P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta}]^{1/1-\eta} \quad (6)$$

As funções de demanda resultantes da minimização de custos para se consumir uma dada cesta de bens são representadas por:

$$C_{H,t}(i) = \left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t} \quad e \quad C_{F,t}(i) = \left(\frac{P_{F,t}(i)}{P_{F,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{F,t} \quad (7)$$

Combinando as equações (3) e (7), obtém-se a seguinte alocação ótima de gastos entre bens domésticos e importados:

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad e \quad C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (8)$$

A restrição orçamentária nominal do consumidor no período corrente pode ser escrita como:

$$P_t C_t + M_t + v_{t,t+1} B_{t+1} + e_t v_{t,t+1}^* B_{t+1}^* \leq W_t N_t + B_t + e_t B_t^* + M_{t-1} + T_t + \Pi_t$$

$$\text{com } P_t C_t = \int_0^1 [P_{H,t}(i) C_{H,t}(i) + P_{F,t}(i) C_{F,t}(i)] di \quad (9)$$

onde B_{t+1} (B_{t+1}^*) é o investimento feito no ativo livre de risco doméstico (externo) no período t para resgate em $t+1$; e_t é a taxa nominal de câmbio, definida como o preço doméstico da moeda estrangeira no período corrente; B_t (B_t^*) é o estoque do ativo livre de risco doméstico (externo) carregado entre $t-1$ e t ; M_t são saldos monetários nominais adquiridos em t ; M_{t-1} são saldos monetários nominais adquiridos em $t-1$ e que são levados para t ; T_t representa transferências *lump-sum* do governo; Π_t é o lucro distribuído pela firma; W_t é o salário nominal; e $v_{t,t+1} = 1/R_t = 1/(1+i_t)$ representa o fator de desconto aplicado ao ativo doméstico livre de risco entre $t+1$ e t , com i_t sendo a taxa de juros nominal doméstica. De forma análoga, $v_{t,t+1}^* = 1/R_t^* = 1/(1+i_t^*)$, onde o sobrescrito * denota variáveis do resto do mundo.

Nestas condições, o problema do consumidor residente é escolher $\left\{ C_{t+i}, B_{t+1+i}/P_{t+i}, B_{t+1+i}^*/P_{t+i}, M_{t+i}/P_{t+i}, N_{t+i} \right\}_{i=0}^{\infty}$ para maximizar (1) sujeito a restrição orçamentária descrita por (9). Solucionando o problema de programação dinâmica com horizonte infinito, chega-se às condições de primeira ordem:

$$C_t^{-\sigma} = \frac{\beta}{v_{t,t+1}} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) C_{t+1}^{-\sigma} \quad (10)$$

$$C_t^{-\sigma} = \frac{\beta}{v_{t,t+1}^*} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) C_{t+1}^{-\sigma} \quad (11)$$

$$C_t^{-\sigma} = a_m \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\gamma_m} + \beta \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) C_{t+1}^{-\sigma} \quad (12)$$

$$\left(\frac{W_t}{P_t} \right) C_t^{-\sigma} = a_n \left(\frac{N_t}{P_t} \right)^{\gamma_n} \quad (13)$$

Observa-se que (10) é uma equação de Euler relacionando consumo em t *versus* investimento de 1 período no título livre risco doméstico para consumo em $t+1$. A equação (11) também representa a transferência de consumo entre t e $t+1$, porém com a poupança entre períodos feita no título sem risco de 1 período emitido no exterior. A equação (12) define a demanda por moeda enquanto (13) representa a oferta ótima de trabalho do consumidor representativo.

Sob a hipótese de não arbitragem, combinando as equações (10) e (11), resulta:

$$\frac{1}{v_{t,t+1}} = \frac{1}{v_{t,t+1}^*} \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) \quad (14)$$

Logo, assumindo mercados financeiros internacionais completos, plena mobilidade de capitais e substituindo em (14) os fatores de desconto de uma unidade do título livre risco doméstico e estrangeiro, dados por $v_{t,t+1} = 1/(1+i_t)$ e $v_{t,t+1}^* = 1/(1+i_t^*)$, obtém-se a equação clássica da UIP sob a hipótese de previsão perfeita, ou seja:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) \quad (15)$$

Esta equação fornecerá o modelo econométrico usado nos testes empíricos da hipótese da UIP para Argentina, Brasil, Chile e México. Além da avaliação empírica por país tomado individualmente, será considerado um painel formado por aqueles mesmos países. A descrição da modelagem econométrica é apresentada na próxima seção.

3 MODELO ECONOMÉTRICO

Partindo da equação (15), define-se o seguinte modelo econométrico para teste da hipótese da UIP:

$$R_t = \beta R_t^* \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) + u_t \quad (16)$$

onde R_t representa o fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal doméstica [$R_t = (1 + i_t)$]; R_t^* representa o fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal internacional [$R_t^* = (1 + i_t^*)$]; u_t é o termo de erro aleatório da regressão. Além disso, a hipótese de previsão perfeita permite escrever a equação (16) como:

$$R_t = \beta \Gamma_t + u_t \quad (17)$$

onde $\Gamma_t = \left[R_t^* \begin{pmatrix} e_{t+1} \\ e_t \end{pmatrix} \right]$. Este será o modelo econométrico utilizado nas estimativas com dados de séries temporais. Caso a hipótese nula de que $\beta = 1$ não seja rejeitada, tem-se evidência empírica favorável à hipótese da UIP.

A equação (17) será estimada por ambos Ordinary Least Squares (OLS) e Generalized Method of Moment (GMM). A utilização de GMM permite que a hipótese de previsão perfeita seja relaxada e, além disso, não exige normalidade dos resíduos (HANSEN, 1982; HAMILTON, 1994). A matriz de instrumentos será constituída por valores defasados de Γ_t .⁶ A possibilidade de sobreidentificação das condições de momento será avaliada pelo teste de Hansen (1982).

A estimativa com dados de painel se justifica pela possibilidade de controlar para heterogeneidade específica a cada país, permitindo a captura de efeitos de choques agregados que são país-específico. Além disso, possibilita que se tenham maior número de observações e mais variabilidade nos dados. Neste caso, ajustando a equação (17), será utilizado o seguinte modelo econométrico para teste da UIP com dados em painel:

$$R_{jt} = \beta \Gamma_{jt} + \eta_j + u_{jt} \quad (18)$$

onde η_j representa choques invariantes ao longo do tempo, não mensuráveis e específicos a cada país j e u_{jt} representa choques idiossincráticos variantes no tempo. Para se proceder com a estimativa de (18), deve-se selecionar entre modelos de efeitos fixos ou aleatórios por meio do teste de Hausman (1978). Observe que a presença de efeitos fixos pode ser interpretada como um prêmio de risco país-específico.

As estimativas da UIP para dados em painel, por motivos semelhantes aos de séries temporais, também serão feitas por OLS e GMM. A matriz de instrumentos será composta por valores defasados de Γ_{jt} e a hipótese de sobreidentificação das condições de momento será avaliada pelos testes de Sargan (1958) e *difference-Sargan*.⁷

A evidência empírica da UIP sob os distintos regimes cambiais, no período proposto para análise, será conduzida acrescentando-se às equações (17) e (18) uma variável *dummy* multiplicativa para mudanças de regime cambial, DRC, que assume valor zero durante regimes com câmbio fixo ou banda cambial e valor 1

6. Nas estimativas foram utilizadas, no máximo, duas defasagens desta variável como instrumentos.

7. Para uma discussão sobre limitações de testes de sobreidentificação para dados em painel, ver, por exemplo, Roodman (2007).

durante o regime com câmbio flutuante. Nesse caso, as formas gerais dos modelos usados para teste da UIP se tornam:

$$R_t = \beta \Gamma_t + \gamma (DRC_t) \Gamma_t + w_t \quad (19)$$

$$R_{jt} = \beta \Gamma_{jt} + \gamma (DRC_{jt}) \Gamma_{jt} + \eta_j + w_{jt} \quad (20)$$

Dependendo da significância estatística do parâmetro γ , o teste de hipótese da UIP recairá sobre β ou sobre a soma de β e γ .

4 RESULTADOS

4.1 Dados

Serão utilizadas, para representar o comportamento das taxas de juros domésticas e internacional, taxas de títulos representativos do mercado financeiro de Argentina, Brasil, Chile e México.⁸ A taxa de juros internacional será representada pela *Federal Funds Rate* dos Estados Unidos e a taxa de câmbio pela cotação média de venda da moeda doméstica corrente em relação ao dólar americano. As fontes dos dados são os bancos centrais de Argentina, Brasil, Chile e México, Federal Reserve (Fed) dos Estados Unidos, International Financial Statistics (IFS) e Ipeadata.

A escolha do período proposto para análise, de janeiro de 1995 a dezembro de 2007, é justificada pela adoção de políticas macroeconômicas, voltadas principalmente para a estabilização de preços em vários países da América Latina. A partir de meados da década de 1990, os principais países da região, Argentina, Brasil, Chile e México, haviam experimentado planos de estabilização que levaram a uma relativa estabilidade de preços. O Plano Real, lançado no Brasil em junho de 1994, foi um dos últimos a ser editado. A análise da UIP centrou-se nos países individualmente e em um painel.

Vale ressaltar que as séries das taxas de juros domésticas destes países apresentaram uma tendência de queda significativa a partir de meados de 1997. Isto ocorreu devido a efeitos de credibilidade de planos econômicos bem-sucedidos e de condições financeiras favoráveis nos mercados mundiais, principalmente após a superação de instabilidade gerada por crises internacionais. A tendência decrescente na taxa de juros americana, a partir de meados de 2003, pode também ter

8. Foram utilizadas séries históricas dos seguintes títulos: Taxa Média *Over Selic* (TMS), *Treasury Bill* (T-Bill), Taxa de Juros – Aceites Bancários do México, Taxa de Juros do mercado monetário argentino e chileno. Devido à necessidade de compatibilização de variáveis financeiras, converteu-se a TMS pelo critério de equivalência de taxas de juros, utilizando-se a quantidade de dias úteis observada em cada mês e a base anual de 252 dias úteis, nos demais casos a conversão foi feita pelo critério de proporcionalidade de taxa de juros, utilizando-se a quantidade de dias corridos para cada mês, ano comercial.

contribuído para um maior ingresso de capitais externos na América Latina ao longo das últimas duas décadas.

4.2 Testes de raiz unitária

Previamente às estimativas empíricas com dados de séries temporais e com dados de painel, será feita a avaliação da ordem de integração das variáveis e, caso necessário, da existência de cointegração entre as mesmas, com o intuito de se evitar regressões espúrias.

Um ponto relevante na aplicação de testes de raiz unitária para dados de séries temporais é observar que estes podem apresentar distorções com respeito a poder e tamanho estatístico.⁹ Em geral, o poder estatístico é afetado pela presença de elevada persistência enquanto distorções de tamanho são verificadas diante de um componente de média móvel fortemente negativo na série temporal. Com o intuito de superar tais limitações, a literatura empírica sugere a utilização dos testes propostos por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), chamado MADF^{GLS}, e de Ng e Perron (2001), denominado MPP^{GLS}. Os testes modificados são considerados mais robustos do que os testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988) porque tratam adequadamente a remoção de termos determinísticos das séries e a escolha da defasagem ótima para o termo aumentado.

A ocorrência de quebras estruturais, característica comum às séries de tempo dos países da amostra, pode potencialmente enviesar os testes de raiz unitária. As distorções podem provocar redução do poder estatístico dos testes, como relata Perron (1989), ou conduzir à estacionariedade espúria, como mostram Franses e Haldrup (1994). Assim, deve-se realizar também testes de raiz unitária que modelam adequadamente quebras estruturais.

Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997) propuseram testes de raiz unitária que modelam uma quebra estrutural no nível ou na inclinação da série de tempo. O período da quebra é selecionado endogenamente com base no valor mínimo da estatística-t calculada para o coeficiente que testa a hipótese de raiz unitária. Duas limitações importantes observadas nos testes anteriores é que eles permitem apenas uma quebra estrutural e assumem que não há quebra sob a hipótese nula. Conforme mostram Lee e Strazicich (2001), essas limitações afetam o desempenho dos testes. O teste LM, para até duas quebras estruturais, proposto por Lee e Strazicich (2003), não é afetado pela ocorrência de quebras sob a hipótese nula. Os períodos das quebras são também selecionados endogenamente com base no valor da estatística-t sobre o coeficiente que testa a raiz unitária. A tabela 1 resume os resultados dos testes de raiz unitária.¹⁰

9. Uma discussão sobre distorções e melhores práticas em testes de raiz unitária para dados de séries temporais e dados de painel pode ser obtida, por exemplo, em Divino, Teles e Andrade (2009).

10. Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002, 2003) também desenvolveram testes de raiz unitária com seleção endógena de quebras estruturais.

TABELA 1

Testes de raiz unitária para dados de séries temporais

Países	Variáveis	MADF ^{GLS}			MPP ^{GLS}		
		Z = {1}	Z = {1, t}	lags	Z = {1}	Z = {1, t}	lags
Argentina	R	-2.34*	-2.35	8;8	-12.71*	-12.80	8;8
	Γ	-4.19**	-4.22**	2; 2	-34.41**	-35.00**	2; 2
Brasil	R	-0.55	-2.55	1; 1	-1.17	-12.78	1; 1
	Γ	-2.42*	-4.86**	13;3	-11.12*	-42.34**	13;3
Chile	R	-0.59	-1.62	5; 5	-1.11	-5.26	5; 5
	Γ	-1.81	-1.95	13;3	-2.61	-3.11	13;3
México	R	0.09	-1.53	7; 7	0.13	-4.11	7; 7
	Γ	-0.82	-1.92	8;11	-0.95	-2.34	8;11
Perron (1997)							
		Modelo 1	Lags	Quebra	5% cv		
Argentina	R	-6.24**	11	2002:03	-5.10		
	Γ	-7.08**	12	2001:11	-5.10		
Brasil	R	-6.07**	12	1999:02	-5.10		
	Γ	-10.22**	1	2002:08	-5.10		
Chile	R	-2.87	11	2000:10	-5.10		
	Γ	-8.77**	0	1995:03	-5.10		
México	R	-6.15**	12	1998:08	-5.10		
	Γ	-7.87**	4	1995:09	-5.10		
Zivot e Andrews (1992)							
		Modelo 1	Lags	Quebra	5% cv		
Argentina	R	-4.73	2	2002:10	-4.80		
	Γ	-5.33*	3	2002:10	-4.80		
Brasil	R	-3.84	0	1999:04	-4.80		
	Γ	-9.79**	1	2002:10	-4.80		
Chile	R	-4.41	2	2000:12	-4.80		
	Γ	-9.10**	0	2002:10	-4.80		
México	R	-5.69**	2	1999:02	-4.80		
	Γ	-12.59**	1	1998:10	-4.80		
Lee e Strazicich (2003)							
		Modelo 1	Lags	Quebra 1	Quebra 2	5% cv	
Argentina	R	-8.06**	0	2000:12	2001:05	-3.84	
	Γ	-11.45**	0	1998:03	1998:11	-3.84	
Brasil	R	-2.25	10	2000:04	2006:08	-3.84	
	Γ	-3.94*	11	1997:12	2006:08	-3.84	
Chile	R	-11.95**	0	2002:05	2002:08	-3.84	
	Γ	-12.71**	0	1998:05	2005:02	-3.84	
México	R	-12.64**	0	1998:03	2003:09	-3.84	
	Γ	-13.04**	0	1997:10	2000:09	-3.84	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IFS e lpeadata.

Notas: * e ** rejeitam a hipótese nula de que a série é não estacionária aos níveis de 5% e 1% de significância, respectivamente.

Lags representa o número de defasagens utilizadas nos testes e cv é o valor crítico do teste.

Os resultados dos testes de raiz unitária $MADFGLS$ e $MPPGLS$, reportados na tabela 1, indicam que não se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária para a maioria das séries em nível. A exceção fica por conta das séries Rt da Argentina, quando utilizado os testes $MADFGLS\{1\}$ e $MPPGLS\{1\}$, e Γt de Brasil e Argentina, as quais podem ser consideradas integradas de ordem zero, $I(0)$.

Estes resultados, porém, podem estar refletindo distorções provocadas pela presença de quebras estruturais. Foram aplicados então os testes propostos por Perron (1997), Zivot e Andrews (1992) e Lee e Strazicich (2003). Os resultados, também reportados na tabela 1, indicam que as séries sob análise podem ser consideradas estacionárias quando se admite a ocorrência de quebras estruturais. Todas as séries experimentaram rejeição da hipótese nula de raiz unitária por, pelo menos, um dos testes que modelam a quebra estrutural. Assim, na análise da próxima seção, as séries de tempo são tomadas como estacionárias.

Levin, Lin e Chu (2002) – ou LLC, para simplificar –, acrescentam que é possível aumentar o poder de testes de raiz unitária utilizando dados em painel. Observa-se, porém, que duas limitações são comumente editadas com respeito ao teste LLC, quais sejam: requer independência e homogeneidade entre indivíduos, na presença ou não de raiz unitária. Um avanço para superar esta última limitação é obtido, por exemplo, no teste proposto por Im, Pesaran e Shin (2003) – ou IPS –, em que é admitida alguma heterogeneidade entre indivíduos. Um detalhe nesse teste é que, ao se rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, tem-se a indicação de que alguns indivíduos do painel são estacionários, mas não necessariamente todos os indivíduos são iguais em relação a ausência ou presença de raiz unitária. Além dos testes LLC e IPS, serão aplicadas também as versões em painel dos testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), propostos por Maddala e Wu (1999).

Além disso, será aplicado o teste desenvolvido por Hadri (2000), que tem como hipótese nula a estacionariedade, em complemento aos testes da nula de raiz unitária. Note que testes da nula de estacionariedade também sofrem críticas pela possibilidade de excesso de rejeição desta hipótese quando poucos indivíduos no painel são estacionários. A aplicação de testes para a nula de raiz unitária, juntamente com testes para a nula estacionariedade, busca superar as críticas anteriores. Rejeição da nula de raiz unitária combinada com não rejeição da nula de estacionariedade representa um forte indício de que o painel é estacionário.

Como no caso de séries temporais, a presença de quebra estrutural afeta o desempenho dos testes de raiz unitária para dados em painel. Para considerar a ocorrência de quebras aplicou-se o teste LM proposto por Im, Lee e Tieslau (2005), que admite até duas quebras estruturais selecionadas endogenamente que não necessariamente precisam coincidir entre as unidades do painel. Assintoticamente,

o teste converge uma distribuição normal padrão. Os resultados dos testes de raiz unitária para dados em painel são reportados na tabela 2.

TABELA 2
Testes de raiz unitária para dados em painel

	Variáveis	LLC {1}	IPS {1}	MW-ADF {1}	MW-PP {1}
Painel A	R	-0.99	-1.25	11.89	42.30**
	Γ	-10.85**	-11.05**	142.60**	195.76**
Hadri {1}					
Painel B	R	9.06**			
	Γ	0.78			
Im, Lee e Tieslau (2005)					
		Estatística	País	Quebra 1	Quebra2
Painel C	R	-6.94**	ARG	2001:06	-
			BRA	1998:03	-
			CHI	2001:06	-
			MEX	2002:11	-
	Γ	-17.37**	ARG	2003:07	-
			BRA	2002:11	-
			CHI	2003:01	-
			MEX	1997:10	-
	R	-17.77**	ARG	2001:10	2003:09
			BRA	1997:10	2001:12
			CHI	1997:12	2003:08
			MEX	1996:04	2004:04
Γ	-37.70**	ARG	2001:10	2002:10	
		BRA	2002:03	2002:10	
		CHI	2001:04	2001:10	
		MEX	1997:09	1998:05	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IFS e Ipeadata.

Notas: O teste de Hadri é para a nula de painel estacionário. Os demais testes são para a nula de painel não estacionário.

* e ** rejeitam a hipótese nula com nível de significância estatístico de 5% e 1%, respectivamente.

A hipótese nula de raiz unitária para o caso da variável Γ_{it} é rejeitada por todos os testes do painel A, cuja hipótese nula é de raiz unitária. Já a variável R_{it} , ainda no painel A, tem a nula rejeitada apenas pelo teste MW-PP. No painel B, a hipótese nula de estacionariedade não é rejeitada para Γ_{it} , mas é para R_{it} . Estes resultados podem estar refletindo distorções devido à ocorrência de quebra estrutural, que é levada em consideração pelos testes do painel C. Nesse caso, tanto para uma como para duas quebras estruturais, os resultados indicam que o painel formado por Argentina, Brasil, Chile e México é estacionário. Isto confirma os resultados da tabela 1, segundo os quais as séries de tempo são, individualmente, estacionárias. Assim, nas estimativas da UIP que se seguem na próxima seção, o painel de dados também é considerado estacionário.

4.3 Estimativas da UIP

Os resultados das estimativas das equações (17) e (19), utilizando OLS e GMM para cada país individualmente, estão reportados na tabela 3.

Para Brasil e Argentina, países que experimentaram mudança de regime cambial no período, o teste de Wald não rejeita a hipótese conjunta de que soma entre β e γ seja estatisticamente igual a 1, validando a hipótese da UIP. Porém, para ambos os países, observa-se que os valores estimados para a *dummy* interativa de mudança no regime cambial, γ , não foram estatisticamente significantes ao nível de 5%. Assim, excluiu-se aquela variável e, no modelo sem controle para mudança de regime cambial, não se rejeitou a hipótese de que o coeficiente do termo composto, β , é estatisticamente igual a 1, corroborando a hipótese da UIP, no período analisado.

Para o Chile, como não houve mudança de regime no período, foi estimada apenas a equação (17), onde não se pode rejeitar a hipótese de que $\beta = 1$, estatisticamente. Para o México, porém, que também não passou por mudança de regime cambial no período, a hipótese de que $\beta = 1$ foi rejeitada, indicando que a hipótese da UIP não se manteve para este país no referido período.

Tanto as estimativas por OLS quanto por GMM conduziram às mesmas conclusões, sugerindo que os resultados empíricos encontrados se mostram robustos.¹¹ No caso do GMM, foram utilizadas duas defasagens da variável explicativa como instrumentos. O teste de Hansen (1982) indica que não se pode rejeitar a restrição de sobreidentificação.

Preliminarmente à estimativa com dados em painel, aplicou-se o teste de Hausman (1978) para selecionar entre modelos de efeitos fixos ou aleatórios. O valor da estatística calculada, igual a 0.0595, não permite rejeitar a hipótese de ausência de correlação entre heterogeneidade individual e regressor no modelo estimado. Isto indica que o modelo de efeitos aleatórios deve ser usado nas estimativas de painel. Além disso, a ausência de efeitos fixos sugere a inexistência de um prêmio de risco invariante no tempo e país-específico no grupo formado pelos principais países da América Latina.

Os resultados das estimativas com dados em painel para as equações (18) e (20) são apresentados na tabela 4. Da mesma forma que na estimação por país, o teste de Wald não rejeitou a hipótese de que $\beta + \gamma = 1$, mas γ mostrou-se não significativo estatisticamente. Ao se excluir a *dummy* interativa de regime cambial do modelo, utilizando (18), a hipótese de que $\beta = 1$ não foi rejeitada, tanto nas estimativas por OLS quanto por GMM, validando a UIP no painel de países que inclui o México.

11. Nas estimativas por OLS, o teste DW indicou presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos. Isto foi corrigido nas estimativas por GMM utilizando-se uma matriz de pesos robusta para autocorrelação e heterocedasticidades condicionais.

TABELA 3

Teste de hipótese da UIP para países da América Latina

Estimativas por OLS para dados de séries temporais						
País	γ	β	Teste de Wald ($\beta + \gamma = 1$)	Teste t ($\beta = 1$)	DW	Hipótese da UIP:
Argentina	-0.0203 (0.0108)	1.0037** (0.0009)	0.1242	-	0.7365	Não rejeitada
	-	0.9940** (0.0040)	-	-1.4723	0.7210	Não rejeitada
Brasil	-0.0083 (0.0058)	1.0121** (0.0016)	0.5007	-	1.2223	Não rejeitada
	-	1.0062** (0.0035)	-	1.7787	1.2228	Não rejeitada
Chile	-	1.0016** (0.0017)	-	0.9473	1.2980	Não rejeitada
México	-	1.0057** (0.0024)	-	2.3365†	1.8386	Rejeitada

Estimativas por GMM para dados de séries temporais						
País	γ	β	Teste de Wald ($\beta + \gamma = 1$)	Teste t ($\beta = 1$)	Teste de Hansen	Hipótese da UIP:
Argentina	-0.0045 (0.0034)	1.0037** (0.0013)	0.8024	-	1.2239 [0.2685]	Não rejeitada
	-	1.0020** (0.0020)	-	1.0319	1.1792 [0.2775]	Não rejeitada
Brasil	-0.0133 (0.0091)	1.0177** (0.0037)	0.5378	-	0.1356 [0.7126]	Não rejeitada
	-	1.0073** (0.0045)	-	1.5987	2.2427 [0.1342]	Não rejeitada
Chile	-	1.0021** (0.0021)	-	0.9622	0.1473 [0.7011]	Não rejeitada
México	-	1.0061** (0.0020)	-	3.0202‡‡	1.0021 [0.3168]	Rejeitada

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IFS e Ipeadata.

Notas: Os valores entre parênteses representam o desvio-padrão. Entre colchetes estão os valores-p.

* e ** rejeitam a hipótese nula de que o coeficiente não é estatisticamente significante aos níveis de 5% e 1%, respectivamente.

TABELA 4
Teste de hipótese da UIP para América Latina

Estimativas por OLS para dados de painel							
Painel	γ	β	Teste de Wald ($\beta + \gamma = 1$)	Teste t ($\beta = 1$)	Hipótese da UIP:		
AL	-0.0020 (0.0037)	1.0003** (0.0033)	0.1805	-	Não rejeitada		
		1.0018** (0.0015)	-	1.2310	Não rejeitada		
Estimativas por GMM para dados de painel							
Painel	γ	β	Teste de Wald ($\beta + \gamma = 1$)	Teste t ($\beta = 1$)	Teste de Sargan	<i>Difference</i> Sargan	Hipótese da UIP:
AL	-0.0056 (0.0041)	1.0080** (0.0038)	0.3716	-	1.3663 [0.5050]	0.997 [0.3179]	Não rejeitada
		1.0026** (0.0020)	-	1.2675	3.0597 [0.2165]	1.277 [0.2584]	Não rejeitada

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IFS e Ipeadata.

Notas: Os valores entre parênteses representam o desvio-padrão. Entre colchetes estão os valores-p.

* e ** rejeitam a hipótese nula de que o coeficiente não é estatisticamente significativo aos níveis de 5% e 1%, respectivamente.

As estatísticas calculadas para o teste de Sargan (1958) não rejeitam a hipótese nula de sobreidentificação dos modelos de painel estimados, em que o conjunto de instrumentos incluiu até três defasagens da variável explicativa. Adicionalmente, o teste *difference*-Sargan não permite rejeitar a hipótese de especificação correta dos modelos. É interessante observar, também, que os resultados obtidos via GMM confirmam aqueles encontrados por OLS. Além disso, a evidência da UIP não se mostrou sensível ao regime cambial adotado nos distintos países, conforme se pode inferir pela inclusão da variável *dummy* de regime cambial. Pode-se, desse modo, inferir que há forte evidência empírica favorável à UIP para Argentina, Brasil e Chile no período proposto para análise. Considerando a estimativa em painel, que permite controlar para efeitos aleatórios, específicos e agregados, além de aumentar o número total de observações e gerar maior variabilidade na amostra, as evidências empíricas indicam a validação da UIP também para o México.

Esses resultados se mostram consistentes com a existência de elevada mobilidade de capitais, alcançada com a abertura comercial e progressiva liberação dos mercados de capitais, nos referidos países latino-americanos a partir de meados da década de 1990. Observa-se, ainda, que a livre entrada e saída de capitais externos em ambientes onde a regulação não impede ganhos proporcionados pela remuneração mais atraente ao capital externo pode ter contribuído de forma decisiva para

o alinhamento do diferencial de juros corrigido pela variação esperada da taxa de câmbio no período analisado.

Adicionalmente, essas evidências empíricas indicam ainda que o prêmio de risco, possivelmente exigido por investidores internacionais para ingresso de capitais na região, não comprometeu a validade da UIP sob previsão perfeita, tendo sido representado por um termo aleatório e não correlacionado no modelo com dados em painel.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho teve por objetivo testar a UIP para Argentina, Brasil, Chile e México, derivada formalmente a partir do modelo proposto por Galí e Monacelli (2005), sob a hipótese de previsão perfeita. As estimativas foram conduzidas por meio de OLS, GMM e dados em painel para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. Devido à adoção de diferentes regimes cambiais pelos países analisados, incluiu-se nos modelos estimados uma variável *dummy* interativa para os regimes de câmbio fixo, banda cambial ou câmbio flutuante. Os resultados empíricos não permitem rejeitar a validade da hipótese da UIP para Argentina, Brasil e Chile e para um painel que inclui esses mesmos países e o México. Vale destacar que essa evidência não se mostrou sensível ao regime cambial adotado pelos referidos países.

Os resultados empíricos indicam também que o prêmio de risco comportou-se como um termo aleatório e não correlacionado ao longo do tempo. As estimativas de painel não revelaram a presença de efeitos fixos específicos a cada país. Assim, pode-se concluir que há forte evidência empírica de que a UIP se mantém nos principais países latino-americanos no período analisado.

A evidência da UIP se mostra coerente com a crescente mobilidade de capitais observada nesses países a partir de meados da década de 1990. Além disso, indica a confirmação de argumentos anteriores encontrados na literatura. Edwards e Khan (1985), por exemplo, consideram que sob hipóteses de plena mobilidade de capitais, ausência de arbitragem, previsão perfeita e mercados financeiros internacionais completos, a taxa de juros doméstica de economias abertas em desenvolvimento tende, em média, a seguir a trajetória composta pela variação esperada da taxa de câmbio e pela taxa de juros de uma economia desenvolvida tomada como base.

ABSTRACT

The goal of this paper was to test whether the Uncovered Interest Rate Parity (UIP) holds for the major Latin-American countries during the period from 1995:01 to 2007:12. The theoretical model is based on Galí e Monacelli (2005) and it was used Ordinary Least Squares (OLS), Generalized Method of Moment (GMM) and panel data in the estimations. It was considered the effect of alternative exchange rate regimes, represented by pegged and non-pegged exchange rates. The empirical results indicate that the

UIP holds in the mentioned period, independently of the cambial regime. Such empirical evidence is in line with the high capital mobility observed in the major Latin-American countries after the edition of recent stabilizing economic plans.

REFERÊNCIAS

- ALEXIUS, A. Uncovered interest parity revisited. *Review of International Economics*, v. 9, p. 505-517, 2001.
- ALPER, C. E.; ARDIC, O. P.; FENDOGLU, S. *The economics of uncovered interest parity condition for emerging markets: a survey*. 2007 (MPRA Paper, n. 4.079).
- BAILLIE, R. T.; OSTERBERG, W. P. Deviations from daily uncovered interest rate parity and the role of intervention. *Journal of International Financial Markets*, v. 10, p. 363-379, 2000.
- BERK, J. M.; KNOT, K. H. W. The term structure of UIP: evidence from survey data. *Applied Economics Letters*, v. 8, p. 459-462, 2001.
- BEYAERT, A.; GARCIA-SOLANES, J.; PÉREZ-CASTEJÓN, J. J. Uncovered interest parity with switching regimes. *Economic Modelling*, n. 24, p. 189-202, 2007.
- BLEJER, M. I. Interest rate differentials and exchange risk: recent Argentine experience. *IMF Staff Papers*, n. 29, p. 270-280, 1982.
- CARVALHO, J.; SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MOREIRA, T. B. S. Uncovered interest parity in Argentina, Brazil, Chile e México: a unit root test application with panel data. *Review of Urban & Regional Development Studies*, n. 16, p. 263-269, 2004.
- CHABOUD, A. P.; WRIGHT, J. H. Uncovered interest parity: it works, but not for long. *Journal of International Economics*, v. 66, p. 349-362, 2005.
- CHINN, M. D. The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: longer horizons, alternative expectations, and emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, v. 25, p. 7-21, 2006.
- CHINN, M.; MEREDITH, G. *Testing uncovered interest parity at short and long horizons*. 2000 (UC Santa Cruz Economics Working Paper, n. 460).
- 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.
- DIVINO, J. A.; TELES, V. K.; ANDRADE, J. P. On the purchasing power for Latin-American countries. *Journal of Applied Economics*, v. 1, p. 33-54, 2009.
- DOOLEY, M. P.; ISARD, P. Capital controls, political risk, and deviations from interest rate parity. *Journal of Political Economy*, v. 88, p. 370-384, 1980.
- EDWARDS, S.; KHAN, M. S. Interest rate determination in developing countries: a conceptual framework. *IMF Staff Papers*, v. 32, p. 377-403, 1985.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, p. 813-836, 1996.
- FRANCIS, B. B.; HASAN, I.; HUNTER, D. Emerging market liberalization and the impact on uncovered interest rate parity. *Journal of International Money and Finance*, v. 21, p. 931-956, 2002.
- FRANKEL, J. A. Measuring international capital mobility: a review. *The American Economic Review*, v. 82, p. 197-202, 1992.

- FRANSES, P. H.; HALDRUP, N. The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 12, p. 471-478, 1994.
- FROOT, K. A.; THALER, R. H. Anomalies: foreign exchange. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 4, p. 179-192, 1990.
- GALÍ, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies*, v. 72, p. 707-734, 2005.
- GARCIA, M.; OLIVARES, G. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. *Revista Brasileira de Economia*, v. 55, p. 151-182, 2001.
- GARCIA, M. G. P.; BARCINSKI, A. Capital flows to Brazil in The nineties: macroeconomic aspects and the effectiveness of capital controls. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 38, p. 319-357, 1998.
- _____; DIDIER, T. Taxas de juros, risco cambial e risco Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 33, n. 3, p. 253-297, 2003.
- HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, v. 3, p. 148-161, 2000.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, v. 50, p. 1.029-1.054, 1982.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, n. 46, p. 1.251-1.272, 1978.
- HOLANDA, M. C.; CAVALCANTE, M. T. Mobilidade de capital internacional no Brasil. *Economia Aplicada*, n. 5, p. 261-279, 2001.
- IM, K.-S.; LEE, J.; TIESLAU, M. Panel LM unit-root tests with level shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 67, p. 393-419, 2005.
- _____; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.
- KHOR, H.; ROJAS-SUAREZ, E. L. Interest rates in México. *IMF Staff Papers*, n. 38, p. 850-871, 1991.
- KRASKER, W. S. The “peso problem” in testing efficiency of forward exchange markets. *Journal of Monetary Economics*, v. 6, p. 269-276, 1980.
- LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, v. 23, p. 667-685, 2002.
- _____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 65, p. 91-115, 2003.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Break point estimation and spurious rejections with endogenous unit root tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 65, p. 535-558, 2001.
- _____. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, v. 85, p. 1.082-1.089, 2003.
- LEVIN, A.; LIN, C.-F.; CHU, J. C.-S. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, p. 1-24, 2002.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 61, p. 631-652, 1999.

MONTIEL, P. J. Capital mobility in developing countries – some measurement issues and empirical estimates. *The World Bank Economic Review*, v. 8, p. 1-57, 1994.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root. Tests with good size and power. *Econometrica*, n. 69, p. 1.519-1.554, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, n. 57, p. 1.361-1.401, 1989.

_____. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, p. 355-385, 1997.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, p. 335-346, 1988.

ROODMAN, D. *A short note on the theme of too many instruments*. Center for Global Development, 2007 (Working Paper, n. 125).

SACHSIDA, A.; ELLERY JR., R.; TEIXEIRA, J. R. Uncovered interest parity and peso problem: the Brazilian case. *Applied Economics Letters*, n. 8, p. 179-181, 2001.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, n. 18, p. 313-348, 2002.

SARANTIS, N. Testing the uncovered interest parity using traded volatility, a time-varying risk premium and heterogeneous expectations. *Journal of International Money and Finance*, v. 25, p. 1.168-1.186, 2006.

SARGAN, J. D. The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, n. 26, p. 393-415, 1958.

SHAMBAUGH, J. C. The effect of fixed exchange rates on monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, p. 301-352, 2004.

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

(Originais submetidos em setembro de 2008. Última versão recebida em junho de 2009. Aprovado em outubro de 2009.)