

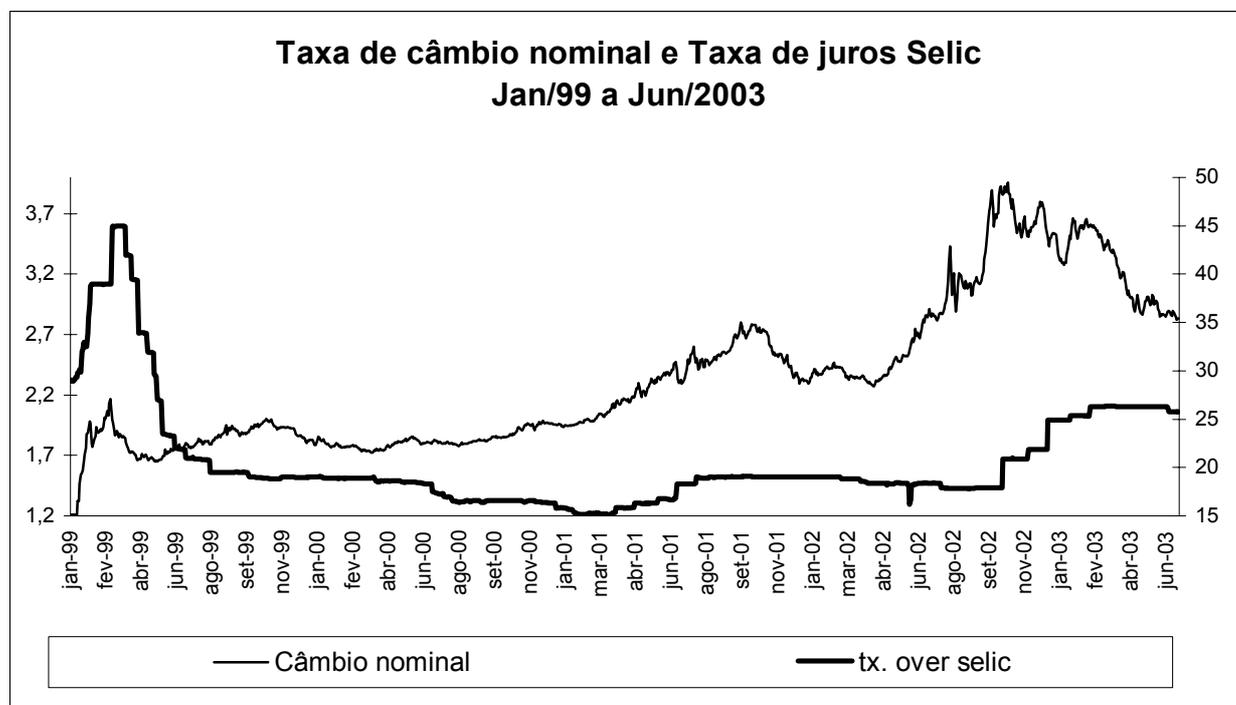
ESTUDO DAS RELAÇÕES DE PARIDADE DE JUROS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO RECENTE

1. INTRODUÇÃO

Desde o início de 1999, o Brasil vive em um regime de câmbio flutuante, mas em que o Banco Central intervém no mercado cambial diretamente através da compra e venda de dólares ou de títulos cambiais, ou indiretamente através da taxa básica de juros. Depois da turbulência inicial pós-desvalorização, em que se elevou a taxa básica de juros acima de 40%, assistimos a um período de relativa calma, tanto no cenário interno como no externo, o que permitiu uma redução gradual da taxa de juros.

Mas é a partir de março de 2001, com a crise Argentina, a desaceleração americana, além das incertezas no cenário político nacional, que esta instabilidade torna-se mais patente. A partir desta data o Banco Central passou a aumentar a taxa de juros básica a 0,5% ao mês com o objetivo direto de conter a demanda e, conseqüentemente, as pressões inflacionárias. No entanto, entre os meses de março e junho do mesmo ano, o contínuo crescimento da taxa de câmbio começou a representar uma ameaça à meta de inflação: o câmbio subiu de 2,09 em 20 de março de 2001 para 2,47 em 20 de junho de 2001. Assim, em 20 de junho de 2001, para evitar o *pass-through* do câmbio para a inflação, o Banco Central anunciou o aumento da meta de juros SELIC de 16,75% para 18,25% e, adicionalmente, a intervenção no mercado com a venda de dólares e o anúncio de captação de recursos no exterior para não ter de comprar dólares no mercado interno para fazer os pagamentos externos. Já nos dias seguintes os efeitos sob o câmbio foram significativos: em menos de uma semana o câmbio recuou para 2,30 (em 25 de junho de 2001).

Pela paridade descoberta de juros, caso a expectativa futura da taxa de câmbio nominal e os juros internacionais não tivessem mudado durante este período, deveríamos ter uma relação inversa entre a taxa de câmbio nominal e a taxa de juros nominal. No entanto, a elevação dos juros a partir de março de 2001 não implicou numa reversão do câmbio, conforme o **Gráfico 1**:



Fonte: Ipeadata, 2003

Gráfico 1 - Taxa de Câmbio Nominal e Taxa de Juros SELIC

O objetivo deste trabalho é verificar se o ajustamento das condições de paridade de juros por expectativa do mercado (paridade descoberta) e por prêmios de risco (paridades coberta e descoberta) leva à validação da relação de não-arbitragem subjacente. Para isso, combinaremos taxas de retornos de instrumentos de renda fixa domésticos e norte-americanos e aplicaremos o arcabouço econométrico de séries de tempo. Acreditamos que, em virtude do mercado nacional de capitais ter apresentado significativa vulnerabilidade aos humores dos investidores externos durante o intervalo da amostra (11 de setembro de 2001, crise da Argentina, Guerra do Iraque e eleições brasileiras), há a necessidade de ajuste das relações de paridade por prêmio de risco.

Este trabalho está dividido da seguinte forma: na seção 2, faremos uma revisão dos principais artigos que tratam de prêmio de risco. Na terceira seção, descreveremos a metodologia de obtenção dos dados, na seção 4 aplicaremos o teste de cointegração de Johansen às relações de paridade ajustadas por prêmios de risco e, finalmente, na quinta seção apresentaremos as principais conclusões do trabalho.

2. PRÊMIO DE RISCO

Conforme Froot & Thaler (1990), Sachsida (1999) e Miguel P. (1999), para que a PDJ seja válida, assumindo expectativas racionais e neutralidade ao risco dos agentes, basta que as séries (do log) da desvalorização cambial esperada ($\Delta S^m_{t,k}$) e (do log) do diferencial da taxa de juros [$\ln(1+i_{t,k}) - \ln(1+i^*_{t,k})$] evoluam no tempo conforme a **equação 1**, que os parâmetros sejam estáveis e que os resíduos apresentem média nula e sejam não autocorrelacionados:

$$\Delta S^m_{t,k} = b_0 + b_1[\ln(1+i_{t,k}) - \ln(1+i^*_{t,k})] + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde:

b_i 's = parâmetros a serem estimados

$i_{t,k}$ = taxa de juros nominal no período t e prazo k de maturidade

$i^*_{t,k}$ = taxa de juros internacional t e prazo k de maturidade

ε_t = resíduo

A maioria dos trabalhos que testaram a validade da PDJ, conforme a **equação 1**, encontraram $b_1 < 1$ e até mesmo negativo (Froot, 1990) ao longo de diversas subamostras, moedas, horizontes de previsão e mercados de capitais. Segundo Froot & Thaler (1990), temos que a PDJ pode não ser verificada devido à violação de uma das ou ambas as hipóteses que a embasa: expectativas racionais e neutralidade ao risco dos agentes.

Conforme Froot & Thaler (1990), Isard, P. (1995) e Taylor (1995) para que os retornos esperados sejam iguais e caso o risco de câmbio não seja diversificável, os agentes exigem uma taxa de juros maior que a diferença corrente entre a taxa doméstica e a taxa externa de juros. Isto é, para que um investidor estrangeiro seja ao menos indiferente entre aplicar seus recursos em títulos do seu país de origem ou um título brasileiro, por exemplo, a taxa de juros interna brasileira denominada em dólares deve ser no mínimo igual à taxa de juros externa livre de risco ajustada por um prêmio de risco.

É interessante observar que após a Crise do Real (1999) até julho de 2003, houve dois momentos claros de ameaça de disparada do dólar: de julho a dezembro de 2001 (contágio da Crise Argentina) e de maio a outubro de 2002 (“efeito eleição”). Nestes dois episódios, o Banco Central (BC) interveio de forma bem sucedida no mercado através de leilões de linha externa e rolagem de títulos públicos com a finalidade de enxugar a liquidez, diminuindo a procura por dólares, o que ajudou a diminuir a pressão sobre o câmbio.

Pela hipótese de não-arbitragem a PDJ pode ser modificada para:

$$\Delta S^m_{t,k} = b_0 + b_1[\ln(1+i_{t,k}) - \ln(1+i^*_{t,k})] - b_2 \ln(1+\rho_t) + \varepsilon_t,$$

onde apenas subtraímos $b_2 \cdot \ln(1 + \rho_t)$ do lado direito da **equação 1** e ρ_t = prêmio de risco.

Pode-se modelar ρ_t de diversas formas. Frankel (1992) e Sachsida et al. (1999) admitem apenas a possibilidade de um prêmio de risco cambial (rc_t), de forma que $\rho_t = rc_t$. Meredith & Chin (1998), Garcia & Didier (2000) e Garcia & Olivares (2001) vão além e, também assumindo a presença de um prêmio de risco de não-pagamento, que eles denominam de risco país (rp_t), fazem $\rho_t = rc_t + rp_t$. Como medida de risco país, Garcia & Didier (2000) e Garcia & Olivares (2001) propõem três alternativas:

1. diferencial da paridade coberta da taxa de juros (taxa de juros doméstica – prêmio futuro – taxa externa de juros)
2. diferencial da paridade coberta da taxa de juros (de acordo com a formulação anterior, mas usando a depreciação implícita em contratos de *swaps* no lugar do prêmio futuro)
3. a diferença entre os rendimentos no mercado secundário do C-Bond e a do T-BILL, todos de 1 ano de maturidade.

Como medida de risco de fronteira, que eles denominam como risco de convertibilidade e o denotam como sendo um dos principais determinantes do risco país, eles calculam a diferença entre a taxa de juros de contratos de NDF (*Non Deliverable Forward* de Real), negociados em Nova York, e a desvalorização cambial esperada implícita em contratos de *swap* (a diferença entre as taxas de *swaps* DI x PRÉ e do cupom cambial do contrato DI x DOL). Para o risco cambial, dada a sua não-observabilidade, os autores sugerem a aplicação de um filtro de Kalman.

Frankel & Okongwu (1995) testam a PDJ na forma tradicional e ajustada por um prêmio de risco de não-pagamento utilizando expectativa de mercado e variáveis *dummy* para eventos aplicando uma regressão em mínimos quadrados. Os autores investigam as causas do alto valor das taxas de juros em países emergentes (Argentina, Chile, México, Filipinas, Coreia do Sul, Singapura e Taiwan) em relação à T-BILL, apesar da globalização do mercado de capitais no período de 1987 a 1994. Dentre as possíveis causas estariam a expectativa de depreciação do câmbio, o prêmio de risco cambial e o prêmio de risco país. Testa-se uma paridade de juros para o México aplicando regressões em mínimos quadrados à seguinte formulação: $j = \alpha + \beta_1 i_{US} + \beta_2 \text{evento} + \varepsilon$, onde i_{US} é a taxa de juros norte-americana (US T-BILL), evento é uma *dummy* de eventos (votação da NAFTA, eleição de Zedillo, recrudescimento de Chiapas e crise cambial de 1994) e j assume os seguintes valores: 1) CETES (taxa de juros doméstica denominadas em peso), 2) $\Delta s_{t,t+k}^e$ (a expectativa de desvalorização cambial estimada de dados de *surveys* do *Currency Forecaster's Digest*, que possui séries mensais de previsão do câmbio futuro de multinacionais, bancos de investimento e serviços de previsão), 3) CETES – $\Delta s_{t,t+k}^e$ – Tesobono (onde Tesobono é a taxa de juros denominada em dólares), 4) Tesobono – T-BILL, 5) CETES – $\Delta s_{t,t+k}^e$, 6) Tesobono e 7) CETES – Tesobonos. A hipótese nula $\beta = 1$ significa mobilidade perfeita de capital e que os ativos domésticos e em dólar são substitutos perfeitos. Apenas o modelo 6 resultou em coeficientes significativos e de magnitude e sinais na direção esperada para a T-BILL. Em seguida, introduziu-se uma série de fluxo de capital no modelo e concluiu-se que a T-BILL é um fator importante na determinação das condições financeiras de mercados emergente e que o principal fator que explica a não convergência das taxas de juros é a expectativa de depreciação do câmbio.

Obstfeld & Rogoff (1995) também fornecem uma idéia para a escolha dos tipos de título cuja combinação das taxas representariam os prêmios de risco do nosso modelo. Neste trabalho, os autores analisam a sustentabilidade do regime de câmbio fixo numa economia globalizada e enfatizam a redução ou perda de credibilidade dos agentes com relação ao futuro como fator preponderante para o desencadeamento de ataques especulativos. Citando o colapso financeiro do México em 1994, os autores apresentam um gráfico com a evolução do risco de não-pagamento e

da expectativa de desvalorização cambial ao longo do tempo. Para o prêmio de risco de não-pagamento, eles calcularam a diferença entre a taxa do *tesobono*, um título do governo atrelado ao dólar, e a taxa de T-BILL de maturidades similares. A expectativa de desvalorização cambial foi obtida como sendo a diferença entre a taxa dos *cetes*, títulos do governo denominados em peso, e a taxa do *tesobono* de 1 ano de maturidade. Segundo os autores, o cálculo desta expectativa pode não ser preciso, devido ao fato de que os dois títulos podem apresentar diferentes riscos de não-pagamento.

Miguel (1999) realizou testes de raiz unitária e de cointegração para várias frequências amostrais (diária, semanal e mensal) onde o vetor de variáveis endógenas é dada por $[i_t, s_{t+k}-s_t, i^*_t]$ no caso da PDJ, e $[i_t, f_{t-s_t}, i^*_t]$ no caso da PCJ, onde i_t é (o log da) taxa de juros doméstica, $s_{t+k}-s_t$ é (o log da) desvalorização cambial sob a hipótese de previsão perfeita, i^*_t é (o log da) taxa de juros internacional dada pela soma da taxa *spread* do EMBI à LIBOR e f_{t-s_t} é o (log do) prêmio futuro. No caso das séries semanais, o intervalo amostral é de abril de 1995 a dezembro de 1998, período em que ainda prevalecia o regime de câmbio fixo. É importante salientar que os testes para verificar a validade ou não da PDJ/PCJ foram usados para um propósito mais amplo, que foi o de investigar o fluxo de capitais para o Brasil nos anos 90. Em contraste, nosso trabalho tem apenas o objetivo de verificar se a utilização da expectativa de mercado e o ajuste por prêmios de risco nos permitem satisfazer a condição de não-arbitragem descrita pela PDJ e PCJ num regime de câmbio flutuante. Além disso, diferentemente do trabalho de Miguel (1999), nos restringimos à frequência semanal, usamos a T-BILL como taxa de juros internacional e analisamos o seu comportamento separadamente do dos prêmios de risco. Ao invés de usarmos a taxa *spread* do EMBI, preferimos utilizar a taxa *spread* dos *global bonds* que, além de fornecerem uma medida equivalente de risco-país pelo fato de comporem a cesta de títulos do próprio EMBI, nos permite identificar os seus vencimentos. Este esforço teve o propósito de compatibilizar todas as taxas de juros em termos das maturidades subjacentes.

3. METODOLOGIA

A frequência de amostragem é semanal e o início das séries é apenas em agosto de 2001 devido a algumas restrições impostas pela metodologia adotada e pelas limitações temporais dos dados. Em primeiro lugar, como a finalidade do trabalho é comparar os modelos tradicionais de paridade com os modelos que incorporam prêmio de risco, uma restrição temporal em uma das séries implicou a mesma limitação para as demais séries.

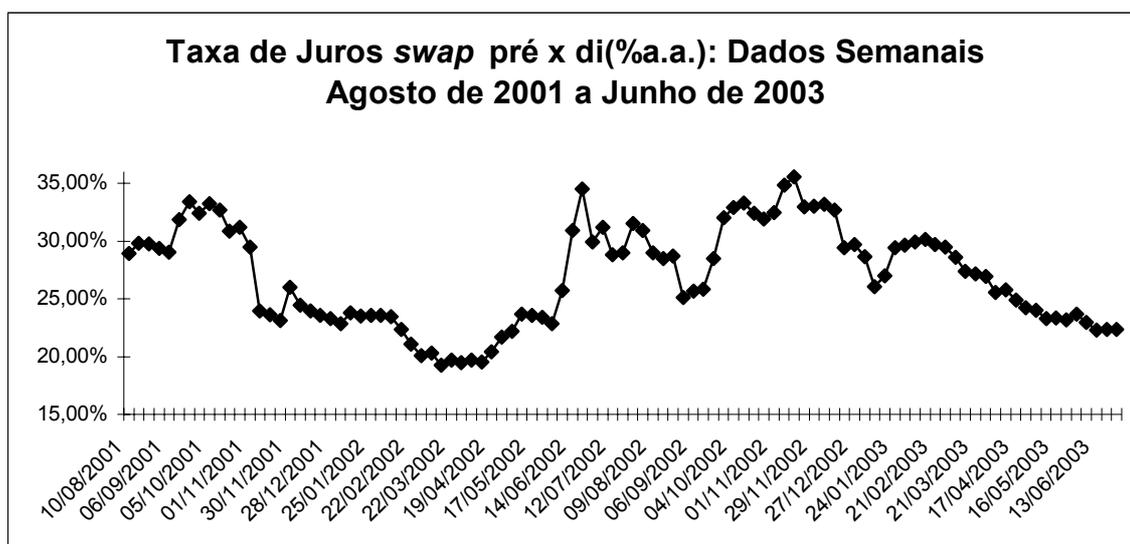
Neste sentido, a coleta das taxas de juros para a verificação da PCJ, por exemplo, sofreu limitações impostas em virtude da data de vencimento dos *global 04* (que vencem em 15 de abril de 2004) e da baixa quantidade/volume de contratos domésticos de *swaps* negociados com prazo maior que 3 anos. Devido a essas duas restrições, coletamos somente dados posteriores abril de 2001 (só foi possível conseguir algumas séries a partir de agosto de 2001). É importante ressaltar que a taxa de *yield/spread* dos *global's* representa a melhor medida disponível para construir os índices de risco país usados neste trabalho. Assim, resolvemos assumir a restrição de vencimento fixo e ajustar todas as outras taxas de juros de acordo com estes vencimentos. Assim, coletamos taxas de juros de contratos de futuros/*swap* (*swap* pré x di, *swap* dólar x di, NBC-E, T-BILL) com vencimento fixo em abril de 2004. O intervalo das séries é de agosto de 2001 a junho de 2003.

No caso da PDJ, trabalhamos com um período mais curto (novembro de 2001 a junho de 2003), pois a série de expectativa de câmbio do relatório Focus para 2004 só começa em novembro de 2001. Neste relatório, publicam-se a média, a mediana e o desvio padrão de previsões diárias de valores de câmbio alguns anos à frente coletados junto a agentes econômicos (companhias multinacionais e serviços de previsão). Estes dados foram obtidos do site do Banco Central. De qualquer forma, não há necessidade de os intervalos amostrais das séries da PDJ e da PCJ serem iguais, pois não é foco deste trabalho comparar as duas condições de paridade entre si.

Tanto para a PDJ como para a PCJ, as taxas dos contratos de *swap* pré x di, *swap* dólar x di e T-BILL são obtidas através de uma interpolação linear entre as taxas de 180, 360, 720 e 1080 dias. Os contratos de NBC-E, por outro lado, apresentam as datas de vencimento de forma explícita, de forma que não foi necessário interpolarmos as taxas de juros.

A seguir, apresentamos os gráficos das séries utilizadas tanto para testar ambas as relações de paridade.

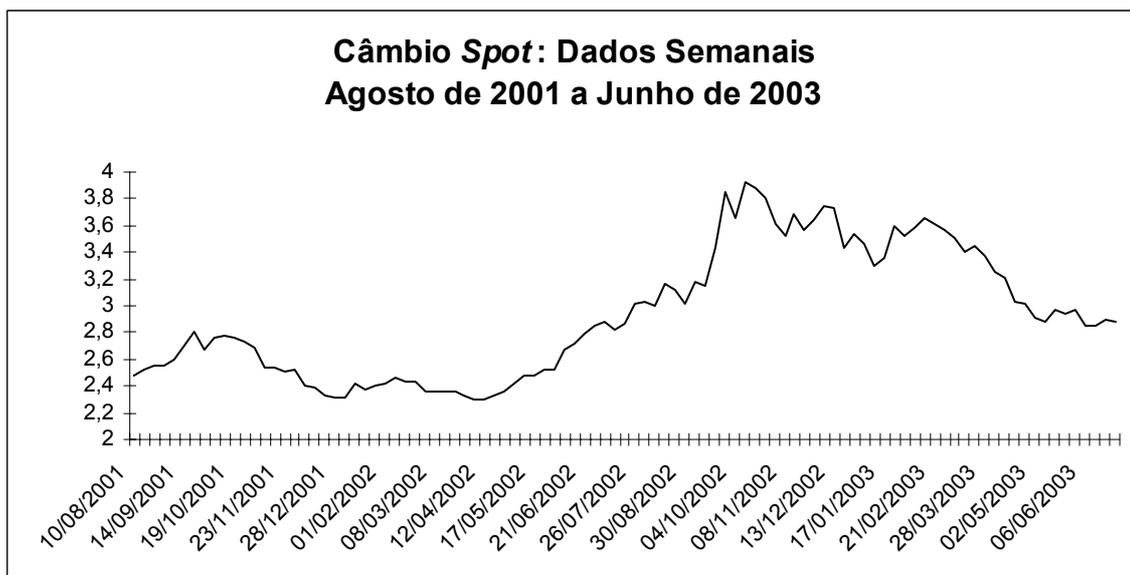
Como taxa de juros interna, consideramos a taxa futura implícita nos contratos de *swap* pré x di semanal (toda sexta-feira), obtida através da *Reuters*. Os valores percentuais, em base anual, estão no **Gráfico 2**:



Fonte: Reuters

Gráfico 2 – Taxa de Juros de *swap* pré x di

Os valores de taxa de câmbio à vista (S_t) correspondem à *PTAX800 - venda* obtidos do site do Banco Central (www.bcb.gov.br) para toda sexta-feira. O **Gráfico 3** mostra os valores semanais de S_t :

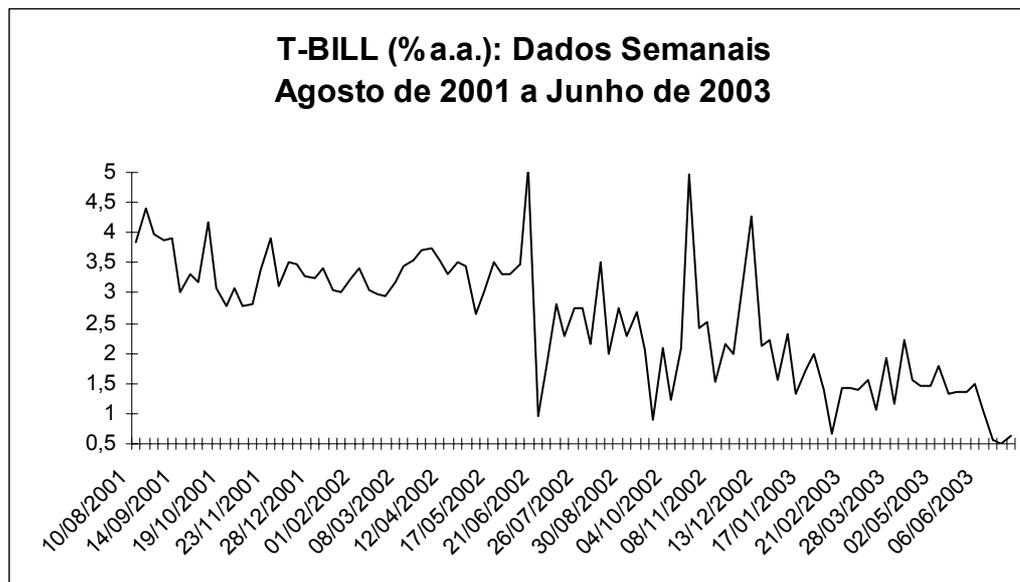


Fonte: Banco Central

Gráfico 3 – Câmbio *Spot*

Consideraremos como taxa de juros internacional a taxa de juros do título do tesouro americano (T-BILL) de contratos com vencimento em abril de 2004 (calculado pela diferença entre

a taxa *yield* e a *spread* de compra-*bid* do *Global04*) e capturados toda sexta-feira. A base dos valores percentuais é anual. Os dados semanais estão plotados no **Gráfico 4**, a seguir:



Fonte: Bloomberg

Gráfico 4 – T-BILL

Resolvemos compor nossas variáveis de risco da seguinte forma:

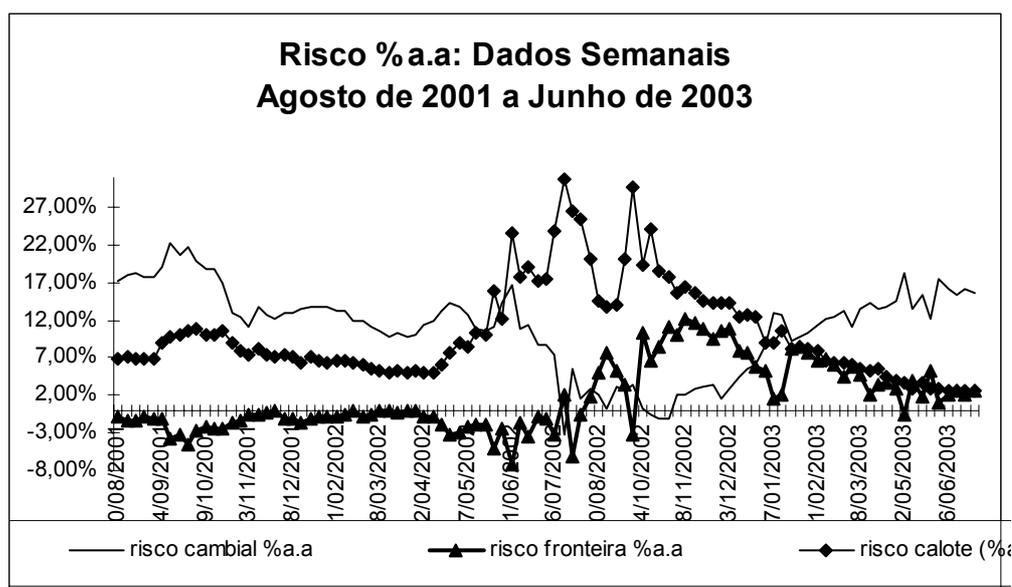
- Prêmio de risco de não-pagamento (r_{calote_t}): taxa *spread* do *global 04*
- Prêmio de risco cambial (r_{c_t}): $\frac{1+tx. \text{ juros swap pré } \times \text{ di}}{1+cc_{NBC-E}} - 1$, onde cc_{NBC-E} = cupom cambial (expectativa do cupom sujo) das Notas do Banco Central – E
- Prêmio de risco de fronteira (r_{front_t}): $\frac{1+cc_{NBC-E}}{1+tx. \text{ yield do global } 04} - 1$

Os prêmios de risco de não-pagamento e de risco de fronteira representam medidas de risco país. A taxa *spread* de um *global bond* é a taxa de juros paga acima da remuneração de um título do tesouro americano de prazo equivalente. Esse prêmio constitui o risco de não-pagamento e é relativo à possibilidade do título não ser honrado. O prêmio de risco de fronteira pode ser considerado como resultado da percepção dos agentes de uma restrição na movimentação de capitais devido à intervenção do governo local.

Quanto ao prêmio de risco cambial, este constitui o prêmio oferecido aos agentes para que suas preferências sejam indiferentes entre títulos nacionais protegidos e não protegidos contra uma desvalorização cambial.

É importante ressaltar que as taxas de juros dos diferentes títulos apresentam maturidades compatíveis entre si.

Todos os prêmios de risco são expressos em termos anuais e suas evoluções ao longo do tempo são apresentadas no gráfico a seguir:



Fonte: Andima e Reuters

Gráfico 5 – Prêmios de Risco

Os títulos subjacentes aos prêmios de riscos possuem maturidades decrescentes, de acordo com o vencimento do *global 04* (abril de 2004).

O prêmio de risco de fronteira apresenta sinal negativo desde o início da série (agosto de 2001) até setembro de 2002 em virtude da queda do cupom cambial das NBC-E's abaixo da *yield* do *global 04*, o que pode parecer contra-intuitivo. Este fato deve ter ocorrido devido a dois movimentos durante este período: uma grande demanda por títulos cambiais domésticos e o aumento dos prêmios dos *bradies* devido ao aumento do risco país. Como esta série apresenta esta peculiaridade, ela não será usada para testar nem a PDJ, nem a PCJ.

Observe-se que o conjunto de observações de uma série é subconjunto da outra, isto é, apenas a data inicial do intervalo de amostragem é diferente (agosto de 2001 no caso da PCJ e novembro de 2001, no caso da PDJ).

Na seção seguinte, verificaremos a validade das condições de não arbitragem com ajuste para risco. Primeiramente, aplicaremos testes de raiz unitária para verificar a ordem de integração das séries. Caso as séries sejam integradas de 1ª ordem, aplicaremos o teste de cointegração de Johansen. Os testes foram executados no software *Eviews*®.

4. TESTES DA PDJ E DA PCJ AJUSTADAS A RISCO

Para que a PDJ seja válida, basta que as séries (do log) da desvalorização cambial esperada ($\Delta s_{t,k}^m$), (do log) do diferencial da taxa de juros [$\ln(1+i_t) - \ln(1+i_t^*)$], (do log) do risco de não-pagamento ($\ln(1+r_{calote_t})$) e (do log) do risco cambial ($\ln(1+r_{c_t})$) evoluam no tempo conforme a **equação 2**:

$$\Delta s_{t,k}^m = \alpha + \beta_1[\ln(1+i_t) - \ln(1+i_t^*)] + \beta_2 \ln(1+r_{calote_t}) + \beta_3 \ln(1+r_{c_t}) + \varepsilon_{t,k} \quad (2)$$

Espera-se que o intercepto não seja significativo, que um aumento na diferença de juros ou uma redução de qualquer um dos prêmios de risco estejam associados a um aumento na expectativa de desvalorização, ou seja, $\alpha = 0$, $\beta_1 > 0$ e $\beta_2, \beta_3 < 0$, e que estes parâmetros sejam estáveis.

Para a construção da série (do log) da desvalorização cambial esperada ($\Delta s_{t,k}^m$) consideramos a média do valor do câmbio esperado pelo mercado (de acordo com o relatório Focus

do Banco Central) em abril de 2004, de forma que: $\Delta s_{t,k}^m = \frac{365}{\text{\#dias até 15/04/2004}} * \ln\left(\frac{S_{\text{merc.-abr/2004}}}{S_t}\right)$, ou seja, esta série corresponde a uma desvalorização anualizada, em que o valor da expectativa do câmbio futuro $S_{\text{merc.-abr/2004}}$ é atualizado semanalmente e S_t é o câmbio *spot* dado pela *PTAX800 - venda*. Esta forte restrição se deve à limitação imposta pelo vencimento do *global 04*, que ocorre em 15/04/2004. O **Gráfico 6** a seguir, mostra a relação entre a desvalorização cambial esperada pelo mercado e o diferencial de juros ($\ln(1+i_t) - \ln(1+i_t^*)$) em termos percentuais ao ano:

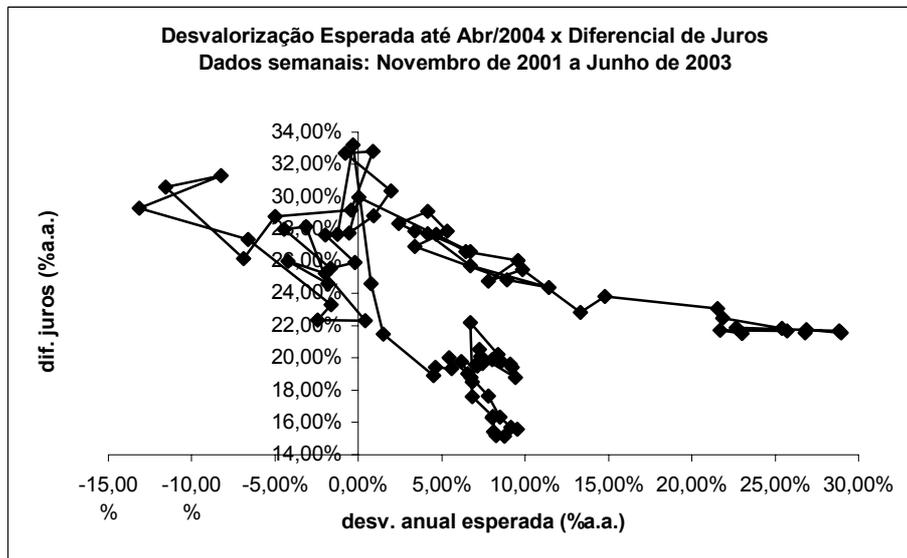


Gráfico 6 – Desvalorização Esperada x Diferencial de Juros

As duas séries separadas apresentam uma evolução ao longo do tempo conforme o **Gráfico 7**, a seguir:

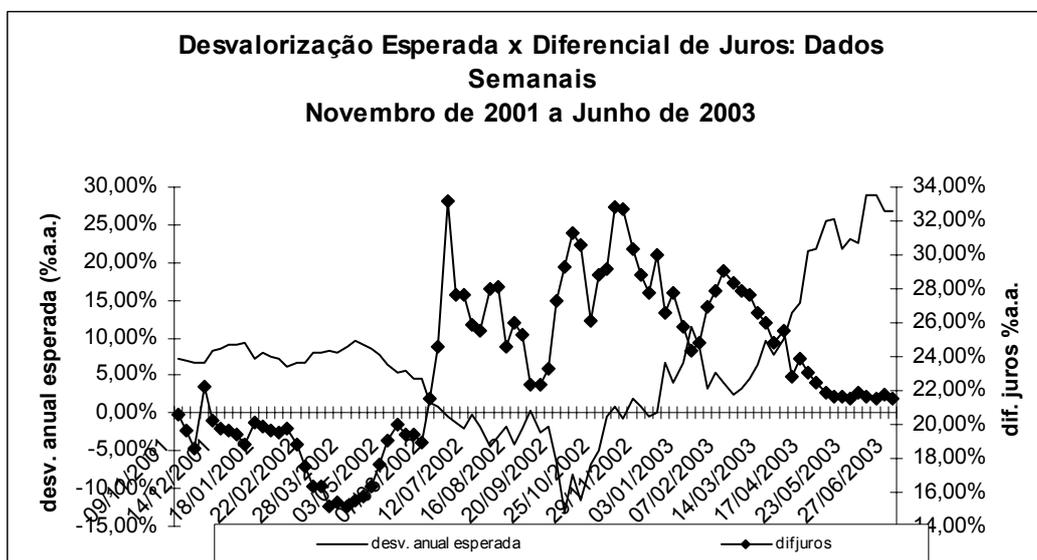


Gráfico 7 – Desvalorização Esperada x Diferencial de Juros

Quanto à PCJ, verificaremos a validade da seguinte formulação:

$$pfuturo_t = \alpha + \beta_1[\ln(1+i_t) - \ln(1+i_t^*)] + \beta_2 \ln(1+r_{\text{calote}_t}) + \varepsilon_{t,k} \quad (3)$$

onde $pfuturo_t$ = (log da) desvalorização implícita nos contratos de *swaps* pré x di e di x dólar

Analogamente à **equação 2**, esperamos que $\alpha = 0$, $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$.

A série de prêmio futuro constitui uma série sintética, pois corresponde a uma desvalorização cambial implícita em um contrato de *swap* pré x dólar. Como este contrato é pouco negociado, resolvemos construir uma série equivalente a partir de contratos de *swap* pré x di e di x dólar, de acordo com a formulação: $pfuturo_t = \ln\left(\frac{1+tx. swap \text{ pré x di}}{1+tx. swap \text{ di x dólar}}\right)$. Nas condições atuais do mercado financeiro brasileiro, não é possível construir esta mesma série a partir do dólar futuro da BM&F, pois contratos de futuro de dólar com prazos maiores que 2 anos são muito pouco negociados na BM&F.

O **Gráfico 8**, a seguir, mostra a relação entre o prêmio futuro e o diferencial de juros ($\ln(1+i_t) - \ln(1+i^*_t)$) em termos percentuais ao ano:

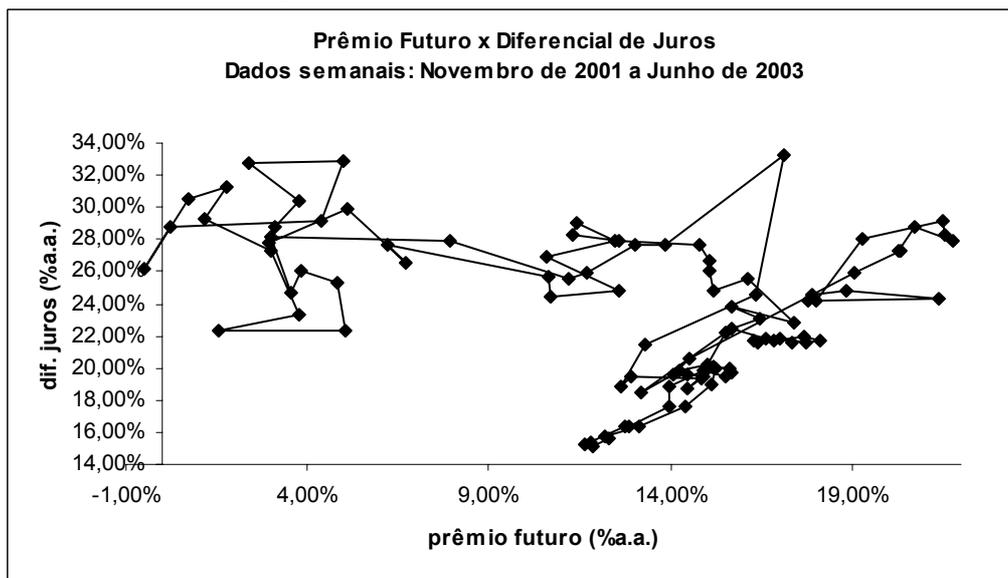


Gráfico 8 – Prêmio Futuro x Diferencial de Juros

As duas séries separadas apresentam uma evolução ao longo do tempo conforme o **Gráfico 9** a seguir:

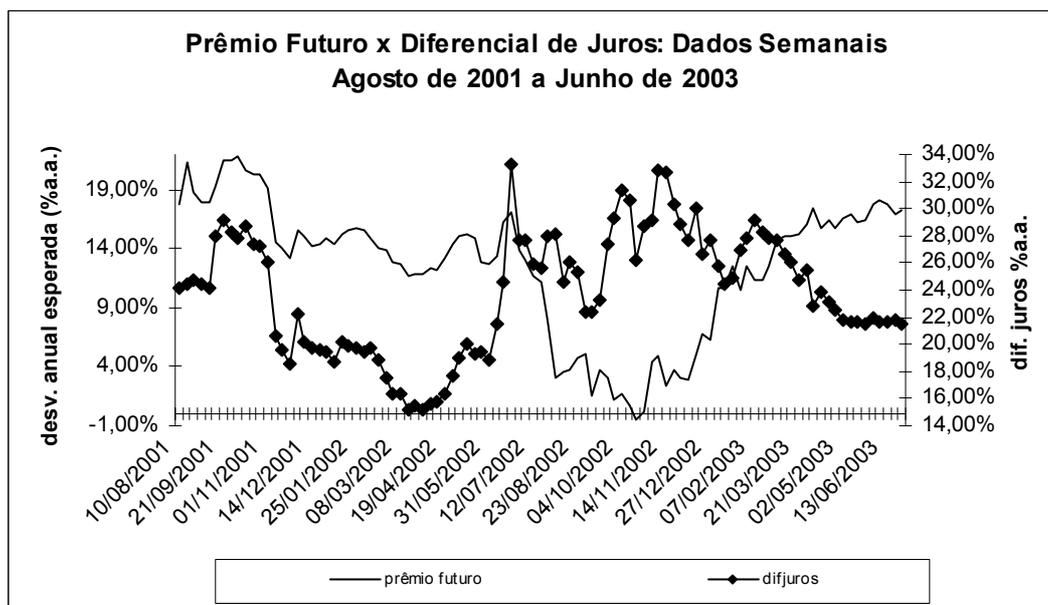


Gráfico 9 – Prêmio Futuro x Diferencial de Juros

Caso a PDJ ou a PCJ fossem válidas, os pontos dos **Gráficos 6 e 8** deveriam estar sob uma reta partindo da origem e com ângulo de 45°. Portanto, a análise visual não permite validar nenhuma das relações de paridade em sua forma tradicional, pois as curvas desses gráficos não apresentam sequer monotonicidade preponderantemente positiva. Os testes de cointegração também apresentaram resultados em direção à sua não-validação (não mostrados). Isso vem ao encontro do que esperávamos obter, pois os investidores estrangeiros exigem de ativos de economias emergentes, como a brasileira, um retorno esperado maior do que no caso de economias desenvolvidas.

Antes de apresentarmos os resultados dos testes de cointegração para as paridades ajustadas por prêmio de risco, teceremos uma breve análise da ordem de integração das séries. A descrição dos testes bem como os resultados encontram-se no apêndice.

4.1. Testes de Raiz Unitária

A análise visual do **Gráfico 5, 7 e 9** não nos permite inferir em favor da presença de raiz unitária para nenhuma das séries de interesse (não usaremos a série de prêmio de risco fronteira). Além disso, os três testes de raiz unitária aplicados às séries nos levam a não-rejeição da hipótese de que todas são integradas de 1ª. ordem, exceto as séries de diferencial de juros e de risco de não-pagamento. Para essas duas séries, não rejeitamos a estacionariedade pelo teste de Dickey-Pantula, enquanto que os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) não permitem rejeitar que elas sejam integradas de 1ª ordem. O resumo do resultado dos testes é apresentado na tabela a seguir:

| | Dickey-Pantula | ADF | KPSS |
|-----------------------------|----------------|------|------|
| $\Delta s_{t,k}^m$ | I(1) | I(1) | I(1) |
| $pfuturo_t$ | I(1) | I(1) | I(1) |
| $\ln(1+i_t) - \ln(1+i^*_t)$ | estacion. | I(1) | I(1) |
| $\ln(1+rcalote_t)$ | estacion. | I(1) | I(1) |
| $\ln(1+rc_t)$ | I(1) | I(1) | I(1) |

Tabela 1 – Resumo dos Testes de Raiz Unitária

Nas próximas subseções (4.2 e 4.3), aplicaremos os testes de cointegração de Johansen apesar da ambigüidade no resultado dos testes de raiz unitária para as séries de diferencial de juros e de prêmio de risco de não-pagamento.

4.2. Teste da Validade da PDJ

Pelo modelo de Johansen, consideraremos a seguinte formulação em correção de erros:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \pi_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \pi_2 \Delta \mathbf{x}_{t-2} + \pi_3 \Delta \mathbf{x}_{t-3} + \dots + \pi_{p-1} \Delta \mathbf{x}_{t-p-1} + \pi \mathbf{x}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde:

$\mathbf{x}_t = (\Delta s_{t,k}^m, \ln(1+i_t) - \ln(1+i^*_t), \ln(1+rcalote_t), \ln(1+rc_t))'$ = vetor das variáveis endógenas

\mathbf{A}_0 = vetor (nx1) de interceptos

π = matriz com elementos π_{jk} , tais que pelo menos um é não-nulo

π_i = matriz (nxn) de coeficientes com elementos $\pi_{jk}(i)$

ε_t = vetor (nx1) de resíduos

Observa-se que cada uma das linhas do conjunto de linhas linearmente independentes da matriz π constitui um vetor de cointegração de \mathbf{x}_t .

Seguiremos o seguinte procedimento:

- 1) Identificação do número de defasagens
- 2) Especificação dos termos deterministas
- 3) Estimativa do modelo e determinação do “rank” de π
- 4) Análise do(s) vetor(es) de cointegração normalizado(s).

Para determinar o número de defasagens p , estimaremos o seguinte VAR (“*vector autoregression*”) no nível das séries:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{A}_2\mathbf{x}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p\mathbf{x}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (5)$$

onde: \mathbf{A}_i = matriz (nxn) de coeficientes

Em seguida, aplicamos as generalizações multivariadas das medidas AIC (Akaike Information Criterion) e SBC (Schwartz Bayesian Criterion):

$$\text{AIC} = -2\lambda/T + 2m/T \quad (6)$$

$$\text{SBC} = -2\lambda/T + m\ln(T)/T \quad (7)$$

onde:

$$\lambda = -\frac{Tk}{2} (1 + \log 2\pi) - \frac{T}{2} \log |\Sigma_p|$$

n = número de elementos do vetor de resíduos

T = número de observações utilizáveis

m = número total de parâmetros estimados

Σ_p = matriz de variância-covariância dos resíduos da **equação 5** com p defasagens

Como a comparação deve ser feita para um mesmo número de observações, ajustamos a data de início das séries para a maior defasagem. Para valores de p entre 1 e 15, o melhor modelo é o que apresenta 15 defasagens (AIC), enquanto por SBC, é o de uma defasagem. Parcimoniosamente, escolhemos o modelo de apenas uma defasagem.

Além disso, precisamos escolher o melhor modelo em termos de presença de intercepto e/ou tendência determinista dentre as seguintes possibilidades:

- a) Vetor de cointegração sem intercepto e vetor de variáveis endógenas sem tendência determinística
- b) Vetor de cointegração com intercepto e vetor de variáveis endógenas sem tendência determinística
- c) Vetor de cointegração com intercepto e vetor de variáveis endógenas com tendência determinística
- d) Vetor de cointegração com intercepto e tendência linear e vetor de variáveis endógenas com tendência determinística
- e) Vetor de cointegração com intercepto e tendência linear e vetor de variáveis endógenas com tendência determinística e tendência linear quadrática

A escolha será feita através do chamado *princípio de Pantula*. Por este princípio, verifica-se se a hipótese de presença de r vetores de cointegração é ou não rejeitada para cada um dos modelos.

Esta verificação é feita na ordem de a) a e) inicialmente para a hipótese de não-cointegração. Caso esta hipótese seja rejeitada para todos os 5 modelos, verifica-se a rejeição ou não da hipótese de no máximo um vetor de cointegração, em seguida de no máximo dois vetores de cointegração, e assim por diante, até a primeira ocorrência de uma não rejeição da hipótese nula. O respectivo modelo será o escolhido. A estatística de razão de verossimilhança denominada $\lambda_{\text{traço}}$ é calculada para cada um dos 5 modelos e a hipótese nula é de que existem no máximo r_{max} vetores de cointegração. A estatística tem a seguinte formulação $\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1-\lambda_i) \sim \chi^2(r)$. Quando a estatística é maior que o valor crítico a 5% de significância, rejeita-se a hipótese nula.

Pela análise visual dos **gráficos 5 e 7** descartamos apenas a presença de uma tendência quadrática no nível (modelo **e**). De qualquer forma, obtivemos “rank” nulo para os cinco modelos a 5% de significância, o que indica que as séries, além de apresentarem raiz unitária, são independentes entre si e, portanto, a PDJ não é válida mesmo ajustando pra risco.

4.3 Teste da Validade da PCJ

Aplicamos o método de Johansen às séries de prêmio futuro, diferença de juros e risco de não-pagamento. Analogamente ao caso da PDJ, aplicamos os critérios de informação para valores de p entre 1 e 15. Pela medida AIC, o melhor modelo é o que apresenta 15 defasagens, enquanto pela SBC, é o de uma defasagem. Parcimoniosamente, escolhemos o modelo de apenas uma defasagem.

Quanto à especificação do vetor de cointegração e do vetor de variáveis endógenas, pela análise visual dos **gráficos 5 e 9** descartamos a presença de tendência linear no nível (modelos **c, d** e **e**). De qualquer forma, também obtivemos “rank” nulo para os cinco modelos a 5% de significância, o que indica que as séries, além de apresentarem raiz unitária, são independentes entre si e, portanto, a PCJ também não é válida mesmo ajustando pra risco.

5. CONCLUSÕES

Os testes de cointegração de Johansen não nos permitiram obter a validade das relações de paridade de juros mesmo ajustando para prêmio de risco.

É importante ressaltar que o fato de o intervalo amostral ser menor que 3 anos acarreta uma redução do poder dos testes econométricos desenvolvidos, pois as séries podem não apresentar indícios suficientes de seu comportamento de longo prazo, que é justamente o que o teste de cointegração, por exemplo, tem por objetivo capturar. Miguel (1999) também aplicou o teste de Johansen e obteve evidências de reversão à média para os dados semanais da PDJ e da PCJ ajustadas por prêmio de risco. No entanto, os valores dos coeficientes de cointegração ficaram distantes do que seria esperado teoricamente. De acordo com o autor, isto pode ter ocorrido em virtude do intervalo amostral também ser insuficientemente longo (3,5 anos).

Conforme sugerido por Frankel & Okongwu (1995), um possível erro de medida dos dados de *survey* também pode ter levado à não validação das condições de paridade.

Conclui-se, portanto, que os dados não apresentam uma evidência empírica sólida o suficiente para podermos afirmar ou negar que a condição não-arbitragem vigorou durante os intervalos amostrais analisados.

Os gráficos a seguir ilustram a dificuldade de se modelar o comportamento conjunto do diferencial de juros, desvalorização cambial (prêmio futuro, no caso da PCJ) e dos prêmios de risco:

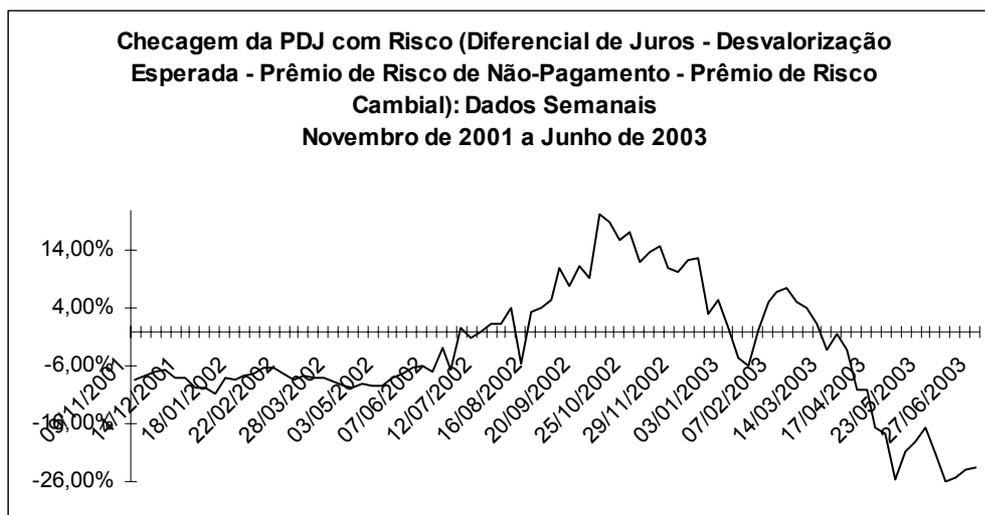


Gráfico 10 – Checagem da PDJ com Risco

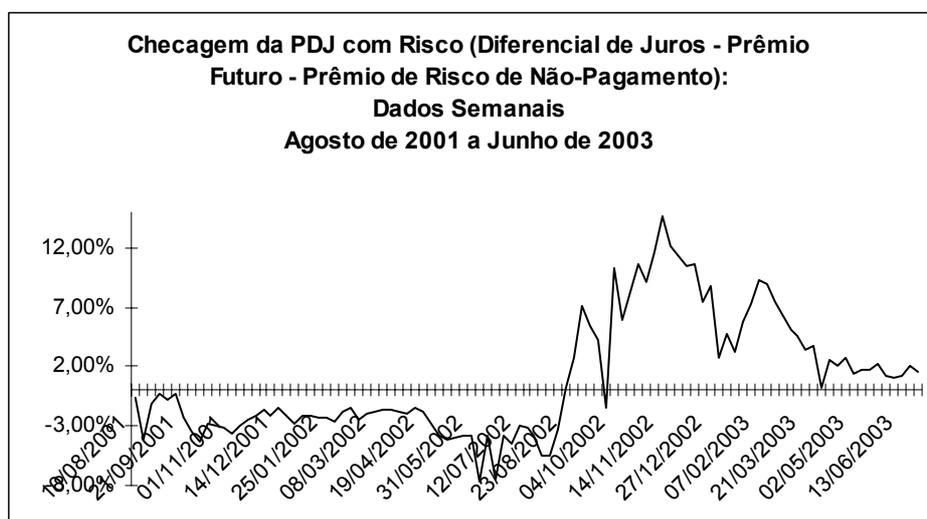


Gráfico 11 – Checagem da PCJ com Risco

Caso as relações de paridade com ajuste por risco fossem exatamente válidas, as curvas dos gráficos seriam linhas horizontais em 0%. Considerando os momentos de turbulência vividos ao longo do período estudado, até esperaríamos valores positivos para a checagem, o que não ocorreu nas semanas anteriores a setembro de 2002. A notória mudança de comportamento entre esta data e fevereiro de 2003 se deveu principalmente às quedas da expectativa de desvalorização cambial e do prêmio de risco cambial (no caso da PDJ) e da queda do prêmio futuro (no caso da PCJ). Uma hipótese a ser testada é se a não-observância da paridade de juros implicou em não-eficiência do mercado de câmbio, isto é, durante este período os agentes podem ter obtido ganhos de arbitragem.

Estudos futuros poderão dar continuidade a este trabalho abordando a condição de paridade usando fundamentos, como dívida pública/ PIB, conta corrente/ PIB, por exemplo, ou testando problemas de viés de amostra (problema do peso, bolhas racionais, modelos aprendizagem ou informação ineficiente) ou mesmo a violação da hipótese de expectativas racionais.

Alternativamente, como salientado por Miguel, P. (1999) e sugerido por Sachsida (1999), as autoridades monetárias parecem ter tentado controlar a taxa de câmbio nominal e as taxas de juros domésticas simultaneamente. Mesmo após 1999, com o regime de taxa de câmbio flutuante em vigor, existem indícios de que isso também ocorreu. Assim, estudos empíricos poderiam testar

modelos que incorporam uma função de reação de política monetária ao aumento da taxa de câmbio nominal, como indicado em McCallum (1994).

6. REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

- BASURTO, G. & GHOSH, A.; **The Interest Rate-Exchange Rate Nexus in Currency Crises**, in: IMF Staff Papers, vol, 47, 2001.
- BLANCHARD, Olivier; **Macroeconomics**, New Jersey: Prentice Hall, 2000.
- CAVALCANTE, M. T. & HOLANDA, M. C.; **Mobilidade de Capital Internacional no Brasil**, in: Anais do XX Encontro Brasileiro de Econometria, 1998.
- DICKEY, D. & PANTULA, S. G.; **Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes**, in: Journal of Business & Economic Statistics, vol. 5, October 1987.
- ENDERS, W.; **Applied Econometric Time Series**, Wiley, 1995.
- ENGLE & YOO, **Forecasting and Testing in Co-integrated Systems**, In: Journal of Econometrics 35, p.143-159, North Holland, 1987.
- FLOOD, Robert P. e ROSE, Andrew K.; **Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals**. Centre for Economic Policy Research. Discussion Paper no. 838, Setembro de 1993.
- FRANKEL, J.; **Measuring International Capital Mobility: A Review**, in: American Economic Review, p. 197-202, May 1992.
- FRANKEL, J. & OKONGWU, C.; **Liberalized Portfolio Capital Inflows in Emerging Markets: Sterilization, Expectations and the Incompleteness of Interest Rate Convergence**, NBER Working Paper no. 5156, June 1995.
- FROOT, K.; **Short Rates and Expected Asset Returns**, NBER Working Paper no. 3247, January, 1990.
- FROOT, K. & THALER, R.; **Anomalies in Foreign Exchange Rates**, in: Journal of Economic Perspectives, Vol.4 n.3, 1990.
- GARCIA, M.G.P., DIDIER, T.; **Taxa de Juros, Risco Cambial e Risco Brasil**, Rio de Janeiro: PUC-RJ, 2000.
- GARCIA, M.G.P., OLIVARES, G.; **O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real**, in: Revista Brasileira de Economia, 55(2):151-182, abr/jun 2001.
- JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K.; **Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money**, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 55, 169-210, 1990.
- KRUGMAN, Paul R.; Obstfeld, Maurice; **International Macroeconomics**, New York: Harper Collins, 1994.
- MACDONALD, R. and MARSH, I.W.; **On Casselian PPP, cointegration and exchange rate forecasting**; in: *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, pp.655-64, November 1999.
- MacDONALD, Ronald; **Exchange Behavior: Are Fundamentals Important?**, in: *The Economic Journal*, vol. 109, no. 459, p. F672-F691, Novembro de 1994.
- MADDALA, G.S. & KIM, I.M.; **Unit Roots, Cointegration and the Structural Change**, Cambridge University Press, 1998.
- MCCALLUM, B. T. **A reconsideration of the UIP relationship**, In: Journal of Monetary Economics, vol. 33, pages 105-32, 1994.
- MEESE, R.A. & ROGOFF, K.; **Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample?**, in: Journal of International Economics, 14, 3-24, 1983.
- MEREDITH, G. & CHINN, M. D.; **Long-Horizon Uncovered Interest Parity**, in: NBER Working Paper no. 6797, November, 1998.

- MIGUEL, Paulo Pereira; **Paridade de Juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidência dos anos 90**, Dissertação de mestrado, FEA-USP, 1999.
- MUINHOS, Marcelo K.; FREITAS, Paulo S.; ARAÚJO, F.; **Uncovered Interest Parity with Fundamentals: A Brazilian Exchange Rate Forecast Model**, Banco Central, 2000.
- OBSTFELD, M. & ROGOFF, K.; **The Mirage of Fixed Exchange Rates**, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4, 1995.
- OSTERWALD-LENUM, M.; **A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics**, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54 (1992), 461-71.
- PERRON, P.; **The Great Crash, The Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis**, in: Econometrica, Vol.57, no.6, p.1361-1401, (november,1989).
- SACHSIDA, Adolfo; TEIXEIRA, Joanílio R.; ELLERY Jr., Roberto; **Diferencial de Juros e Taxa de Câmbio no Brasil**, in: Texto para Discussão no. 662, Brasília: IPEA, 1999.
- TAYLOR, Mark; **The Economics of Exchange Rates**, in: Journal of Economic Literature, vol. 33, no. 1, p. 13-47, Março de 1995.
- WADHWANI, S.; **Currency Puzzles**, Bank of England, September 1999.

APÊNDICE – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Teste de Dickey-Pantula

Dickey e Pantula (1987) propõem que o teste τ aplicado em ADF pode ser usado para comparar a hipótese nula de k raízes unitárias com a hipótese alternativa de $k-1$ raízes unitárias. Consideremos a seguinte formulação:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + e_t$$

onde $e_t \sim i.i.d. (0,1)$.

Eles consideram um modelo autorregressivo de ordem $p = 3$ e três raízes unitárias possíveis. No nosso caso, consideraremos um modelo AR(2) e adicionaremos defasagens da variável dependente para capturar uma possível autocorrelação de resíduos, que pode ser escrito da seguinte forma:

$$w_t = \alpha + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 z_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i w_{t-i+1} + e_t$$

onde: α é um intercepto, $z_t = y_t - y_{t-1}$ e $w_t = z_t - z_{t-1}$, ou seja, z_t e w_t são a primeira e segunda diferenças do processo y_t .

São consideradas as seguintes hipóteses:

- i) nenhuma raiz unitária
 $H_0: \theta_1 < 0$ e $\theta_2 < 0$
- ii) uma raiz unitária
 $H_1: \theta_1 = 0$ e $\theta_2 < 0$
- iii) duas raízes unitárias
 $H_2: \theta_1 = \theta_2 = 0$

Alternativamente, os autores propõem um teste baseado na estatística τ_μ (ou τ ou τ_τ):

- a) para H_2 contra H_1 , usar a estatística τ_μ na regressão de mínimos quadrados de w_t contra um intercepto, z_{t-1} e defasagens de w_t para testar se o coeficiente de z_{t-1} é zero, de acordo com a formulação $w_t = \alpha + \theta^a_2 z_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i w_{t-i+1} + e_t$. Quando a constante não é significativa pela estatística t usual, a regressão é aplicada sem a constante e a estatística que usamos para testar se o coeficiente de z_{t-1} é zero é a τ . Caso não se rejeite H_2 , interrompa o procedimento; caso contrário, aplique o passo **b**.
- b) para H_1 contra H_0 , usar a estatística τ_μ na regressão de mínimos quadrados de w_t contra um intercepto, z_{t-1} , y_{t-1} e defasagens de w_t para testar se o coeficiente de y_{t-1} é zero, de acordo com a formulação $w_t = \alpha + \theta^b_1 y_{t-1} + \theta^b_2 z_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i w_{t-i+1} + e_t$. Quando a constante não é significativa pela estatística t usual, a regressão é aplicada sem a constante e a estatística que usamos para testar se o coeficiente de z_{t-1} é zero é a τ . Caso não se rejeite H_1 , conclua que a série possui uma raiz unitária; caso contrário, a série é estacionária.

Para tratar a questão do número de defasagens (**p**), temos que um número excessivo de defasagens reduz o poder do teste de Dickey-Pantula de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, pois reduz o número de graus de liberdade (que já é pequeno devido ao fato da amostra ser pequena). Por outro lado, um número muito pequeno de defasagens implica numa captura inadequada do processo ditado pelas perturbações e, dessa forma, o parâmetro γ e seu erro padrão não serão bem estimados. Assim, para cada série, partimos de um número arbitrariamente grande de defasagens ($p = 26$, que corresponde aproximadamente a 6 meses), reduzindo-o até que o β_p fosse significativo a 10% (estatística t usual). Além disso, também verificamos se o correlograma de resíduos apresentam um espectro de ruído branco.

Aplicando o teste de Dickey-Pantula, obtivemos os resultados que constam da tabela a seguir:

| | p^a | problema correlogr. resíduos | θ^a_2 | p^b | problema correlogr. resíduos | θ^b_1 |
|-----------------------------|-------|------------------------------|-----------------------|-------|------------------------------|----------------------|
| $\Delta s^m_{t,k}$ | 6 | não | -0,916** (-2,959) | 6 | não | 0,003 (0,873) |
| $pfuturo_t$ | 13 | não | -0,897** (-2,775) | 13 | não | -0,002 (-0,195) |
| $\ln(1+i_t) - \ln(1+i^*_t)$ | 2 | não | -1,166*** (-6,616) | 5 | não | -0,102** (-2,166) |
| $\ln(1+rcalote_t)$ | 14 | não | -0,895* (-1,861) | 17 | coef. 23 | -0,145** (-2,277) |
| $\ln(1+rc_t)$ | 24 | não | -1,619** (-2,180) | 24 | não | -0,020 (-0,712) |

OBS1.: as estatísticas t estão entre parênteses

OBS2.: no caso da desvalorização cambial, aplicamos o teste com constante

**** significante a 1%, de acordo com os valores críticos de Dickey-Fuller*

*** significante a 5%, de acordo com os valores críticos de Dickey-Fuller*

** significante a 10%, de acordo com os valores críticos de Dickey-Fuller*

Tabela 2 – Teste de Dickey-Pantula

Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Para o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), aplicamos o procedimento descrito em Enders (1995), que consiste numa pequena modificação do procedimento sugerido por Dolado, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (DJSR-1990) para testar raiz unitária quando a forma do processo

gerador de dados é desconhecida. O procedimento parte do modelo menos restritivo (com presença de constante e tendência linear), restringindo-o enquanto a hipótese nula de raiz unitária não é rejeitada. Estimaremos as seguintes equações:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

O número de defasagens (**p**) será identificado conforme descrito na seção anterior (teste de Dickey-Pantula).

A aplicação dos testes de raiz unitária de ADF resultou na tabela a seguir:

| $\Delta s_{t,k}^m$ | p | problema correlogr. resíduos | a_0 | a_2 | γ | $\tau_{\beta t}$ | ϕ_3 | $\tau_{\alpha \mu}$ | ϕ_1 |
|--|----|------------------------------------|----------------------|-------------------|----------------------|------------------|----------|---------------------|----------|
| Modelo com intercepto e tendência linear | 23 | não | -0,03103 (-1,187) | 0,0006 (1,559) | -0,1612 (-1,6456) | 1,559 | 1,2156 | | |
| Modelo com intercepto | 23 | não | 0,009 (1,863) | | -0,206 (-2,165) | | | 1,863 | 1,736 |
| Modelo sem intercepto | 7 | não | | | -0,01 (-0,279) | | | | |

OBS.: as estatísticas *t* estão entre parênteses

*** significante a 1%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

** significante a 5%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

* significante a 10%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

Tabela 3 – Teste ADF de raiz unitária para a desvalorização cambial esperada

| $pfuturo_t$ | p | problema correlogr. resíduos | a_0 | a_2 | γ | $\tau_{\beta t}$ | ϕ_3 | $\tau_{\alpha \mu}$ | ϕ_1 |
|--|----|------------------------------------|-------------------|---------------------|----------------------|------------------|----------|---------------------|----------|
| Modelo com intercepto e tendência linear | 14 | não | 0,0029 (0,345) | 3,18e-05 (0,380) | -0,0407 (-0,9091) | 0,380 | 0,0714 | | |
| Modelo com intercepto | 14 | não | 0,006 (1,294) | | -0,0494 (-1,285) | | | 1,294 | 0,837 |
| Modelo sem intercepto | 14 | não | | | -0,002 (-0,195) | | | | |

OBS.: as estatísticas *t* estão entre parênteses

*** significante a 1%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

** significante a 5%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

* significante a 10%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

Tabela 4 – Teste ADF de raiz unitária para o prêmio futuro

| $\ln(1+i_t) - \ln(1+i_t^*)$ | p | problema correlogr. resíduos | a_0 | a_2 | γ | $\tau_{\beta t}$ | ϕ_3 | $\tau_{\alpha\mu}$ | ϕ_1 |
|--|---|------------------------------------|-------------------|---------------------|--------------------|------------------|----------|--------------------|----------|
| Modelo com intercepto e tendência linear | 6 | não | 0,0222 (2,175) | 7,95e-05 (1,265) | -0,127 (-2,491) | 1,265 | 0,803 | | |
| Modelo com intercepto | 6 | não | 0,021 (2,073) | | -0,102 (-2,166) | | | 2,073 | 2,148 |
| Modelo sem intercepto | 3 | não | | | -0,003 (-0,460) | | | | |

OBS.: as estatísticas t estão entre parênteses

*** significativa a 1%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

** significativa a 5%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

* significativa a 10%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

Tabela 5 – Teste ADF de raiz unitária para o diferencial de juros

| $\ln(1+r_{calote}_t)$ | p | problema correlogr. resíduos | a_0 | a_2 | γ | $\tau_{\beta t}$ | ϕ_3 | $\tau_{\alpha\mu}$ | ϕ_1 |
|--|----|------------------------------------|-------------------|-----------------------|--------------------|------------------|----------|--------------------|----------|
| Modelo com intercepto e tendência linear | 18 | não | 0,0164 (1,942) | -3,79e-05 (-0,316) | -0,138 (-2,016) | -0,316 | 0,050 | | |
| Modelo com intercepto | 18 | não | 0,015 (2,104) | | -0,145 (-2,277) | | | 2,104 | 2,213 |
| Modelo sem intercepto | 15 | não | | | -0,018 (-0,873) | | | | |

OBS.: as estatísticas t estão entre parênteses

*** significativa a 1%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

** significativa a 5%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

* significativa a 10%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

Tabela 6 – Teste ADF de raiz unitária para o nível do risco de não-pagamento

| $\ln(1+rc_t)$ | p | problema correlogr. resíduos | a_0 | a_2 | γ | $\tau_{\beta t}$ | ϕ_3 | $\tau_{\alpha\mu}$ | ϕ_1 |
|--|----|------------------------------------|--------------------|--------------------|---------------------|------------------|----------|--------------------|----------|
| Modelo com intercepto e tendência linear | 25 | não | -0,012 (-0,378) | 0,0002 (0,7885) | -0,0380 (-0,241) | 0,788 | 0,303 | | |
| Modelo com intercepto | 25 | não | 0,0119 (1,459) | | -0,140 (-1,613) | | | 1,459 | 1,041 |
| Modelo sem intercepto | 25 | não | | | -0,020 (-0,712) | | | | |

OBS.: as estatísticas t estão entre parênteses

*** significativa a 1%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

** significativa a 5%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

* significativa a 10%, de acordo com os valores críticos de MacKinnon

Tabela 7 – Teste ADF de raiz unitária para o nível do risco cambial

Pelo método de ADF, não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para o nível das séries nem a 10% de significância.

Teste de KPSS

Conforme descrito em Enders (1995) e Maddala & Kim (1994), são dois os principais problemas dos testes de ADF e PP:

- Baixo poder de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária quando esta é falsa
- Problemas de distorção do valor do teste quando a distribuição dos resíduos contém componentes de média móvel.

Assim, resolveu-se aplicar o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), descrito em Maddala & Kim (1994), que tem a estacionariedade como hipótese nula.

Conforme descrito em Maddala & Kim (1994), parte-se do seguinte modelo:

$$y_t = \delta t + \zeta_t + \varepsilon_t$$

onde ε_t é estacionário e ζ_t , um passeio aleatório, dado por $\zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t$, $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$.

A hipótese nula é $H_0: \sigma_u^2 = 0$ e a estatística é dada pelo multiplicador de Lagrange $LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \sigma_e^2$, onde $S_t = \sum_{s=1}^t e_s$ e e_s são os resíduos estimados de ε_s .

Aplicamos este teste considerando apenas a presença de um intercepto tanto nos modelos para a PDJ quanto nos para a PCJ, pois a análise visual dos **gráficos 5, 7 e 9** não sugerem a presença de tendência linear. Obtivemos os resultados a seguir:

| | # defas. Newey- West | LM |
|----------------------------------|----------------------------|-----------|
| $\Delta S_{t,k}^m$ | 3 | 0,6271** |
| pfuturo _t | 3 | 0,7011** |
| $\ln(1+i_t) -$ $\ln(1+i_t^*)$ | 3 | 0,5148** |
| $\ln(1+rcalote_t)$ | 3 | 0,4225* |
| $\ln(1+rc_t)$ | 3 | 0,7418*** |

*** *significante a 1%, de acordo com os valores críticos de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin*

** *significante a 5%, de acordo com os valores críticos de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin*

* *significante a 10%, de acordo com os valores críticos de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin*

Tabela 8 – Teste de raiz unitária de KPSS

De acordo com a formulação de KPSS, todas as séries podem ser integradas de 1^a ordem a pelo menos 10% de significância.