

Paridade Descoberta da Taxa de Juros em Países Latino-Americanos

Jaimilton Carvalho[†], José Angelo Divino[‡]

Resumo - Este trabalho tem por objetivo testar a hipótese da paridade descoberta da taxa de juros para alguns países da América Latina, no período de janeiro-1995 a dezembro-2007, partindo do modelo proposto por Galí e Monacelli (2005) e utilizando o método generalizado de momentos, GMM. Pretende-se também testar esta hipótese para diferentes regimes cambiais: câmbio fixo, banda cambial e câmbio flutuante. Os resultados empíricos indicam a validade da hipótese da *UIP* em todos os casos examinados, tanto no período proposto para análise quanto nos mencionados regimes cambiais. Tais evidências empíricas indicam também elevada mobilidade de capitais em países da América Latina após a adoção de planos de estabilização econômica.

Palavras-chave: Paridade Descoberta da Taxa de Juros (*UIP*); Regime cambial; América Latina.

Abstract – The goal of this paper is to test the uncovered interest rate parity hypothesis for some 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 the generalized method of moments (GMM) in the estimation. The *UIP* hypothesis was tested across alternative exchange rate regimes, represented by *pegged* and *non-pegged* exchange rate. The empirical results indicate that the *UIP* hypothesis holds in all cases here analyzed. Thus, the *UIP* does not depend on the exchange rate regime. Such empirical evidence is in line with the high capital mobility observed in Latin-American countries after the edition of stabilizing economic plans.

Keywords: Uncovered Interest Rate Parity (*UIP*); Exchange rate regimes; Latin America.

JEL: C22, F41

Área 6 - Economia Internacional

[†] Universidade Católica de Brasília. E-mail: jaimilton@hotmail.com

[‡] Universidade Católica de Brasília. E-mail: jangelo@pos.ucb.br

1 Introdução

O surgimento de condições favoráveis ao comércio de ativos financeiros em países latino-americanos ao longo dos últimos anos — seja pela elevação da credibilidade ou redução de risco país em termos mundiais, seja pela possibilidade de obter taxas mais atrativas de remuneração do capital, seja pela flexibilidade em legislações e/ou pela inexistência de barreiras para ingresso de capitais de longo prazo — tem revelado caminhos para integração entre mercados domésticos e externos. Com efeito, o objeto de estudo deste trabalho é avaliar o grau de integração financeira da América Latina em relação à economia mundial.

Modelos analíticos sugerem que a natureza da relação entre mercados financeiros domésticos e internacionais, também chamado grau de mobilidade de capital, é uma das características fundamentais de qualquer economia, servindo como fundamento determinante de muitas propriedades macroeconômicas básicas. Dentre as variáveis existentes nos modelos editados, comumente estão listadas taxa de câmbio e taxas de juros, doméstica e internacional. Estas serão as variáveis utilizadas para proceder a mencionada avaliação, utilizando dados de países latino-americanos e da economia norte-americana.

É comum, em abordagens teóricas, postular sobre condições de não-arbitragem entre essas variáveis, o que possibilita estabelecer uma relação entre elas. Estudos anteriores sugerem a existência de uma paridade descoberta da taxa de juros, *Uncovered Interest Parity - UIP*¹, impossibilitando, assim, os agentes de obterem lucros por meio de arbitragem nos mercados cambial e de títulos². De imediato, considera-se que esta hipótese é fundamental em estimativas de comportamento entre taxas de câmbio e de juros.

Diversos estudos anteriores³ consideram que a taxa de juros doméstica pode ser afetada por vários fatores, tais como: 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 capitais⁴, a taxa de juros doméstica pode ser afetada pelas taxas internacionais e estas podem ser bastante correlacionadas.

Inobstante o embasamento teórico da mencionada paridade e sua utilização em muitas instituições financeiras e governamentais, estimativas empíricas da UIP podem apresentar diversos problemas ou anomalias⁵, tais como: correlação serial dos resíduos, *peso problem*, presença de variáveis não diretamente verificáveis, existência de um prêmio de risco variante ao longo do tempo, forma funcional ou hipóteses assumidas para variáveis em expectativas, dentre outros.

Vale destacar ainda que o efeito de variáveis não mensuráveis, tais como: risco político⁶, efeitos de credibilidade na política monetária e no regime cambial adotado⁷ e impactos

¹ Uma *survey* recente desta literatura pode ser obtida em Chinn (2006), que examina diversos resultados empíricos editados na última década.

² De acordo com Frankel (1992) e Montiel (1994).

³ Veja, por exemplo, Edwards e Khan (1985) e Shambaugh (2004).

⁴ Um entendimento das características do fluxo de capitais na década de noventa assim como dos principais aspectos macroeconômicos e da eficácia de controle de capitais no Brasil pode ser obtido em Garcia e Barcinski (1998).

⁵ Froot e Thaler (1990) abordam em detalhes anomalias comumente verificadas em análises de taxas de câmbio. Revisões de problemas geralmente observados em testes empíricos da UIP podem ser obtidas em Alper, Ardic e Fendoglu (2007), Krasker (1980), Khor e Rojas-Suarez (1991), Baillie e Osterberg (2000), Garcia e Olivares (2001) e Francis, Hasan e Hunter (2002), Sarantis (2006) e Beyaert, Garcia-Solanes e Perez-Castejon (2007).

⁶ Segundo Aliber (1973), os ativos disponíveis em determinados mercados financeiros podem se diferenciar em dois importantes atributos: a moeda corrente na qual eles são denominados e a jurisdição política na qual eles são emitidos e, considera que diferenças em jurisdições políticas conduzem para o risco político, ou seja, a

de fatores específicos domésticos ou crises financeiras internacionais, pode ser significativa em análises econômico-financeiras aplicadas a países em desenvolvimento.

Apesar da existência destas ocorrências testes empíricos para verificação da validade hipótese da UIP vêm sendo realizados para muitos países. Por exemplo, estudos anteriores⁸ de Chinn e Meredith (2000), Alexius (2001), Carvalho *et al.* (2004) e Chinn (2006), para países desenvolvidos e em desenvolvimento, utilizando de dados de títulos de longo prazo encontram evidências mais favoráveis a não rejeição da UIP⁹, observada a possibilidade de existência de erro entre os dados disponíveis e os verdadeiros retornos de investimentos. 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 a UIP no curtíssimo prazo.

Pretende-se contribuir para esta literatura empírica utilizando técnicas econométricas recentemente desenvolvidas e aplicando o teste da UIP sob diferentes regimes cambiais – câmbio fixo, banda cambial e câmbio flutuante – em um período de relativa estabilidade de preços na América Latina.

Logo, o objetivo deste trabalho é testar a hipótese da paridade descoberta da taxa de juros para a América latina, no período de janeiro-1995 a dezembro-2007, partindo-se de um modelo micro-fundamentado proposto por Galí e Monacelli (2005) para se derivar uma versão da UIP sob previsão perfeita. Os principais resultados, obtidos tanto por estimações via OLS quanto por GMM, validam a UIP para os principais países da América Latina tomados individualmente e como um painel.

Este artigo está estruturado da seguinte forma. Na próxima seção é apresentada uma derivação do modelo teórico que subsidiará a modelagem econométrica. Os modelos econométricos, os testes de raiz unitária que serão utilizados nas estimativas e os resultados empíricos estão nas seções 3, 4e 5, respectivamente. A sexta seção apresenta as conclusões do estudo.

2 Modelo Teórico

Usualmente, a derivação da paridade descoberta da taxa de juros, UIP, segue da condição de arbitragem, conhecida como paridade coberta da taxa de juros, CIP, no mercado futuro de câmbio¹⁰. Assumindo a premissa de plena mobilidade de capitais, ausência de arbitragem e de que os agentes são neutros ao risco, implicitamente, tem-se o entendimento de que as variações esperadas nas taxas de câmbio tendem a se igualar ao diferencial de juros entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional de uma economia desenvolvida tomada como base.

Por outro lado, pode-se derivar a UIP partindo-se de uma versão modificada da modelagem Galí e Monacelli (2005), G-M, onde o resto do mundo é tratado como uma grande economia que é exógena para uma pequena economia aberta ou país doméstico.

probabilidade de se adotar, no futuro, o controle de capitais nestas jurisdições. Veja também Dooley e Isard (1980) e Garcia e Didier (2003).

⁷ Shambaugh (2004) aborda detalhadamente estas questões.

⁸ Estudos específicos para Argentina, Brasil e México podem ser obtidos, por exemplo, em Blejer (1982), Garcia e Olivares (2001), Holanda e Cavalcante (2001), Khor e Rojas-Suarez (1991) Sachsida, Ellery Jr. e Teixeira (2001).

⁹ Estas evidências vão ao encontro de proposição anterior de Froot e Thaler (1990). Neste sentido, Chinn e Meredith (2000) referenciam também estudo anterior Mussa (1979).

¹⁰ Um entendimento desta derivação e conceitos utilizados pode ser obtido, por exemplo, em Cumby e Obstfeld (1981), Montiel (1994) e Alper, Ardic e Fendoglu (2007).

Tal como proposto por 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:

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

onde N_t representa horas trabalhadas e,

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

com $\sigma, \gamma_m, \gamma_n > 0$ e C_t é um índice de consumo definido por:

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

onde α representa o grau de abertura da economia, η representa a elasticidade de substituição entre bens domésticos e estrangeiros, C_t representa o total de consumo doméstico e $C_{H,t}$ e $C_{F,t}$ representam consumo doméstico do bem produzido no país e no exterior, respectivamente.

Os sub-índices de consumo são agregados por uma função de elasticidade de substituição constante (CES), admitindo a existência de i bens substitutos imperfeitos, $i \in [0,1]$, 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 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 o preço do bem doméstico produzido no país e no exterior, respectivamente. O índice de preços agregado, IPC, é representado pela seguinte equação:

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

em que η representa a elasticidade de preços domésticos.

As funções de demanda resultantes da minimização de custos 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 do consumidor é representada por:

$$P_t C_t + M_t + v_{t,t+1} B_t + e_t v_{t,t+1}^* B_t^* \leq W_t N_t + B_{t-1} + e_t B_{t-1}^* + M_{t-1} + \tau_t + \pi_t \quad (9)$$

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

onde e_t é a taxa nominal de câmbio, preço doméstico da moeda estrangeira, τ_t representa transferências/impostos *lump-sum*, W_t é o salário nominal, $v_{t,t+1} = 1/(1+i_t) = 1/R_t$, representa o preço de uma unidade do ativo doméstico sem risco, i_t é a taxa de juros nominal doméstica e R_t é o fator de capitalização da taxa de juros nominal doméstica, de forma semelhante é representado o termo $v_{t,t+1}^* = 1/(1+i_t^*) = 1/R_t^*$, onde o sobrescrito * diferencia as variáveis do resto do mundo.

Nestas condições, o problema do indivíduo representativo ou consumidor residente é escolher $\{C_{t+i}, B_{t+i}/P_{t+i}, B_{t+i}^*/P_{t+i}, M_{t+i}/P_{t+i}, N_{t+i}\}_{i=0}^{\infty}$ para maximizar a equação (1) sujeita a restrição orçamentária descrita na equação (9). Solucionando o problema de programação dinâmica com horizonte infinito, as condições de primeira ordem fornecem seguintes equações de Euler:

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

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

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

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

Observa que a (10) é uma equação de Euler relacionando consumo em t versus investimento no título sem 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 emitido no exterior. A equação (12) define a demanda por moeda e (13) representa a oferta de trabalho do indivíduo representativo.

Sob a hipótese de não-arbitragem, combinando as equações (11) e (12) resulta:

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

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

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

Esta equação será testada empiricamente para Brasil, Argentina, Chile e México. Além disso, será testada com dados em painel para esses mesmos países. A descrição da modelagem econométrica será feita 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 $\Gamma_t = \left[R_t^* \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) \right]$. Este será o modelo utilizado para as estimativas com dados de séries temporais. Caso a hipótese $\beta = 1$ não seja rejeitada, a UIP será observada.

A equação (17) será estimada por ambos OLS e GMM. A utilização de GMM permite que a hipótese de previsão perfeita seja relaxada e, além disso, não exige normalidade dos resíduos¹¹. A matriz de instrumentos será constituída por valores defasados de Γ_t .

A estimativa com dados de painel se justifica pela possibilidade de controlar para heterogeneidade de países, permitindo a captura de efeitos de choques específicos e agregados, e pela possibilidade se ter maior variabilidade e eficiência quando se utiliza a estimativa conjunta com dados combinados. Neste caso, ajustando a equação (17) acima, será utilizado o seguinte modelo de teste:

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

onde η_j representa uma coleção de variáveis não mensuráveis não incluídas na estimativa e específicas de cada país j , não variante ao longo do tempo, u_{jt} representa choques agregados não diretamente observáveis que afetam cada país j , variante ao longo do tempo e $\varepsilon_{jt} = \eta_j + u_{jt}$ é o termo de erro composto da regressão acima. A escolha entre modelos de efeitos fixos ou aleatórios será feita pelo teste de Hausman (1978).

Caso não seja validada a hipótese da UIP nas condições expostas anteriormente e seguindo de perto a idéia de mecanismos de controles apresentada em Shambaugh (2004), será investigado se o desvio da UIP está relacionado com choques exógenos à política monetária e que possivelmente afetam o valor do parâmetro da regressão, β . Para tanto, incluem-se *dummies* de inclinação, DI, nas equações (17) e (18) anteriores, quando necessário. Neste caso, os modelos de teste da UIP de forma geral, se tornam:

$$R_t = \beta \Gamma_t + \delta(DI_t)\Gamma_t + v_t \quad (19)$$

$$R_{jt} = \beta \Gamma_{jt} + \delta(DI_{jt})\Gamma_{jt} + \eta_j + v_{jt} \quad (20)$$

onde DI = DCI e DCD assumem valor 1 quando observado que crises financeiras internacionais ou internas ao país, respectivamente, afetaram a taxa de taxa de juros da economia doméstica. Mais especificamente, DCI assumiu valor um nos subperíodos de novembro-1997 a abril-1998 e setembro-1998/1999, devido às crises da Ásia e da Rússia, enquanto que DCD assumir valor 1

¹¹ Veja Hansen (1982) e Hamilton (1994).

de outubro-2002/2003, referente ao efeito político-eleitoral no Brasil, e de janeiro-1995 a março-1996, relativo a crise mexicana, conhecida como crise *Tequila*. Utilizou-se o seguinte critério para definição da janela de tempo de DI: assume valor 1 no mês de referência em que se observa que a taxa de juros doméstica é afetada por um choque considerado exógeno à política monetária, interno ou externo, e volta a assumir valor 0 no mês em que taxa de juros retorna ao valor menor ou igual ao observado antes do referido choque.

A verificação se a hipótese da UIP se mantém nos distintos regimes cambiais, no período proposto para análise, será feita acrescentando nas equações (17) e (18) acima, quando necessário, uma variável *dummy* de regime cambial, DRC – que assume valor 0 durante regimes com câmbio fixo ou banda cambial e valor 1 durante o regime com câmbio flutuante para os casos de Brasil e Argentina. Neste caso, de forma geral, as equações (17) e (18) se tornam:

$$R_t = \beta \Gamma_t + \gamma(DRC_t) \Gamma_t + w_t \quad (21)$$

$$R_{jt} = \beta \Gamma_{jt} + \gamma(DRC_{jt}) \Gamma_{jt} + \eta_j + w_{jt} \quad (22)$$

Serão consideradas, também, combinações entre (19) e (21) e entre (20) e (22), quando se controla, simultaneamente, pelos efeitos de crises cambiais e mudanças de regime cambial sobre a equação da UIP.

4 Testes de Raiz Unitária e de Cointegração

Previamente às estimativas empíricas com dados de séries temporais e com dados de painel será feita a avaliação da ordem de integração das variáveis em estudo e, sempre quando necessário, da ordem de integração de resíduos das regressões e da existência ou não de cointegração¹², com o intuito de se evitar regressões espúrias. Neste sentido, resume-se a seguir alguns aspectos considerados importantes para efeito da referida avaliação.

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 tamanho¹³, sendo o poder estatístico considerado baixo na presença de séries temporais persistentes e distorções de tamanho são verificadas na presença de componente de média móvel fortemente negativo¹⁴. Com o intuito de superar tais dificuldades, a literatura empírica sugere a utilização dos testes propostos por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), MADF^{GLS}, e de Ng e Perron (2001), MPP^{GLS}, os quais acrescentam caminhos alternativos em relação aos testes tradicionais, por exemplo, o teste de Dickey e Fuller (1979), tanto para remover termos determinísticos de séries temporais quanto para escolha da defasagem adequada, quando utilizadas equações aumentadas.

Levin, Lin e Chu (2002) acrescentam que também é possível aumentar o poder de testes de raiz unitária utilizando dados de painel e apresentam o teste LLC. Observa-se 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 observado, por exemplo, no teste proposto por Im, Pesaran e Shin (2003), IPS, onde é admitida alguma heterogeneidade entre indivíduos. Um detalhe neste teste é que, ao se rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, tem-se a indicação de que alguns indivíduos possuem séries estacionárias, mas, não necessariamente todos indivíduos são iguais em relação a ausência ou presença de raiz unitária. Além disso, será aplicado o teste de

¹² Um entendimento deste conceito pode ser obtido no artigo pioneiro de Engle e Granger (1987). Uma visão aplicada pode ser obtida, por exemplo, em Enders (1995).

¹³ Uma abordagem teórica detalhada 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 (2008).

¹⁴ Veja, por exemplo, Perron e Ng (2001).

nula de estacionaridade desenvolvido por Hadri (2000), em complemento aos testes da nula de raiz unitária. Observa-se que testes da nula de estacionaridade também sofrem críticas pela possibilidade de excesso de rejeição desta hipótese quando poucos indivíduos no painel são estacionários.

Quanto à análise de cointegração para o caso de dados de séries temporais serão aplicados dois testes. Um primeiro teste seguirá o trabalho pioneiro Engle e Granger (1987), E-G, onde, em síntese, é mostrado que uma combinação linear de duas variáveis não-estacionárias pode ser estacionária. Logo, se tal combinação linear existe nas condições propostas por E-G, então, séries de tempo não-estacionárias de uma regressão linear podem ser consideradas cointegradas e, neste caso, podem indicar a existência um equilíbrio de longo prazo entre as referidas variáveis, permitindo a estimativa linear. Vale observar que na aplicação do teste de E-G dois aspectos se mostram relevantes: a escolha da variável para normalização e a possibilidade de erro em um dos passos.

O segundo teste seguirá a modelagem proposta por Johansen (1991), onde um ponto chave é a escolha da defasagem adequada para aplicação do teste. Isto, por sua vez, possibilita a identificação do vetor auto-regressivo ótimo a ser utilizado na obtenção da matriz de vetores cointegrantes e de seu respectivo posto, o qual permite a avaliação da existência ou não de vetores cointegrantes.

Para dados de painel, a avaliação da existência ou não de cointegração será feita por meio dos testes de Kao (1999) e de Pedroni (2004). As limitações editadas neste caso residem na utilização de um mesmo número de defasagens para todos os indivíduos ou quando as estatísticas dos testes não convergem para uma distribuição normal.

5 Evidências Empíricas

5.1. Dados

Serão utilizadas para representar o comportamento das taxas de juros domésticas e internacional, taxas de títulos representativos¹⁵ do mercado financeiro de cada país, enquanto que a taxa de câmbio será representada pela cotação média de venda da moeda doméstica corrente em relação ao dólar americano. A amostra contém séries históricas mensais disponibilizados pelas seguintes fontes: Bancos Centrais de países da América Latina, *Federal Reserve Bank*, *International Financial Statistics* e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

A escolha do período proposto para análise, de janeiro-1995 a dezembro-1997, é justificada pela adoção de políticas macroeconômicas, voltadas principalmente para estabilização econômica, em vários países da América Latina. A partir de meados da década de noventa, os principais países da região, Argentina, Brasil, Chile e México, haviam experimentado planos de estabilização que levaram a relativa estabilidade de preços. O plano Real, lançado no Brasil em junho de 1994, foi um dos últimos a ser editado. Assim, a análise da UIP centrou-se naqueles 4 países individualmente e como um painel representativo da América Latina.

Vale comentar que as séries das taxas de juros domésticas destes países apresentaram uma tendência de queda significativa a partir de meados 1997. Isto ocorreu, possivelmente, devido a efeitos de credibilidade em planos econômicos e de condições financeiras favoráveis

¹⁵ Foram utilizados dados históricos 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 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.

nos mercados mundiais, principalmente após a superação de instabilidade gerada por crises internacionais. A tendência decrescente na taxa juros americana, a partir de meados de 2003, pode também ter contribuído para um maior ingresso de capitais externos na América Latina ao longo das últimas duas décadas.

5.2. Séries temporais

Os resultados empíricos dos testes de raiz unitária para dados de séries temporais, $MADF^{GLS}$ e MPP^{GLS} , constantes da Tabela 1 a seguir, indicam que se não pode rejeitar a hipótese de não-estacionaridade das séries temporais em nível nos modelos estimados com constante e tendência. A exceção fica por conta das séries R_t da Argentina, quando utilizado o teste $MPP^{GLS}\{1\}$, e Γ_t de Brasil e Argentina, as quais podem ser consideradas integradas de ordem zero, $I(0)$. Já para as séries em primeira diferença, a mesma Tabela 1 revela que todas são estacionárias, indicando que as séries em estudo podem ser consideradas integradas de ordem um, $I(1)$.

[INSIRA TABELA 1 AQUI]

Logo, em função dos resultados dos testes de raízes unitárias, procederam-se os testes de Engle-Granger (1987) e Johansen (1991) para verificar a cointegração das variáveis na equação de teste de UIP evitando, assim, a ocorrência de regressão espúria. Os resultados obtidos por ambos testes, reportados na Tabela 2, indicam que os resíduos de todas as equações estimadas podem ser considerados estacionários, com nível de confiança de 99%, indicando que as variáveis da equação de teste da UIP cointegram.

[INSIRA TABELA 2 AQUI]

5.3. Dados de painel

Os resultados empíricos utilizando os mencionados testes de raiz unitária para dados em painel são apresentados na Tabela 3. Indicam que se pode rejeitar suas hipóteses nulas para o caso da variável Γ_t – relativa ao Grupo América Latina formado por Brasil, Argentina, México e Chile – em nível, indicando que esta pode ser considerada $I(0)$. No entanto, a maioria dos testes, exceto pelo teste Fisher-PP, indicam que a variável R_t do grupo América Latina em nível pode ser considerada $I(1)$, pois os resultados indicaram a rejeição das hipóteses nulas para a variável em nível e de não indicaram a rejeição das nulas para a série de R_t em primeira diferença.

[INSIRA TABELA 3 AQUI]

Novamente, com o intuito de se evitar regressões espúrias, foram aplicados os testes de Kao (1999) e Pedroni (2004) para verificar cointegração em dados de painel. Os resultados obtidos, reportados na Tabela 4, revelam que os resíduos das regressões com dados de painel podem ser considerados estacionários. Isto valida a estimativa e teste da UIP para a América Latina, aqui representada pelo grupo formado por Argentina, Brasil, Chile, México.

[INSIRA TABELA 4 AQUI]

5.4. Teste de hipótese da UIP

Preliminarmente a realização da estimativa com dados de painel procedeu-se a aplicação teste de Hausman (1978). O valor da estatística calculada, 0.0595, não permite rejeitar a hipótese de ausência de correlação entre os mencionados efeitos individuais e choques transitórios, indicando o uso do modelo de efeitos aleatórios na mencionada estimativa. Este resultado pode ser interpretado como uma evidência favorável à UIP, pois a equação de teste para dados em painel (18) não admite a presença de efeitos fixos.

Com base nos valores obtidos na estatística-J e no número de observações de período analisado não se pode rejeitar a hipótese nula de sobreidentificação do teste de Hansen (1982), constantes da Tabela 5 a seguir, o que indica a validade dos instrumentos utilizados e das estimativas do teste de hipótese da UIP para a América Latina, no período proposto para análise.

Logo, observando os valores estatisticamente significantes do coeficiente de β , constantes da Tabela 5 a seguir, obtidos nas estimativas realizadas com dados de séries temporais e dados de painel, utilizando a modelagem econométrica descrita anteriormente, e nos valores obtidos com o teste de Wald, não se pode rejeitar a validade da hipótese da UIP para a América Latina em todos os casos estudados – Brasil, Argentina, México e Chile –, tanto no período proposto para análise quanto nos mencionados e distintos regimes cambiais. Tais resultados também indicam a existência de elevada mobilidade de capitais nos referidos países latino-americanos a partir de meados da década de noventa.

Adicionalmente, estas evidências empíricas indicam ainda que o prêmio de risco, possivelmente exigido por investidores internacionais para ingresso de capitais na América Latina, para a amostra testada e admitida como válida a representatividade dos países escolhidos, se manteve estatisticamente constante ao longo do tempo no período proposto para realização deste teste empírico.

[INSIRA TABELA 5 AQUI]

6 Conclusão

Este trabalho teve por objetivo testar a hipótese da paridade descoberta da taxa de juros para alguns países latino-americanos, partindo do modelo proposto por Galí e Monacelli (2005) e utilizando o método generalizado de momentos, GMM, no período de janeiro-1995 a dezembro-2007. Pretendeu-se também testar a mencionada hipótese nos seguintes regimes cambiais: câmbio fixo, banda cambial e câmbio flutuante. Os resultados empíricos utilizando a modelagem proposta não permitem rejeitar a validade da hipótese da UIP para a América Latina em todos os casos examinados – Brasil, Argentina, México e Chile –, tanto no período proposto para análise quanto nos mencionados regimes cambiais.

Tais evidências empíricas também indicam elevada mobilidade de capitais nos referidos países latino-americanos a partir de meados da década de noventa e, também, indicam a confirmação de postulações anteriores, como por exemplo, no sentido editado por Edwards e Khan (1985), Shambaugh (2004), em que, se assegurada as hipóteses extremas de previsão perfeita, mercados completos, plena mobilidade de capitais e ausência de arbitragem, em equilíbrio, 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.

Implicitamente, os resultados empíricos indicam ainda que o prêmio de risco se manteve estatisticamente constante ao longo do tempo, se observado, por exemplo, o ponto de vista de um investidor estrangeiro para ingresso de capitais nos referidos países latino-americanos, no mencionado período proposto para análise.

Bibliografia

- Alexius, A. (2001) Uncovered Interest Parity Revisited. *Review of International Economics* 9, 505-517.
- Aliber, R. Z. (1973) The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation. *Journal of Political Economy* 81, 1451-1459.
- Alper, C. E., O. P. Ardic e S. Fendoglu (2007) The Economics of Uncovered Interest Parity Condition for Emerging Markets: A Survey. *MPRA Paper*, 4079.
- Baillie, R.T. e W. P. Osterberg (2000) Deviations from Daily Uncovered Interest Rate Parity and the Role of Intervention. *Journal of International Financial Markets* 10, 363-379.
- Berk, J.M. e K.H.W. Knot (2001) The Term Structure of UIP: Evidence from Survey Data. *Applied Economics Letters* 8, 459-462.
- Beyaert, A., J. Garcia-Solanes e J. J. Pérez-Castejón (2007) Uncovered Interest Parity with Switching Regimes. *Economic Modelling* 24, 189-202.
- Blejer, M. I. (1982) Interest Rate Differentials and Exchange Risk: Recent Argentine Experience. *IMF Staff Papers* 29, 270-280.
- Carvalho, J., A. Sachsida, P. R. A. Loureiro e T. B. S. Moreira (2004) . Uncovered Interest Parity in Argentina, Brazil, Chile e México: A Unit Root Test Application with Panel Data. *Review of Urban & Regional Development Studies* 16, 263-269.
- Chaboud A. P. e J. H. Wright (2005) Uncovered Interest Parity: It Works, but not for Long. *Journal of International Economics* 66, 349-362.
- Chinn, M. D. (2006) 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* 25, 7-21.
- Chinn, M. e G. Meredith (2000) Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons. *UC Santa Cruz Economics Working Paper* 460.
- Choi, I. (2001) Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance* 20, 249-272.
- Cumby, R. E. e M. Obstfeld (1981) A Note on Exchange-Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis. *Journal of Finance* 36, 697-703.
- Dickey, D.A. e W.A. Fuller (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Divino, J. A., V. K. Teles e J. P. Andrade (2008) On the Purchasing Power for Latin-American Countries. *Journal of Applied Economics*, (forthcoming).
- Dooley, M. P. e P. Isard (1980) Capital Controls, Political Risk, and Deviations from Interest-Rate Parity. *Journal of Political Economy* 88, 370-384.
- Edwards, S. e M. S. Khan (1985) Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework. *IMF Staff Papers* 32, 377-403.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg, e J.H. Stock (1996) Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica* 64, 813-836
- Enders, W. (1995) *Applied Econometric Time Series*. © Wiley: New York.

- Engle, R. F. e C. W. J. Granger (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55, 251-276.
- Francis, B. B., I. Hasan e D. Hunter (2002) Emerging Market Liberalization and the Impact on Uncovered Interest Rate Parity. *Journal of International Money and Finance* 21, 931-956.
- Frankel, J. A. (1992) Measuring International Capital Mobility: A Review. *The American Economic Review* 82, 197-202.
- Froot, K. A. e R. H. Thaler (1990) Anomalies: Foreign Exchange. *The Journal of Economic Perspectives* 4, 179-192.
- Galí, J. e T. Monacelli (2005) Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies* 72, 707-734.
- Garcia, M. G. P. e A. Barcinski (1998) Capital Flows to Brazil in The Nineties: Macroeconomic Aspects and The Effectiveness of Capital Controls. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 38, 319-357.
- Garcia, M. G. P. e T. Didier (2003) Taxas de Juros, Risco Cambial e Risco Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 33, 253-297.
- Garcia, M. e G. Olivares (2001) O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil Durante o Plano Real. *Revista Brasileira de Economia* 55, 151-182.
- Hadri, K. (2000) Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *The Econometrics Journal* 3, 148-161.
- Hansen, L. P. (1982) Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica* 50, 1029-1054.
- Hamilton, J. D. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton University Press: New Jersey.
- Hausman, Jerry A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46, 1251-1272.
- Holanda, M.C. e M. T. Cavalcante (2001) Mobilidade de Capital Internacional no Brasil. *Economia Aplicada* 5, 261-279.
- Im, K. S., M. H. Pesaran e Y. Shin (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics* 115, 53-74
- Johansen, S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica* 59, 1551-1580
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data, *Journal of Econometrics* 90, 1-44.
- Khor, H. E. e L. Rojas-Suarez (1991) Interest Rates in México. *IMF Staff Papers* 38, 850-871.
- Krasker, W. S. (1980) The “Peso Problem” in Testing Efficiency of Forward Exchange Markets. *Journal of Monetary Economics* 6, 269-276.
- Levin, A., Lin C-F. e Chu C-S. J. (2002) Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics* 108, 1-24.
- Maddala, G. S. e S. Wu (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. J. (1994) Capital Mobility in Developing Countries – Some Measurement Issues and Empirical Estimates. *The World Bank Economic Review* 8, 1-57.

- Ng, S. e P. Perron (2001) Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, *Econometrica* 69, 1519-1554.
- Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory* 20, 597-625.
- Sachsida, A., R. Ellery Jr. e J. R. Teixeira (2001) Uncovered interest Parity and Peso Problem: The Brazilian Case. *Applied Economics Letters* 8, 179-181.
- Sarantis, N. (2006) Testing the Uncovered Interest Parity Using Traded Volatility, a Time-varying Risk Premium and Heterogeneous Expectations. *Journal of International Money and Finance* 25, 1168-1186.
- Shambaugh, J. C. (2004) The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy. *The Quarterly Journal of Economics* 119, 301-352.

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária para Séries Temporais
Período - 1995:01 a 2007:12

Variáveis em nível						
Países	Variáveis	MADF ^{GLS} {1}	MADF ^{GLS} {1,t}	MZ _α ^{GLS} {1}	MZ _α ^{GLS} {1,t}	Lags {1}; {1,t}
Argentina	R	-2.34*	-2.35	-12.71*	-12.80	8; 8
	Γ	-4.19**	-4.22**	-34.41**	-35.00*	2; 2
Brasil	R	-0.55	-2.55	-1.17	-12.78	1; 1
	Γ	-2.42*	-4.86**	-11.12*	-42.34**	13; 3
Chile	R	-0.59	-1.62	-1.11	-5.26	5; 5
	Γ	-1.81	-1.95	-2.61	-3.11	13; 3
México	R	0.09	-1.53	0.13	-4.11	7; 7
	Γ	-0.82	-1.92	-0.95	-2.34	8; 11
Variáveis em primeira diferença						
Países	Variáveis	MADF ^{GLS} {1}	MADF ^{GLS} {1,t}	MZ _α ^{GLS} {1}	MZ _α ^{GLS} {1,t}	Lags {1}; {1,t}
Argentina	ΔR	-20.33**	-20.34**	-88.99**	-69.83**	0; 0
	ΔΓ	-12.20**	-12.23**	-77.22**	-77.41**	0; 0
Brasil	ΔR	-4.02**	-13.31**	-18.33**	-76.57**	5; 0
	ΔΓ	-2.33*	-4.30**	-9.61*	-54.46**	3; 3
Chile	ΔR	-2.38*	-4.41**	-9.88*	-32.00**	3; 3
	ΔΓ	-3.16**	-5.23**	-10.12*	-26.75**	3; 3
México	ΔR	-8.52**	-9.60**	-78.32**	-89.02**	0; 0
	ΔΓ	-3.36**	-6.27**	-15.49**	-42.85**	0; 0
Valores Críticos						
1%		-2.58	-3.52	-13.80	-23.80	
5%		-1.94	-2.98	-8.10	-17.80	

Nota: * e ** rejeitam a hipótese nula de que a série é não-estacionária a 5% e 1%, respectivamente. Lags representam o número de defasagens utilizadas nos testes, selecionado pelo MAIC.

Tabela 2: Testes de Cointegração para Dados de Séries Temporais
Período - 1995:01 a 2007:12

Países	Engle-Granger			Johansen				
	EG	EGA	L	Vetor Cointegrante	H ₀ :	$\lambda_{\text{traço}}$	λ_{max}	Vetor Cointegrante
Argentina	-5.84**	-	0	[1,-0.9940**] (0.0040)	r = 0 r = 1	23.10*** 0.01	23.09*** 0.01	[1,-0.9957**] (0.0032)
Brasil	-8.23**	-	0	[1,-1.0062**] (0.0035)	r = 0 r = 1	64.26*** 0.84	63.41*** 0.84	[1,-1.0080**] (0.0042)
Chile	-8.58**	-	0	[1,-1.0015**] (0.0016)	r = 0 r = 1	35.87*** 0.53	35.34*** 0.53	[1,-1.0019**] (0.0016)
México	-11.4**	-3.27**	8	[1,-1.0056**] (0.0023)	r = 0 r = 1	94.78*** 1.70	93.08*** 1.70	[1,-1.0060**] (0.0015)
Valores Críticos a:					Valores Críticos a 5%:			
1%	-2.58				r = 0	12.32	11.22	
5%	-1.94				r = 1	4.12	4.12	

Nota: ** rejeita a hipótese nula com 99% de nível de confiança; EG: teste DF com 0 lag, sem {1,t}, EGA: teste DF com lag selecionado pelo MAIC, sem {1,t}; *** rejeita ausência de vetor cointegrante, r = 0, a 1%. L representa o número de defasagens selecionado pelo critério AIC. Para o teste de Johansen, os lags selecionados pelo Akaike foram 12, 2, 6 e 1 para Argentina, Brasil, Chile e México, respectivamente.

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária para Dados de Painel
Período - 1995:01 a 2007:12

Variáveis em Nível							
Grupo	Variáveis	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	Lags	Hadri
		{1}	{1}	{1}	{1}	{1}	{1}
		{1,t}	{1,t}	{1,t}	{1,t}	{1,t}	{1,t}
América	R	-0.98	-1.23	11.81	42.02**	1 a 8	9.00**
Latina	Γ	-1.20	-0.49	8.93	45.69**	0 a 8	4.38**
		-10.85**	-11.05**	142.60**	195.76**	0 a 13	0.78
		-12.52**	-11.37**	134.99**	184.67**	0 a 13	0.72
Variáveis em primeira diferença							
Grupo	Variáveis	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	Lags	Hadri
		{1}	{1}	{1}	{1}	{1}	{1}
		{1,t}	{1,t}	{1,t}	{1,t}	{1,t}	{1,t}
América	ΔR	-29.91**	-27.08**	307.00**	338.30**	0 a 3	-1.68
Latina		-34.20**	-28.38**	291.19**	330.72**	0 a 3	-1.65
	$\Delta \Gamma$	-35.14**	-32.36**	375.11**	153.51**	0	-1.65
		-40.21**	-34.14**	358.58**	138.70**	0	-1.29

Nota: * e ** rejeitam a hipótese nula com nível de significância estatístico de 5% e 1%, respectivamente. Lags representam o número de defasagens utilizadas nos testes, selecionado automaticamente pelo MAIC.

Tabela 4: Testes de Cointegração para Dados de Painel
Período - 1995:01 a 2007:12

Grupo	Kao	Pedroni	
	sem {1,t}	sem {1,t}	com {1,t}
América Latina	-2.41**	-10.48**	-12.92**

Nota: * e ** indicam que a hipótese nula é rejeitada com nível de confiança de 95% e 99%, respectivamente.

Tabela 5: Resultados Testes UIP para Países da América Latina
Período - 1995:01 a 2007:12

Câmbio Flutuante						
País ou Grupo	δ	γ	β	Teste Hansen	Teste Wald	Hipótese UIP
Argentina		-0.0045 (0.0034)	1.0037** (0.0013)	1.2239	0.8024	Não Rejeitada
Brasil		-0.0133 (0.0091)	1.0177** (0.0037)	0.1356	0.5378	Não Rejeitada
Chile			1.0021** (0.0021)	0.1473	0.3374	Não Rejeitada
México			1.0061** (0.0020)	1.0021	0.0030	Rejeitada
México	0.0031 (0.0148)		1.0055** (0.0019)	2.1607	0.5557	Não Rejeitada
América Latina		-0.0056 (0.0041)	1.0080** (0.0038)		0.3716	Não Rejeitada
Câmbio Administrado						
País ou Grupo	δ	γ	β	Teste Hansen	Teste Wald	Hipótese UIP
Argentina		-0.0023 (0.0059)	1.0006** (0.0090)	0.3123	0.7327	Não Rejeitada
Brasil		-0.0022 (0.0065)	1.0083** (0.0060)	0.1516	0.3547	Não Rejeitada
América Latina		-0.0028 (0.0037)	1.0040** (0.0023)		0.7097	Não Rejeitada
Câmbio Administrado e Flutuante						
País ou Grupo	δ	γ	β	Teste Hansen	Teste Wald	Hipótese UIP
Argentina			0.9994** (0.0063)	0.3167	0.9313	Não Rejeitada
Brasil			1.0076** (0.0054)	0.1457	0.1620	Não Rejeitada
América Latina			1.0035** (0.0022)		0.1170	Não Rejeitada

Nota: * e ** rejeitam a hipótese nula de que o coeficiente seja não-estatisticamente significativo 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses representam o desvio padrão.