

André Bruno Soares

**AS PARIDADES COBERTA E DESCOBERTA DE JUROS,
PRÊMIO PELO RISCO E AJUSTE DE JUROS DA ECONOMIA
BRASILEIRA**

Dissertação submetida ao Programa de
Pós Graduação em Economia da
Universidade Federal de Santa
Catarina para a obtenção do Grau de
Mestre em Economia
Orientador: Prof. Dr. Fernando Seabra

Florianópolis
2012

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Soares, André Bruno

As paridades coberta e descoberta de juros, prêmio pelo
risco e ajuste de juros da economia brasileira
[dissertação] / André Bruno Soares ; orientador, Fernando
Seabra - Florianópolis, SC, 2012.

96 p. ; 21cm

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Catarina, Centro Sócio-Econômico. Programa de Pós-Graduação em
Economia.

Inclui referências

1. Economia. 2. Paridade Coberta e descoberta de Juros.
3. Paridade de juros reais. 4. Risco país. 5. Modelo limiar
de momentos. I. Seabra, Fernando. II. Universidade Federal
de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em Economia.
III. Título.

André Bruno Soares

**AS PARIDADES COBERTA E DESCOBERTA DE JUROS,
PRÊMIO PELO RISCO E AJUSTE DE JUROS DA ECONOMIA
BRASILEIRA**

Esta Dissertação foi julgada adequada para obtenção do Título de Mestre em Ciências Econômicas, e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina.

Florianópolis, 25 de Setembro de 2012

Prof. Dr. Roberto Meurer
Coordenador do Curso

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Fernando Seabra
Orientador

Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes
Pontifícia Universidade Católica do RS

Prof. Dra. Eva Yamila da Silva Catela
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Dr. André Alves Portela Santos
Universidade Federal de Santa Catarina

A Deus
e às minhas amadas Hayana, Ana Clara e Larissa.

AGRADECIMENTO

A todos que contribuíram para a realização deste trabalho, fica aqui registrado o meu agradecimento especialmente:

Aos meus pais e irmãs que sempre contribuíram positivamente, quer com incentivo quer com recursos financeiros, quer com a simples presença.

Às mulheres da minha vida, a Hayana, Ana Clara e Larissa pelo sacrifício.

Ao professor Fernando Seabra pela orientação, apoio, aprendizado e incentivo a conclusão.

Aos meus colegas de classe pela troca de experiências.

A amiga professora Maria Júlia, pelo socorro tempestivo.

Aos professores do Departamento de Economia da Universidade Federal de Santa Catarina pelo investimento nas vidas dos alunos.

A Secretaria do Programa de Pós Graduação em Economia pelo apoio.

E aqueles não citados, mas que contribuíram para esta realização.

RESUMO

Esta dissertação apresenta um estudo sobre a paridade coberta de juros, a paridade descoberta de juros e a paridade de juros reais entre a economia brasileira e dos EUA. O objetivo foi analisar a presença de desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo, a existência de prêmio pelo risco e o ajuste da taxa de juros em relação a economia internacional. São apresentados os tipos de risco aos quais a economia brasileira está sujeita e a forma de avaliação das principais agências de *Rating*. Para isso foi realizada uma estimativa da paridade descoberta de juros (PDJ) e a verificação da existência de um prêmio pelo risco e o teste para a presença de assimetrias no ajuste de juros na paridade de juros real. Os modelos estimados foram o linear de correção pelo erro e os não lineares TAR e o M-TAR com a utilização de uma função limiar. Os resultados encontrados indicam a presença de um prêmio pelo risco e de assimetria na resposta do Banco Central do Brasil às variações na taxa de juros dos EUA. A conclusão é que existem desvios na economia brasileira, tanto no mercado de câmbio quanto no mercado de juros, por razões de mercado, da legislação e das instituições brasileiras.

Palavras-chave: Paridade Coberta de Juros. Paridade Descoberta de Juros. Paridade de Juros Real. Prêmio pelo Risco. Ajustamento Assimétrico. Cointegração. Função Limiar. Threshold.

ABSTRACT

This dissertation conducted a study on the covered interest parity, Uncovered Interest Parity (UIP) and on the Real Interest Parity (RIP) between Brazil and United States. The objective was to analyze the presence of deviations from long-run equilibrium, the existence of a risk premium and the adjustment of the interest rate in relation to the international economy. Shows the types of risk to which the Brazilian economy this subject and how to review the major rating agencies. For that were used to estimate the UIP, the verification of the existence of a risk premium and a test for the presence of asymmetries in the adjustment of interest in real interest parity. The models estimated are the linear error correction model (ECM) and nonlinear TAR and M-TAR with Threshold consistent. The results indicate the presence of a risk premium and asymmetry in the response of the Central Bank of Brazil to changes in U.S. interest rates. The conclusion is that there are deviations in the Brazilian economy, both in the currency and in interest market, because financial and Brazilian institutional and legislation reasons.

Keywords: Covered Interest Parity. Interest Parity Discovery. Real Interest Parity. Risk Premium Asymmetric Adjustment. Cointegration. Threshold.

LISTAS DE GRÁFICOS

Gráfico 1. EMBI+ - 07/2001 até 12/2011	46
Gráfico 2. Juros Internacional - 07/2001 até 12/2011	47
Gráfico 3. Taxa de Câmbio R\$-US\$ - 07/2001 até 12/2011	49
Gráfico 4. Taxa SELIC over - 07/2001 até 12/2011	50
Gráfico 5. Expectativa de Inflação ao Consumidor - 07/2001 até 12/2011	52
Gráfico 6. Taxa Real de Juros dos EUA - 07/2001 até 12/2011	54
Gráfico 7. Taxa real de juros do Brasil - 07/2001 até 12/2011	54
Gráfico 8. Diferencial de Juros e Diferencial de Câmbio - 07/2001 até 12/2011	57
Gráfico 9. Diferencial da Taxa de Juros Real e Taxa de Referência Internacional - 06 de 2001 até 12/2011	76
Gráfico 10. Resíduos da equação de Longo Prazo - 07/2001 até 12/2011	78

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Classificação de Risco <i>S&P, Fitch e Moody's</i>	35
Tabela 2. Grau de Discriminação do EMBI+	39
Tabela 3. Teste de Raiz Unitária - 07/2001 até 12/2011	59
Tabela 4. A Paridade Descoberta de Juros - 07/2001 até 12/2011	72
Tabela 5. Equação de Longo Prazo - 07/2001 até 12/2011	77
Tabela 6. Teste de assimetria e autocorrelação serial para os modelos TAR e M-TAR - 07/2001 até 12/2011.....	80
Tabela 7. Resultados dos modelos ECM e M-TAR, período 07/2001 até 12/2011	83

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	19
2. A PARIDADE COBERTA E DESCOBERTA DE JUROS, PRÊMIO PELO RISCO E A EVIDÊNCIA EMPÍRICA.....	21
2.1 Definições da paridade coberta e descoberta de juros.....	21
2.2 A desigualdade de Jensen e a paridade do poder de compra.....	24
2.3 Desvios da PDJ.....	28
2.3.1 O problema do peso.....	30
2.3.2 Prêmio pelo risco e classificação de risco.....	31
2.3.3 Fundamento ou Discriminação, o que causa o risco país.....	38
2.3.4 Risco país, risco no país (político) e a adaptação da PDJ.....	39
2.4 A paridade de juros reais.....	41
2.4.1 A paridade de juros reais e o caso brasileiro.....	43
3. APRESENTAÇÃO DOS DADOS E METODOLOGIA.....	45
3.1 Apresentação dos dados.....	45
3.1.1. Risco país.....	45
3.1.2. Juros internacional.....	47
3.1.3. Taxa de câmbio.....	48
3.1.4. Taxa de juros no Brasil.....	50
3.1.5. Expectativa de inflação.....	51
3.1.6. Taxas reais de juros.....	53
3.1.7. Diferencial de juros e de câmbio.....	55
3.2. Testes de raiz unitária.....	58
3.3 Metodologia para a paridade de juros reais.....	60
3.3.1 Teste de assimetria: Os modelos auto-regressivo limiar e auto-regressivo limiar de momentos.....	60
3.3.1.1 O modelo auto-regressivo limiar ou TAR.....	60
3.3.1.2. O modelo auto-regressivo limiar de momentos ou M-TAR.....	63
3.3.2. A estimativa consistente de TAR e de M-TAR.....	65
3.3.3 Relação de longo prazo.....	66
4. RESULTADOS.....	69
4.1. A estimação da PDJ.....	69
4.2 A paridade de juros reais.....	74
4.2.1 Aplicação da paridade de juros reais para a economia brasileira.....	75
4.3 Estimativas e resultados.....	76
4.3.1 A relação de longo prazo.....	76
4.3.2 Teste de assimetria.....	78
4.3.3 O Ajuste Assimétrico da Taxa de Juros Brasileira.....	81
5. CONCLUSÃO.....	87
REFERÊNCIAS.....	89

1. INTRODUÇÃO

A última década para a economia brasileira e mundial foi de expressivas mudanças. A economia mundial passou por uma mudança no padrão de crescimento, sendo que os países emergentes passaram a ter um papel mais importante e ativo em relação ao crescimento econômico mundial. A economia brasileira, como parte do grupo de países emergentes, passou a apresentar taxas de crescimento maiores e também alterou de forma significativa a condução da política monetária. As taxas de juros praticadas no início da década no Brasil eram em torno de 20% a.a. passam para patamares de 10% a.a. no ano de 2011, ainda assim permaneceram muito elevadas se comparadas aos países desenvolvidos e outros países emergentes.

As teorias da Paridade Descoberta de Juros (PDJ) e Paridade Coberta de Juros (PCJ) relatam uma relação negativa entre a taxa de juros e a taxa de câmbio para economias que estejam integradas ao mercado internacional. Aplicado ao caso brasileiro é de se esperar que a taxa de câmbio seja valorizada em relação ao dólar caso não existam desvios que afastem esta relação do equilíbrio de longo prazo. Segundo Engel (1995) e Froot (1990), caso existam desvios na relação da PDJ ou na PCJ podem ser em decorrência de prêmios pelo risco pagos pela economia doméstica a investidores estrangeiros. Neste trabalho serão apresentados os diferentes tipos de risco a que os agentes econômicos estão sujeitos, no Brasil, e as formas de avaliação e medição feitas por agências de *Rating*.

Autores como Froot (1990) e Bekaert e Hodrick (1991) estimam a PDJ e a PCJ para verificar se esta relação vigora. Miguel (2001) aplica a teoria ao caso brasileiro e estima o prêmio pelo risco da década de 90. A existência de um prêmio pelo risco na economia brasileira parece indicar que a integração financeira desta não é perfeita. Esse fato pode estar associado a uma atuação do Banco Central Brasileiro (BACEN) distinta dos países centrais, tanto no mercado de juros e quanto no de câmbio. Este trabalho parte do pressuposto que a análise das estimativas da PDJ ou da PCJ permite que seja questionada a atuação do BACEN e avaliado os instrumentos de política monetários adotados.

A teoria da paridade de juros reais (PJR) permite que seja avaliado a integração econômica no mercado de juros brasileiro em relação à economia internacional, no caso estudado, em relação aos EUA. Entender a resposta da autoridade monetária brasileira a alterações na taxa de juros internacional é importante para que opções eficientes de políticas monetárias sejam adotadas. Este trabalho utiliza

os modelos linear de correção pelo erro¹, e os modelos não lineares TAR e M-TAR propostos por Enders e Granger (1998) de ajuste de curto prazo para verificar o comportamento dos juros brasileiro em resposta a alterações na taxa de juros internacional. O estudo da PDJ, da PCJ e da paridade de juros reais permite que sejam avaliadas as políticas monetárias atuais e suas consequências sobre o risco país, os juros e a taxa de câmbio da economia brasileira.

Para fazer o estudo proposto neste trabalho definiu-se o período de junho de 2001 até dezembro de 2011 analisando os dados mensais de taxas de juros, risco país, câmbio e expectativa de inflação para avaliar a integração da economia brasileira, a existência de prêmio pelo risco e o comportamento de curto prazo da taxa de juros brasileira. Utilizou-se o método de estimação OLS, de correção pelo erro e os modelos TAR e M-TAR para encontrar os parâmetros para a economia brasileira.

O trabalho está dividido em cinco partes. A presente introdução e o capítulo dois que trata da teoria de base da PDJ, PCJ, os tipos de riscos aos quais a economia brasileira esta sujeita e a forma de aplicar esta teoria ao caso brasileiro. O capítulo três apresenta os dados levantados e é feita uma estimativa da PDJ para o Brasil na busca de um suposto prêmio pelo risco. No quarto capítulo é estudado a paridade real de juros entre o Brasil e os EUA e a sua estimativa através dos modelos ECM, TAR e M-TAR a resposta e o tipo de ajuste do mercado de juros brasileiro. E na última parte é apresentada a conclusão que indica a existência de prêmio pelo risco e um ajuste assimétrico da taxa de juros brasileira.

¹ A literatura internacional chama este modelo de *error correction model* (ECM). Sigla estaque poderá ser utilizada ao longo deste trabalho.

2. A PARIDADE COBERTA E DESCOBERTA DE JUROS, PRÊMIO PELO RISCO E A EVIDÊNCIA EMPÍRICA.

Neste capítulo serão apresentados a construção teórica da paridade coberta de juros, a Paridade descoberta de juros, a paridade de juros real e as implicações sobre estas teorias dos tipos e níveis distintos de riscos para países diferentes.

2.1 Definições da paridade coberta e descoberta de juros.

A teoria da paridade coberta de juros foi formalizada por Fisher (1930), nela está definido que se um determinado país elevar a taxa de juros a um valor acima de outro, o diferencial da taxa de câmbio entre o período seguinte e o período atual compensariam a diferença entre as taxas de juros, caso os ativos desses países sejam de risco soberano² similar. Esta teoria também está muito bem definida em Miguel (2001). A equação é a seguinte:

$$\frac{F_{t,t+k}}{S_t} = \frac{(1 + I_{t,k})}{1 + I_{t,k}^*} \quad (1)$$

Onde $F_{t,t+k}$ é o preço futuro de S em um contrato que vence em k períodos, S_t é o preço a vista em moeda nacional da moeda estrangeira em um determinado tempo t , $I_{t,k}$ é a taxa de juros praticada no país doméstico no período entre t e k e $I_{t,k}^*$ é a taxa de juros praticada no país estrangeiro de origem do investidor. Aplicando logaritmo dos dois lados temos a seguinte relação:

$$f_{t,t+k} - s_t = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) \quad (2)$$

Onde o lado direito da equação, que é a diferença entre a taxa de câmbio a vista e a taxa de câmbio futura em percentual equivale ao prêmio pelo risco. Esta é a relação da PCJ e deve prevalecer, isto é, ser verdadeira mesmo levando-se em conta as diferentes preferências dos agentes econômicos. Caso contrário, seria possível aos agentes realizarem ganhos em ativos no país doméstico mais altos do que com ativos em países estrangeiros de mesmo risco. Caso o prêmio pelo risco

² Mais adiante neste capítulo, no item 2.3.2 Prêmio pelo risco e classificação de risco, será apresentado um estudo sobre risco soberano.

ou o diferencial da taxa de juros seja positivo em um determinado país, em moeda estrangeira, os agentes comprariam ativos naquele país auferindo ganho livre de risco, negociando a moeda estrangeira no mercado de câmbio futuro e travando, assim, seus ganhos. Com a entrada de mais investidores, a tendência é que a cotação da moeda estrangeira no mercado futuro suba eliminando as chances de ganhos de arbitragem.

Caso os agentes sejam neutros ao risco e possuam expectativas racionais, a cotação do câmbio futuro pode ser um estimador não viesado da taxa de câmbio esperada para t+k. Isso porque a diferença entre a taxa de câmbio a vista verificada em t+k e a expectativa em t para a taxa de câmbio em t+k será puramente um erro aleatório. Com expectativas racionais, os agentes utilizam todas as informações disponíveis na formação das expectativas para a taxa de câmbio.

$$f_{t+k} = E_t [s_{t,t+k}]^3 \quad (3)$$

$$s_{t,t+k} = E_t [s_{t,t+k}] + u_{t,t+k} \quad (4)$$

Substituindo 4 em 3, considerando 2:

$$s_{t,t+k} - s_t = (\dot{i}_{t,k} - i_{t,k}^*) + u_{t,t+k} \quad (5)$$

A equação acima, onde $\dot{i}_{t,k}$ é a taxa de juros do país receptor do investimento e $i_{t,k}^*$ é a taxa de juros do país do investidor. Esta é a PDJ, nesta relação é formalizado que o diferencial de juros é um estimador para a taxa de câmbio no período entre t e t+k. Também podemos fazer a seguinte equação:

$$s_{t,t+k} - s_t = (f_{t+k} - s_t) + u_{t,t+k} \quad (6)$$

Esta equação, que também é utilizada para verificar a eficiência do mercado de câmbio entre os países é a PCJ. É importante lembrar que esta relação leva em consideração as hipóteses das expectativas racionais e eficiência de mercado. Muitos autores como Engel (1995 e 1999) e Hodrick (1987) utilizam esta relação para verificar a existência de prêmio pelo risco oferecido por moedas estrangeiras (em relação aos EUA) ou de erros de expectativas dos agentes em relação à variação futura do preço das moedas em relação ao dólar norte americano. Voltando a eficiência de mercado será utilizada aqui a mesma definição

3 Onde $E_t []$ representa a expectativa matemática condicionada às informações disponíveis no mercado no tempo t.

que Miguel (2001, p. 30) usa citando Hodrick e Hansen (1980). O autor usa as seguintes palavras:

Eficiência de mercado é entendida aqui de uma maneira bem restrita, para que não precisemos entrar em detalhes da extensa literatura sobre este tema. No caso do mercado de câmbio, adotamos a definição de eficiência de mercado conforme descrita por Hodrick e Hansen (1980): “a proposição que o retorno esperado da especulação no mercado futuro de câmbio dado o conjunto de informações disponíveis em t é zero”. Isso é o mesmo que dizer que a taxa futura de câmbio é um estimador não-viesado da taxa de câmbio à vista em $t+k$.

Para testes empíricos de eficiência de mercado é utilizada a relação da PDJ:

$$s_{t,t+k} - s_t = a + \beta(f_{t+k} - s_t) + u_{t,t+k} \quad (7)$$

Onde o termo $u_{t,t+k}$ é um erro aleatório com média zero.

Considerando expectativas racionais, agentes neutros ao risco e eficiência de mercado esta relação deve apresentar um intercepto vertical a igual a zero e um parâmetro β igual a um, isto é, a hipótese nula $a = 0$ e $\beta = -1$ é a condição de equilíbrio. Esta hipótese nula não considera a existência de um prêmio pelo risco. Sob a hipótese nula, na qual a PCJ é respeitada, pode-se substituir a relação $(f_{t+k} - s_t)$ da equação 7 por $(i_{t,k} - i_{t,k}^*)$ para estimação, pois sua correlação é alta, obtendo-se, nas duas relações, um β consistente e igual a um, dadas as condições acima citadas.

Em uma hipótese alternativa que testa a eficiência de mercado admitindo-se a existência de um prêmio de risco, Alexius (2001) estima a PCJ considerando apenas $\beta = -1$ e permitindo que o intercepto vertical seja diferente de zero, captando, assim, o prêmio pelo risco e considerando que este seja constante para o período estimado. Entretanto, Miguel (2001) afirma em relação à equação 7 que o erro aleatório pode incluir os erros de expectativa e também a um possível prêmio pelo risco. O tema prêmio pelo risco será tratado mais adiante com maiores detalhes.

2.2 A desigualdade de Jensen e a paridade do poder de compra.

Esse tema é revisado por Miguel (2001), que segue a explicação de Engel (1995). O tema é explorado e ambos os autores concluem que o termo da desigualdade de Jensen (Jensen's Inequality Terms ou JIT) simplesmente é muito pequeno para modificar os resultados das estimativas, sendo excluído sem prejuízo dos resultados.

O JIT surge do fato que $E_t \left[\frac{1}{S_t} \right] > \frac{1}{E_t[S_t]}$. Como por hipótese,

para que o mercado de câmbio seja eficiente, é necessário que $f_{t,t+k} = E_t[S_{t,t+k}]$, o que significa dizer que a taxa futura de câmbio é um estimador não-viesado da taxa de câmbio a vista em t+k ou que $\alpha=0$ e $\beta=1$ na equação 7. Entretanto, esta relação pode não ser exata devido ao JIT. Pode ocorrer que os retornos reais medidos na moeda base podem ser nulos pela condição da eficiência de mercado ou da não existência de oportunidades de arbitragem, enquanto que os retornos na outra moeda sejam não nulos, isto é, diferentes de zero. Este foi chamado o paradoxo de Siegel (1972).

Para melhor explicar o JIT, é preciso considerar a condição para que os retornos reais de um investidor norte americano, por exemplo, sejam iguais a zero, o que implica na seguinte condição:

$$E_t \left[\frac{F_t - S_t}{P_{t+1}^S} \right] = 0 \quad (8)$$

Onde S_t é a taxa de câmbio entre o dólar e outra moeda qualquer, F_t é a taxa de câmbio negociado no mercado futuro e P_{t+1}^S refere-se ao nível de preços para o consumidor norte-americano. Assumindo que todas as variáveis possuem uma distribuição log-normal⁴ que, segundo Engel (1995), é conveniente para esta análise.

⁴ Uma variável X qualquer que possua uma distribuição normal com média μ_x e variância σ_x^2 , então a distribuição log-normal de X terá média $E_t[e^x] = e^{(\mu_x + 0,5\sigma_x^2)}$.

$$E_t[s_{t+1}] = f_t - \frac{1}{2}VAR[s_{t+1}] + COV[s_{t+1}, p_{t+1}^{\$}] \quad (9)$$

Onde as variáveis minúsculas são o logaritmo das variáveis em maiúsculo da equação anterior e VAR se refere à variância e COV à covariância. Conseqüentemente, para um investidor norte americano neutro ao risco não será possível assumir que $E_t[S_{t,t+k}] = f_{t,t+k}$ devido

ao termo $\frac{1}{2}VAR[s_{t+1}] - COV[s_{t+1}, p_{t+1}^{\$}]$, que chamado de JIT termo⁵.

A definição do prêmio pelo risco levando-se em consideração o JIT, segundo Engel (1995), para um investidor norte americano que decida comprar papéis brasileiros é definida da seguinte forma:

$$trp_t^{re} = f_t - E_t[s_{t+1}] - \frac{1}{2}VAR[s_{t+1}] + COV[s_{t+1}, p_{t+1}^{\$,US}] \quad (10)$$

Onde trp_t^{re} é o “verdadeiro” prêmio pelo risco que um investidor norte americano espera obter e $p_{t+1}^{\$,US}$ é o logaritmo do preço pago por americanos em dólar pela moeda estrangeira. Substituindo $f_t - E_t[s_{t,t+k}]$ na equação acima por rp_t^{re} que será chamado de prêmio pelo risco, temos a seguinte relação:

$$trp_t^{re} = rp_t^{re} - \frac{1}{2}VAR[s_{t+1}] + COV[s_{t+1}, p_{t+1}^{\$,US}] = rp_t^{re} - JIT \quad (11)$$

Então um investidor norte americano neutro ao risco requereria o seguinte:

$$E_t[s_{t+1}] = f_t - \frac{1}{2}VAR[s_{t+1}] + COV[s_{t+1}, p_{t+1}^{\$,US}] \quad (12)$$

Enquanto que para um investidor, também neutro ao risco, brasileiro seria:

⁵ Vale lembrar que o JIT termo é somente $\frac{1}{2}VAR[s_{t+1}]$, mas na literatura sobre o tema assume-se toda a expressão $\frac{1}{2}VAR[s_{t+1}] - COV[s_{t+1}, p_{t+1}^{\$}]$ como o JIT termo.

$$E_t[s_{t+1}] = f_t - \frac{1}{2} \text{VAR}[s_{t+1}] + \text{COV}[s_{t+1}, p_{t+1}^{\$,BR}] \quad (13)$$

Onde $p_{t+1}^{\$,BR}$ é o preço em dólar pago por brasileiros. Isto é, $p_{t+1}^{\$,BR}$ é definido como o logaritmo da taxa de câmbio entre dólar/real somada ao logaritmo do nível de preços ou inflação em reais, denominada $p_{t+1}^{R,BR}$, onde R é de reais. Temos a seguinte relação:

$$p_{t+1}^{\$,BR} = p_{t+1}^{R,BR} + s_{t+1} \quad (14)$$

Quando a Paridade do Poder de Compra (PPP) se sustenta, temos como abaixo:

$$p_{t+1}^{\$,BR} = p_{t+1}^{R,BR} + s_{t+1} = p_{t+1}^{US,BR} \quad (15)$$

Quando a PPP se sustenta, tanto o investidor brasileiro quanto o norte americano possuem o mesmo retorno real esperado. Entretanto, caso a PPP não se sustente, os retornos reais esperados serão diferentes, não haverá equilíbrio com investidor neutro ao risco. Levando em consideração a hipótese nula, onde $a = 0$ e $\beta = 1$, temos que o prêmio pelo risco será o seguinte:

$$rp_t^{re} = f_t - E_t[s_{t+1}] = 0 \quad (16)$$

Considerando a hipótese nula, a equação da PDJ para um investidor norte americano seria:

$$f_t = i_t^{BR} - i_t^{US} + s_t \quad (17)$$

Considerando a PCJ e o JIT para um investidor norte americano neutro ao risco, a hipótese nula pode ser escrita da seguinte forma:

$$i_t^{US} = i_t^{BR} + E_t[s_{t+1} - s_t] + \frac{1}{2} \text{VAR}[s_{t+1}] - \text{COV}[s_{t+1}, p_{t+1}^{\$,US}] \quad (18)$$

Agora para um investidor brasileiro também neutro ao risco:

$$i_t^{BR} = i_t^{US} + E_t[s_{t+1} - s_t] + \frac{1}{2} \text{VAR}[s_{t+1}] - \text{COV}[s_{t+1}, p_{t+1}^{\$,BR}] \quad (19)$$

É importante frisar que as duas equações acima são inconsistentes no caso de a PPP não ser respeitada. Também podemos escrever a PCJ, considerando-se o JIT e a PPP, da seguinte forma:

$$i_t^{US} - E_t[p_{t+1}^{\$,US} - p_t^{\$,US}] = (i_t^{BR} - E_t[p_{t+1}^{R,BR} - p_t^{R,BR}]) + E_t[(p_{t+1}^{\$,BR} - p_t^{\$,BR})(p_{t+1}^{\$,US} - p_t^{\$,US})] + JIT \quad (20)$$

Onde o lado esquerdo da equação 20, o termo $i_t^{US} - E[p_{t+1}^{S,US} - p_t^{S,US}]$, é a taxa de juros nominal norte americana menos a expectativa de inflação, que também pode ser chamada de taxa real de juros no período. O termo $i_t^{BR} - E_t[p_{t+1}^{R,BR} - p_t^{R,BR}]$ refere-se à taxa real de juros no Brasil. E o terceiro termo, a equação $E_t[(p_{t+1}^{S,BR} - p_t^{S,BR})(p_{t+1}^{S,US} - p_t^{S,US})]$ expressa à expectativa em t de desvio da PPP para t+1. Esta equação mostra que caso a taxa real de juros nos EUA seja igual à taxa real de juros no Brasil e a PPP é respeitada, então a PDJ é respeitada. Muitos autores concluem, então, que para a PDJ vigorar é necessário que a PPP seja respeitada. Entretanto Engel (1995, p. 20) afirma que esta relação entre PPP e PDJ não é verdadeira. Segundo o autor, a PDJ não implica em paridade de juros ou na PPP. As equações 17, 18 e 19 implicam que a soma da diferença em termos reais das taxas de juros e os desvios ex ante da PPP é zero. Isto não significa que exista paridade nos juros ou que o PPP é respeitado. Caso a PDJ seja respeitada, existe ainda a possibilidade de existir diferenças nas taxas reais de juros e falhas na PPP ex ante. Para melhor demonstrar, utilizando a equação 20 com algumas alterações têm-se:

$$i_t^{US} - E[p_{t+1}^{S,US} - p_t^{S,US}] = i_t^{BR} - E_t[p_{t+1}^{R,US} - p_t^{R,US}] + JIT \quad (21)$$

Essa relação mostra que a taxa real de juros, ou de retorno, ex ante dos ativos norte-americanos são iguais aos retornos ex ante dos ativos brasileiros avaliados em dólar norte americano. O que significa dizer que o lado direito da equação, que é o retorno real dos ativos brasileiros, é a taxa de juros brasileira menos a expectativa de mudanças na inflação norte americana corrigida pela taxa cambial. A conclusão sobre a relação entre a PPP e a PDJ é que falhas na PPP implicam que o mercado de bens não está perfeitamente integrado, o que não significa dizer que existam falhas no mercado de capitais de curto prazo, sendo os dois fatos distintos e independentes.

Em relação à importância do JIT para explicar a PPP, Engel (1995, p. 18) é claro na sua afirmação “o JIT pode ser ignorado por ser muito pequeno”. Para esta conclusão o autor se baseia numa vasta literatura sobre o tema. Um exemplo é o trabalho de Baillie e Bollerslev(1990), utilizando dados semanais e a taxa de câmbio futura para 30 dias entre quatro principais moedas europeias em relação ao dólar para o período com início em 1980 até 1989. Com a restrição

$\beta = 1$, eles estimaram a equação descrita abaixo em um modelo GARTH (Baillie e Bollerslev, 1990):

$$s_{t+1} - f_t = \gamma \text{VAR}[s_{t+1}] + u_{t+1} \quad (22)$$

O resultado encontrado foi que para todas as moedas, exceto entre libra esterlina e dólar, não foi possível rejeitar a hipótese que $\gamma = 0$. Outro trabalho, de Bekaert e Hodrick (1991), utilizou dados semanais, taxa de câmbio futura para 30 dias, no período entre janeiro de 1975 até dezembro de 1989, entre yene e dólar e entre marco alemão e dólar. Eles estimaram a equação básica da PCJ, incluindo o JIT:

$$s_{t,t+k} - s_t = a + \beta(f_{t+k} - s_t) + JIT + u_{t,t+k} \quad (23)$$

Os resultados encontrados foram um estimado valor de β menor que um, até menor que zero, rejeitando a PCJ. Também realizaram uma análise de Monte Carlo que indicou que o β de OLS estimado não foi viesado pela presença do JIT o que mostra que se este termo fosse excluído da estimação os resultados não seriam diferentes.

2.3 Desvios da PDJ

A PDJ tem sido rotineiramente rejeitada pela literatura internacional e os motivos encontrados são vários. Os valores estimados de β encontrados na literatura são sistematicamente diferentes de um, e, em muitos trabalhos, esse valor é negativo. Segundo Froot (1990), o valor médio do β estimado para mais de 75 publicações é -0,88, com apenas algumas publicações com a estimativa maior que zero, mas em nenhuma com um valor maior que um. Engel (1995) também abre a possibilidade dos valores estimados sofrerem com problemas de especificação, um dos quais será mostrado adiante no problema do peso. Para melhor explicar o prêmio pelo risco é útil voltar à equação da PCJ:

$$s_{t+1} - s_t = a + \beta(f_t - s_t) + u_{t+1} \quad (24)$$

Como foi dito anteriormente, esta relação assume expectativas racionais, neutralidade ao risco e eficiência de mercado sob a hipótese nula $a = 0$, $\beta = 1$ e $u_{t,t+k}$ é um erro aleatório com média zero e variância constante. Para melhor representar a estimativa do parâmetro β , será utilizado $\bar{\beta}$. Segundo Engel (1995), se o estimador for consistente, tem-se.

$$\text{plim}(\bar{\beta}) = \beta = \frac{\text{COV}(f_t - s_t, s_{t+1} - s_t)}{\text{VAR}(f_t - s_t)} \quad (25)$$

De onde o autor considera um estimador $\bar{\beta}$ de OLS para a origem deste, será utilizada a notação $\text{plim}(\bar{\beta})$ ⁶ para esta parte do trabalho para manter a notação original de Engel (1995). Considerando expectativas racionais, tem-se:

$$s_{t+1} - s_t = E_t[s_{t+1}] - s_t + \varepsilon_{t+1} \quad (26)$$

Onde ε_{t+1} não possui correlação com as variáveis do tempo t, então:

$$\text{COV}(f_t - s_t, s_{t+1} - s_t) = \text{COV}(f_t - s_t, E[s_{t+1}] - s_t) \quad (27)$$

O prêmio de risco é definido como a seguir:

$$rp_t^{re} = f_t - E_t[s_{t+1}] \quad (28)$$

O termo rp_t^{re} ⁷ é definido em Engel (1995, p. 3) como "... prêmio pelo risco cambial externo". Como foi dito anteriormente, com os agentes neutros ao risco, o ganho esperado por especulação no mercado cambial estrangeiro será zero. Mas, caso $f_t > E_t[s_{t+1}]$ significa que o agente espera obter ganho extra por comprar ativos estrangeiros no tempo t em relação ao preço a vista da moeda estrangeira no tempo t+1. Manipulando a equação (2), chegamos à seguinte:

$$E_t[s_{t+1}] - s_t = f_t - s_t - rp_t^{re} \quad (29)$$

Então, temos:

$$\begin{aligned} \text{COV}(f_t - s_t, E[s_{t+1}] - s_t) &= \text{VAR}(f_t - s_t) - \text{COV}(f_t - s_t, rp_t^{re}) \\ &= \text{VAR}(f_t - s_t) - \text{COV}(E[s_{t+1}] - s_t, rp_t^{re}) - \text{VAR}(rp_t^{re}) \end{aligned} \quad (30)$$

Pode-se concluir que:

$$\text{plim}(\bar{\beta}) = 1 - \beta_{rp} \quad (31)$$

⁶ O termo $\text{plim}(\bar{\beta})$ significa a propriedade de limite, isto é, que o $\bar{\beta}$ tende a ser igual β ao amostral no limite.

⁷ O termo em inglês é "... *foreign Exchange risk Premium*", foi feita uma tradução livre. É importante frisar que a notação utilizada aqui segue a mesma de Engel (1995) na qual o termo sobrescrito se refere-se a expectativa racionais ou *rational expectations* em inglês.

Onde o termo β_{rp} refere-se ao β de OLS na presença de prêmio de risco⁸. Podemos definir β_{rp} da seguinte maneira:

$$\beta_{rp} = \frac{COV(E[s_{t+1}] - s_t, rp_t^{re}) + VAR(rp_t^{re})}{VAR(f_t - s)} \quad (32)$$

Esse resultado corrobora com o resultado de Froot (1990), onde o $\bar{\beta} = -0,88$, quando a equação (1) é estimada, os resultados encontrados mostraram um $\bar{\beta} < 1$, o que implica dizer que $\beta_{rp} > 0$, isto é, existe um prêmio pelo risco. Segundo Engel (1995), valores baixos de $\bar{\beta}$ são explicados, sob a hipótese de expectativas racionais, pelo fato de a $VAR(rp_t^{re})$ ser elevada.

2.3.1 O problema do peso

O problema do peso, segundo Engel (1995), surge de duas maneiras para o economista, a primeira ocorre devido ao $\bar{\beta}$ ser estimado com uma amostra pequena com viés e a outra quando a amostra possui grandes variações. Quando a amostra é suficientemente grande, a tendência é que o $\bar{\beta}$ seja consistente e o β_{pp} ⁹ seja zero. Para definir melhor o termo β_{pp} será útil a seguinte relação:

$$\bar{\beta} = \frac{C\bar{O}V(f_t - s_t, s_{t+1} - s_t)}{V\bar{A}R(f_t - s_t)} \quad (33)$$

Onde $C\bar{O}V$ e $V\bar{A}R$ são estimativas. Seguindo a definição de $\bar{\beta}$ temos:

$$\bar{\beta} = 1 - \beta_{rp} - \beta_{pp} \quad (34)$$

Onde:

$$\bar{\beta}_{pp} = \frac{C\bar{O}V(f_t - s_t, E_t[s_{t+1}] - s_t)}{V\bar{A}R(f_t - s_t)} \quad (35)$$

⁸ Onde o termo subscrito rp refere-se a prêmio pelo risco ou *risk premium* em inglês.

⁹ Onde β_{pp} refere-se ao desvio provocado pelo problema do peso.

Na literatura sobre o tema, encontram-se duas causas para que β_{pp} seja diferente de zero. Nessas duas situações, o que ocorre é que o conjunto de informações que o economista obtém é diferente do conjunto de informações do agente econômico. Um exemplo é quando s_t segue um processo estocástico que sofre uma alteração. Mesmo que o agente use as informações de maneira eficiente, o novo processo estocástico de s_t pode ser revelado de maneira gradual. Por um período de tempo, a covariância entre $f_t - s_t$ e $E_t[s_{t+1}] - s_t$ pode ser positiva, o que acarreta em um valor positivo de β_{pp} . O economista, por ter mais informações, reconhece o novo processo estocástico de s_t antes do agente, enquanto este último demora a ver o novo processo. Mas assim que o agente compreende este novo processo, o valor de β_{pp} tende a zero.

A outra situação onde a covariância entre $f_t - s_t$ e $E_t[s_{t+1}] - s_t$ é positiva é quando o agente usa as informações corretamente, esperando por uma grande desvalorização do câmbio, isto é, que s_t aumente. Neste caso, o agente possui mais informações do que o economista. Entretanto, quando o evento corretamente esperado pelos agentes não ocorre, como uma desvalorização cambial que era esperada e que não acontece, o valor de β_{pp} é positivo. Isto é exatamente o que ficou conhecido como o *problema do peso*. Com expectativas racionais, em aumentando o número de observações, o valor de β_{pp} vai à zero.

2.3.2 Prêmio pelo risco e classificação de risco

Está presente na economia o problema da assimetria de informação que é caracterizado pelo fato de determinados agentes possuírem mais informações sobre um determinado ativo do que outros. Um comprador de ações em bolsa de valores, como de costume, possui menos informação sobre a real situação de uma determinada empresa do que os dirigentes dessa mesma empresa, o que também é válido para um banco que venha emprestar recursos para esta empresa.

Para que a realização de negócios como os descritos acima não seja severamente afetada, devem existir meios para a minimização

dessas assimetrias de informação. É necessário, então, a coleta e processamento de informações antes das operações, o estabelecimento de contratos, a fiscalização para o seu cumprimento e a fixação de garantias para minimizar as possíveis perdas que venham ocorrer.

Quando os instrumentos jurídicos e institucionais que sustentem o cumprimento de contratos e a execução das garantias não estão presentes, os prêmios cobrados pela existência de risco de crédito tendem a encarecer e até a inviabilizar as operações financeiras. No contexto, por exemplo, das bolsas de valores¹⁰ onde existe distância entre o tomador de recurso e o prestador, as agências supridoras de *rating* (classificação) se inserem disponibilizando seus serviços para minimizar a assimetria de informação. Essas agências se propõem a coletar informações sobre a qualidade de instituições e empresas, processá-las e disponibilizar as mesmas aos seus clientes. As agências de *rating* se beneficiam de economias de escala e escopo que justificam a sua existência.

Um tipo de risco que é importante para esse trabalho é o risco soberano. Essa classificação de risco se refere a risco em operações de crédito que envolvem Estados Soberanos. As garantias empenhadas e o monitoramento do cumprimento de contratos são distintos daqueles que envolvem apenas entidades privadas ou de setores públicos infra-nacionais e não soberanos. Avaliar a capacidade de pagamento e a disposição para pagar de Estados Soberanos é diferente do que entidades privadas. As variáveis em questão são dados macroeconômicos como reservas internacionais, fluxo do Balanço de Pagamentos, crescimento do produto, capacidade de arrecadação de tributos e fatores políticos entre outros, conforme relatam Canuto e Santos (2003).

As principais agências internacionais que constroem *rating* ou classificação de risco soberano são a *Standard & Poor's (S&P)*, *Moody's* e *Fitch* e divulgam suas classificações regularmente. É importante ressaltar que as classificações de risco soberano refletem somente a capacidade e disposição do governo central de honrar suas dívidas com credores privados. Portanto, não se referem aos créditos de instituições multilaterais, como o Banco Mundial e o FMI, nem diretamente a riscos de *default* de empresas privadas, Estatais ou de

¹⁰ Quanto maior o caráter impessoal e distanciado nas relações entre captadores e aplicadores, que é o caso das bolsas de valores, mais necessário é o papel das agências de *rating*, para que a oferta de recursos não dependa exclusivamente do sistema bancário, instituições que podem coletar e processar informações sobre instituições financeiras.

governos subnacionais. segundo Canuto e Santos (2003), o resultado da avaliação ou do *rating* dos Estados Soberanos indica uma estimativa de probabilidade de um Governo específico entrar em moratória, o que significa não somente a paralisação do pagamento do principal e dos juros no prazo de vencimento, mas também de uma possível troca ou reestruturação involuntária nos termos da dívida. Sendo que as agências consideram nessa reestruturação a presença ou não de redução do valor presente dos títulos após troca ou reestruturação.

Leismann (2007) detalha um pouco mais os componentes da avaliação de risco que faz a *Standard & Poor's*. Segundo o autor o perfil metodológico desta agência considera o Risco Político, a estabilidade monetária, a liquidez externa e a carga de endividamento do setor externo. O Risco Político envolve os seguintes aspectos: a estabilidade e legitimidade das instituições públicas; a participação popular nos processos políticos; o processo de sucessório de líderes; a transparência das decisões e condução da política econômica; a segurança pública; o risco geopolítico; a renda e estrutura da economia; a prosperidade, diversidade e grau de orientação para o mercado da economia; a distribuição de renda; efetividade do setor financeiro e disponibilidade de crédito; competitividade e rentabilidade do setor privado exceto financeiro; eficiência do setor público; protecionismo e ações contrárias a economia de mercado; perspectivas, taxas e padrão de crescimento econômico; capacidade da mão de obra; volume e composição do investimento e poupança; flexibilidade fiscal; obrigações relativas a aposentadoria; endividamentos bruto e líquidos dos governos; carga da dívida fiscal; amplitude do mercado de capital local; passivos contingencias e no exterior; e porte e liquidez das empresas do Setor Público.

Em relação a estabilidade monetária, são avaliados os seguintes aspectos: comportamento dos preços nos ciclos econômicos; expansão monetária e do crédito; compatibilidade do regime cambial com a política monetária; grau de independência do Banco Central e outros aspectos institucionais; e abrangência e eficiência das ferramentas de política monetária.

Sobre a liquidez externa, a avaliação é feita com base em: impacto das políticas econômicas sobre as contas externas; estrutura da conta corrente; composição dos fluxos de capitais; adequação das reservas; carga e serviço relativo ao endividamento externo do setor público; endividamento externo, bruto e líquido, do setor público; perfil de vencimento da dívida pública; e acesso a financiamento de agências oficiais de desenvolvimento.

Sobre a carga e o endividamento externo do Setor Privado, a agência considera o seguinte: endividamento externo, bruto e líquido, do Setor Privado; endividamento externo bruto e líquido do Setor Privado não financeiro; perfil do vencimento da dívida e sensibilidade a flutuação nas taxas de juros; acesso a financiamentos concedidos por agências oficiais de desenvolvimento; e carga e serviço da dívida. Segue abaixo a tabela com as notas de classificação de risco das principais agências de *rating*.

Tabela 1. Classificação de Risco S&P, Fitch e Moody's

<i>S&P</i>	<i>Fitch</i>	<i>Moody's</i>	<i>Escala Numérica</i>
<i>Grau de Investimento</i>			
<i>AAA</i>	<i>AAA</i>	<i>Aaa</i>	<i>1</i>
<i>AA+</i>	<i>AA+</i>	<i>Aa1</i>	<i>2</i>
<i>AA</i>	<i>AA</i>	<i>Aa2</i>	<i>3</i>
<i>AA-</i>	<i>AA-</i>	<i>Aa3</i>	<i>4</i>
<i>A+</i>	<i>A+</i>	<i>A1</i>	<i>5</i>
<i>A</i>	<i>A</i>	<i>A2</i>	<i>6</i>
<i>A-</i>	<i>A-</i>	<i>A3</i>	<i>7</i>
<i>BBB+</i>	<i>BBB+</i>	<i>Baa1</i>	<i>8</i>
<i>BBB</i>	<i>BBB</i>	<i>Baa2</i>	<i>9</i>
<i>BBB-</i>	<i>BBB-</i>	<i>Baa3</i>	<i>10</i>
<i>Grau de Especulação</i>			
<i>BB+</i>	<i>BB+</i>	<i>Ba1</i>	<i>11</i>
<i>BB</i>	<i>BB</i>	<i>Ba2</i>	<i>12</i>
<i>BB-</i>	<i>BB-</i>	<i>Ba3</i>	<i>13</i>
<i>B+</i>	<i>B+</i>	<i>B1</i>	<i>14</i>
<i>B</i>	<i>B</i>	<i>B2</i>	<i>15</i>
<i>B-</i>	<i>B-</i>	<i>B3</i>	<i>16</i>
<i>CCC+</i>	<i>CCC+</i>	<i>Caa1</i>	<i>17</i>
<i>CCC</i>	<i>CCC</i>	<i>Caa2</i>	<i>18</i>
<i>CCC-</i>	<i>CCC-</i>	<i>Caa3</i>	<i>19</i>
<i>CC</i>	<i>CC</i>	-	<i>20</i>
<i>C</i>	<i>C</i>	-	<i>21</i>
<i>SD^a</i>	<i>DDD^c</i>	<i>Ca^d</i>	<i>22</i>
<i>D^b</i>	<i>DD</i>	<i>C</i>	<i>23</i>
-	<i>D</i>	-	<i>24</i>

Fonte: Canuto e Santos (2003, p.11). ^a Moratória Parcial. ^b Moratória. ^c Moratória. A classificação de obrigações nesta categoria são baseadas na possibilidade de recuperação parcial ou total do empréstimo. Uma vez que a expectativa de recuperação dos montantes são estritamente especulativos e não podem ser estimados com precisão, as seguintes estimativas servem como diretriz: a classificação DDD representa o maior potencial de recuperação dos montantes investidos em inadimplentes, de 90% a 100% do principal e juros; o DD indica que a probabilidade de recuperação é entre 50% e 90%; e o D se

refere a menor probabilidade de recuperação, inferior a 50%.^d Os papéis emitidos por Estados Soberanos classificados como Ca e C encontram-se, na maior frequência, em moratória, oferecem pouca segurança financeira e a probabilidade de recuperação integral do principal por parte dos investidores é muito baixa.

As classificações de risco são, então, um importante indicador econômico, mesmo sendo simples e públicas. As principais agências disponibilizam regularmente em seus sites os indicadores de cada país. Para os agentes econômicos que usam os *ratings*, ao invés dos mesmos despenderem o esforço de coletar e processar informações sobre títulos governamentais, eles se apropriam deste esforço das agências. Para os países que vendem títulos, as agências também prestam um serviço fundamental ao viabilizarem a existência de mercado para os seus títulos. O mercado de capitais se torna, então, um ambiente com incertezas, até certo ponto, controladas.

Títulos de governos classificados pelas agências são preferíveis a títulos de governos não classificados. As classificações de risco funcionam como baliza para os investidores determinarem os preços e para decisões de compra e venda de títulos da dívida externa pública.

Canuto e Santos (2003) descrevem mais detalhadamente a função das agências e dos *ratings* que elas criam. É importante lembrar que a classificação de risco não é um exercício de previsão de suspensão de pagamento, calote ou *default* na dívida externa, mas que a frequência que isso ocorre é menor nas empresas e governos com classificações de risco mais baixas do que naqueles com classificação de risco mais elevada.

Risco soberano e risco país, apesar de possuírem grande correlação, são objetos distintos. Risco país possui uma abrangência maior, refere-se ao risco de inadimplência de todos os credores residentes em um país que, mesmo que não estejam sob o controle do Governo, não estão sob controle dos indivíduos ou das empresas. É o caso, por exemplo, de empresas que possuam recursos para arcar com compromissos assumidos, mas que não tenham como fazê-lo por imposição de restrições de conversão ou de transferência de divisas por parte do Governo.

O risco país impõe a todos os ativos financeiros de um país uma carga maior de juros a serem pagos na forma de prêmio pelo risco nos seus retornos financeiros. Apesar de serem distintos entre si, o risco soberano e o risco país possuem uma relação muito próxima. Caso ocorra uma moratória da dívida soberana, os fluxos de capitais para o país em questão serão grandemente afetados, o que também criaria

dificuldades na rolagem da dívida externa privada. Se ocorrer uma moratória privada, o Estado soberano também teria empecilhos para a rolagem da dívida externa pública.

Entretanto, Canuto e Santos (2003) afirmam que durante a crise da Ásia, apesar do colapso cambial e das finanças privadas, não houve crise na mesma dimensão nas dívidas soberanas dos países. Na Rússia, mesmo com a grave crise da dívida pública, os fluxos de capitais do setor privado não foram interrompidos.

Os *ratings* soberanos e de risco país, quando aplicados aos títulos de um país, são importantes, pois determinam a extensão da clientela e afetam os preços dos ativos. A diferença entre os ativos considerados sem risco e aqueles com risco é determinada pelas “condições gerais de liquidez, pelo grau de aversão ao risco por parte dos aplicadores de recursos e pelo risco particular que esses atribuem a cada ativo” (Canuto e Santos, 2003 p.17). O problema da assimetria de informação, quando não pode ser amenizado, tende a aumentar a aversão a risco. Os preços dos ativos financeiros e os prêmios pelo risco, quando se utiliza os *ratings* das agências como referência, tendem a refletir a classificação de risco.

O indicador de mercado EMBI+¹¹ do JP Morgan é o mais difundido para os países emergentes entre os indicadores presentes no mercado na atualidade. Esse índice é composto por uma cesta de títulos emitidos em moeda estrangeira pelos governos soberanos de vários países emergentes e que são negociados em mercado secundário. O EMBI+ é formado, principalmente, por títulos da dívida externa (*Bradies* e *Eurobônus*), porém, também pode incluir operações de empréstimos negociados (*traded loans*) e títulos domésticos calculados em moeda estrangeira. O próprio banco JP Morgan divulga o índice e as margens soberanas (*soverein spreads*). Esse índice representa uma média dos preços que compõe a cesta de títulos ponderados pelo volume negociado. A margem soberana é dada pela diferença entre o retorno dos títulos soberanos e dos títulos do governo dos EUA¹² com características

¹¹ EMBI+ é a abreviação de Emerging Markets Bond Index Plus e, em português e por tradução livre, índice dos bônus dos mercados emergentes mais. Esta série é formatada pelo banco de investimento norte-americano JP Morgan e mais detalhes pode ser obtidos na página desse banco na internet, a: http://www.cbonds.info/cis/eng/index/index_detail/group_id/1.

¹² Os títulos do governo dos EUA são considerados como títulos de risco zero. A remuneração extra oferecida pelos títulos dos países emergentes em relação

semelhantes. O EMBI+ pode ser decomposto em sub-índices, sendo um para cada país. A margem soberana desses sub-índices é conhecida como risco país (Canuto e Santos, 2003).

Uma contradição é que o índice é construído com base em papéis dos governos soberanos, conseqüentemente, corresponde a um risco soberano, mas é utilizado como risco país. Mas, tanto a classificação de risco soberano quanto o risco país tendem a apresentar características semelhantes ao longo do tempo. Podem existir discrepâncias entre eles no curto prazo, movidas a variações na percepção e confiança dos investidores quanto a aspectos monetários, fiscais, políticos, entre outros. Outro problema é que os títulos que compõem a cesta utilizada para o cálculo do EMBI+ possui prazos diversos, conseqüentemente, em cada prazo, o risco é específico, mas esse é um problema difícil de ser contornado. Ainda assim, o EMBI+ é uma boa variável para captar o prêmio pelo risco, como afirmam Canuto e Santos (2003) e será utilizado neste trabalho para isto.

2.3.3 Fundamento ou Discriminação, o que causa o risco país.

Esta sessão do trabalho é baseada em Teles e Leme (2006). Os autores buscaram identificar se são fatores econômicos que determinam o EMBI+, isto é, se o índice é baseado simplesmente em fundamentos econômicos, ou se existe "discriminação", nas palavras dos autores, na criação desse índice.

Os autores estimam com dados do Fundo Monetário Internacional e do Moody's uma equação em painel e outra para cada país onde as variáveis explicativas são: relação dívida PIB; crescimento do PIB nos últimos 12 meses; inflação dos últimos 12 meses; a taxa nominal de juros dos últimos 12 meses, a relação entre reservas e PIB; a relação entre exportação e dívida pública; uma variável para a aversão ao calote da dívida externa construída a partir da multiplicação da relação da dívida total com o PIB pelo inverso do período desde o último *default*; e incluíram também uma variável para o controle do período de maturação dos títulos públicos. Para verificar o grau de discriminação, Teles e Leme (2006) utilizaram o método Oaxaca-Blinder de decomposição. Os autores comparam os dados obtidos com as variáveis obtidas na análise de painel e individual com o EMBI+ e verificam a diferença entre eles como mostra a tabela abaixo.

aos títulos do Tesouro Norte-Americano existe como forma de compensar os aplicadores pelo risco maior.

Tabela 2. Grau de Discriminação do EMBI+

	<i>Actual EMBI (A)</i>	<i>Predicted EMBI 1 (B)</i>	<i>Predicted EMBI 2 (C)</i>	<i>(B-A)</i>	<i>(C-A)</i>
<i>Argentina</i>	3241	2317	2342	-924	-899
<i>Venezuela</i>	915	251	377	-664	-538
<i>Ukraine</i>	540	378	330	-162	-210
<i>Peru</i>	541	386	372	-155	-169
<i>Mexico</i>	355	200	234	-155	-121
<i>Korea</i>	184	31	35	-153	-149
<i>Brazil</i>	907	764	808	-143	-99
<i>Colombia</i>	582	442	447	-140	-135
<i>Russia</i>	1264	1250	1199	-14	-65
<i>Bulgaria</i>	503	622	614	119	110
<i>South Africa</i>	175	310	301	135	126
<i>Poland</i>	182	403	379	221	197
<i>Ecuador</i>	1694	1917	1868	223	174
<i>Panama</i>	418	751	681	333	263
<i>Philippines</i>	493	830	778	337	284
<i>Turkey</i>	622	972	1130	349	508
<i>Morocco</i>	431	792	764	361	333
<i>Malaysia</i>	111	512	524	401	412
<i>Egypt</i>	233	999	943	767	710

Fonte: Teles e Lemes (2006, p. 7)

Esse resultado mostra que são importantes para a classificação do risco país tanto fundamentos econômicos quanto o que os autores chamam de sentimentais. Nesta direção Canuto e Santos (2003) consideram como fator específico da credibilidade de um determinado governo ou país, a intenção do governo de cumprir com os acordos firmados. Fator este que pode ser considerado como um fundamento sentimental ou uma análise subjetiva.

Essa conclusão é útil pelo fato de o EMBI+ ser capaz de captar essa percepção ou sentimentos do mercado que vão além dos fundamentos econômicos, corroborando com a tese de que esta é uma excelente variável *proxy* para o risco país a ser utilizada neste trabalho.

2.3.4 Risco país, risco no país (político) e a adaptação da PDJ.

Miguel (2001) levanta uma importante discussão sobre a diferença do risco país e do risco que o investido incorre ao comprar

papéis no país. O EMBI+ é o risco de *default* dos ativos que são negociados fora do país. Os títulos chamados *Bradies* e *Eurobônus* são títulos negociados no exterior e em diversos prazos, como foi dito anteriormente. São esses papéis dão origem ao EMBI+.

Ocorre que quando um investidor decide comprar papéis no país de origem, além do risco de *default* calculado pelo EMBI+, existe ainda o risco político de que no futuro sejam adotadas medidas internas no país que restrinjam o investidor a comprar moeda estrangeira ou a transferir seus recursos ou mesmo os lucros para o país de origem. Para os papéis brasileiros denominados em moeda estrangeira o risco país é perfeitamente aplicável, pois se trata de papéis negociados nos exterior de acordo sem a possibilidade de sofrer futuros controles de conversão pelos governos emitentes. Mas sobre os papéis denominados em moeda nacional incidem o chamado risco político¹³. Como consequência, no cálculo da PCJ ou da PDJ deve-se levar em conta, além do EMBI+, o risco político. Apesar de o retorno do ativo ser calculado em moeda estrangeira, a PCJ e a PDJ são aplicáveis a ativos domiciliados no país de origem e em moeda nacional.

Para países livres de risco, como EUA, Alemanha e Reino Unido, a relação entre a PDJ e a PCJ podem ser testadas sem que seja considerado o risco país nem o risco político. Entretanto, quando se avalia países emergentes, como o Brasil, que não são livres do risco de *default* nem do risco político, a PCJ e a PDJ devem ser consideradas incluindo os riscos país e o político.

A equação da PCJ aplicada aos países emergentes, considerando-se os riscos específicos descritos acima, deve considerar a taxa de juros internacional, que é livre de risco, somada ao risco país. Fica da seguinte forma:

$$\frac{F_{t,t+k}}{S_t} = \frac{(1 + I_{t,k})}{1 + (I_{t,k}^* + EMBI)} \quad (36)$$

Onde *EMBI* se refere ao risco país. Entretanto, nessa equação não esta presente o risco político para investimentos em moeda nacional. Outro aspecto relevante da PDJ são os impostos presentes nas aplicações financeiras para o caso brasileiro e de outras países. Um importante instrumento que impede um excesso de entrada de capitais são os tributos que incidem por um determinado período, sobre o capital e, ainda, sobre a renda aferida. Considerando o imposto de renda, que

¹³ Identificado e chamado assim por Dooley e Isard (1980).

incide sobre o resultado do investimento, altera a relação acima da seguinte maneira:

$$\frac{F_{t,t+k}}{S_t} = \frac{(1 + I_{t,k})(1 - T)}{1 + (I_{t,k}^* + EMBI)} \quad (37)$$

Onde T é o imposto sobre a renda. Sobre o retorno dos investimentos deve ser extraído o imposto. Outro tipo de tributo presente no caso brasileiro é o IOF. Esse imposto incide sobre o capital no momento de entrada no país e esteve presente na década de 90 e na atual com alíquotas que variam de 0% a 9%. A equação ficaria assim:

$$\left(\frac{F_{t,t+k}}{S_t} \right) (1 + \tau) = \frac{(1 + I_{t,k})(1 - T)}{1 + (I_{t,k}^* + EMBI)} \quad (38)$$

Onde τ representa a alíquota do IOF incidente no momento da entrada do capital. Uma forma de controle de entrada de capital utilizada na década passada, segundo Miguel (2001), foram os impostos. Assim o BACEN evitou a apreciação excessiva da taxa de câmbio e não precisou comprar dólares emitindo moeda, o que forçaria a taxa de juros doméstica. Mas para o período estudado a alíquota de ambos os impostos foi 0, sendo que o governo brasileiro utiliza este instrumento após 2011 para o controle de entrada de capitais direcionados para renda fixa.

No período que compreende a segunda metade da década de 1990 e o início da década de 2000 há um aumento do endividamento interno, tendo com importante causa a elevada taxa de juros praticada e a esterilização de moeda para controle de inflação. Mas no presente trabalho não há a intenção de se aprofundar nesse tema. Autores como Miguel (2001), Meurer e Samohyl (2002) e Giambiagi (2002) são citados como referência de importantes contribuições sobre essa época da economia brasileira.

2.4 A paridade de juros reais

Com o aumento na integração dos mercados financeiro e de bens e produtos, era de se esperar redução nos desvios da PDJ e do PPP segundo Goldberg, Lothian and Okunev (2002) citado por Camarero, Silvestre e Tamarit. (2006). Entretanto os primeiros autores também defendem que o estudo do diferencial dos juros reais entre países merece grande atenção, pois permite que sejam verificadas as respostas das políticas monetárias de cada país em relação a variações nas taxas de

juros em outros países. O estudo da paridade de juros reais¹⁴ ou PJR para se verificar o comportamento das taxas de juros brasileiras, isto é, as respostas do BACEN a variações de juros nos EUA.

É de se esperar que o estudo da PJR ajude a avaliar o grau de integração financeira da economia brasileira, isto é, se as taxas de juros do Brasil acompanham os movimentos das taxas de juros internacional, que será representada pela taxa de juros dos EUA, e do risco país, representado pelo EMBI+.

A paridade de juros reais consiste em uma simplificação da PDJ ou PCJ. A PJR é modelo pelo qual é facilitada a verificação do comportamento e influência das taxas de juros de dois países equiparados em relação a uma medida de risco, isto é, mede-se as relações entre as taxas de juros sem que o ajuste cambial seja incluído. A Equação é simples e está descrita abaixo:

$$i_t = i_t^* \quad (39)$$

Onde i_t se refere a taxa real de juros interna e i_t^* a taxa real de juros internacional. A construção teoria desta relação está muito bem definida no trabalho de Holmes, Otero e Panagiotidis (2011), e sua base é a própria relação da PDJ, conforme abaixo:

$$\Delta S_{t+1}^e = I_t - I_t^* \quad (40)$$

Onde ΔS_{t+1}^e é a expectativa de variação no câmbio nominal para um período a frente, I_t^* é a taxa nominal de juros internacional e I_t é a taxa nominal de juros interna. Esta equação é a base da PDJ apresentada anteriormente neste capítulo, apenas com a notação diferente, aqui seguiu-se a utilizada por Holmes, Otero e Panagiotidis (2011). Assumindo que a relação da PPP vigore nessas duas economias, a expectativa de variação cambial depende da expectativa de inflação no período:

$$\Delta P_{t+1}^e - \Delta P_{t+1}^{*e} = \Delta S_{t+1}^e \quad (41)$$

Onde ΔP_{t+1}^e é a expectativa de inflação na economia interna e ΔP_{t+1}^{*e} é a expectativa de inflação da economia internacional. Substituindo a equação 41 em 40:

$$I_t - I_t^* = \Delta P_{t+1}^e - \Delta P_{t+1}^{*e} \quad (42)$$

¹⁴ Na literatura internacional esta teoria é apresentada como *real interest parity* ou RIP.

Realocando os termos, encontramos:

$$I_t - \Delta P_{t+1}^e = I_t^* - \Delta P_{t+1}^{*e} \quad (43)$$

Onde o lado esquerdo da equação é a taxa real de juros interna e o lado direito a taxa real de juros internacional, exatamente como definido na equação 40. Está é a relação da PJR, que possibilita o estudo das relações entre as taxas reais de juros de diferentes economias.

2.4.1 A paridade de juros reais e o caso brasileiro

Para aplicar esta teoria a economia brasileira, é preciso ajustar para a diferença do nível de risco de cada país, assim como feito para a PDJ. Afim de se corrigir esta diferença será acrescentado a série de risco país do EMBI+ à taxa de juros básica internacional, que, assim como no capítulo anterior, será representada pela taxa de juros de títulos do Tesouro do EUA para vencimento em 6 meses. A equação de longo prazo fica desta forma:

$$i_t = \beta_1 + \beta_2 (i_t^* + EMBI) + u_t \quad (44)$$

Espera-se que u_t tenha média zero e variância constante e que possa ser utilizada como fator de correção pelo erro de Engle e Granger (1987)¹⁵. Os modelos de curto prazo permitem que se verifique a resposta de cada autoridade monetária a mudanças nas taxas de juros internacionais, isto é, qual a resposta de cada país em momentos de subida ou de descida de juros. Para a economia brasileira isto é de vital importância para verificar o grau de integração maior do mercado de juros e como se dá a atuação BACEN em relação aos juros internacionais e ao risco país. Para facilitar a notação, o modelo a ser estudado considera a soma da taxa de juros básica com o risco país, que será chamada de taxa de referência internacional e utilizada a letra R. Então a equação passa a ser assim:

$$i_t = \beta_1 + \beta_2 R + u_t \quad (45)$$

Onde R se refere a soma da taxa real de juros dos EUA ao risco país medido pelo EMBI+, e u_t ao erro aleatório. A série a ser trabalhada em relação a assimetria é do diferencial entre a taxa real de juros do Brasil e a taxa de referência internacional. A presença de assimetria a ser testada será nesta série que pode ser entendida como o *spread* entre a

¹⁵ O modelo de cointegração de Engle e Granger será melhor demonstrado no próximo capítulo.

taxa de referência internacional e a taxa real de juros brasileira, para melhor compreensão será abaixo detalhado os passos para a sua criação.

$$i = R + s \tag{46}$$

$$s = i - R$$

Onde s é o diferencial de juros, i a taxa real de juros brasileira e R a taxa de referência internacional criada neste trabalho para assim, conforme levantado anteriormente, permitir a comparação das taxas de juros do Brasil e dos EUA num mesmo nível de risco.

No próximo capítulo serão apresentados os dados a serem utilizados, isto é, as series temporais e feitos os testes de raiz unitária para a utilização das mesmas em modelos de correção pelo erro.

3. APRESENTAÇÃO DOS DADOS E METODOLOGIA

Neste capítulo serão apresentados as séries temporais de dados econômicos que serão utilizados neste trabalho, a metodologia para estimação da PDJ e da PJR e a explicação dos modelos a serem estimados.

3.1 Apresentação dos dados

Nesta parte do trabalho será apresentada uma análise descritiva dos dados utilizados para a estimação da PDJ para o período entre julho de 2001 até dezembro de 2011. Apesar de o período de 2001 e 2002 apresentarem elevada volatilidade nos indicadores econômicos, este período foi incluído por ser de taxa de câmbio flutuante e o início do chamado tripé econômico como base de política econômica. Para a verificação do risco político no Brasil serão apresentadas as séries do risco país, ou risco soberano, representada pelo EMBI+¹⁶, a taxa de câmbio R\$-US\$, a taxa de juros internacional representada pela taxa pagas por títulos emitidos pelo Federal Reserve e a taxa de juros doméstica brasileira representada pela taxa SELIC. Também são importantes as séries de expectativa de inflação do Brasil e dos EUA para o cálculo da taxa real de juros entre ambos os países. Os dados selecionados serão utilizados com média mensal.

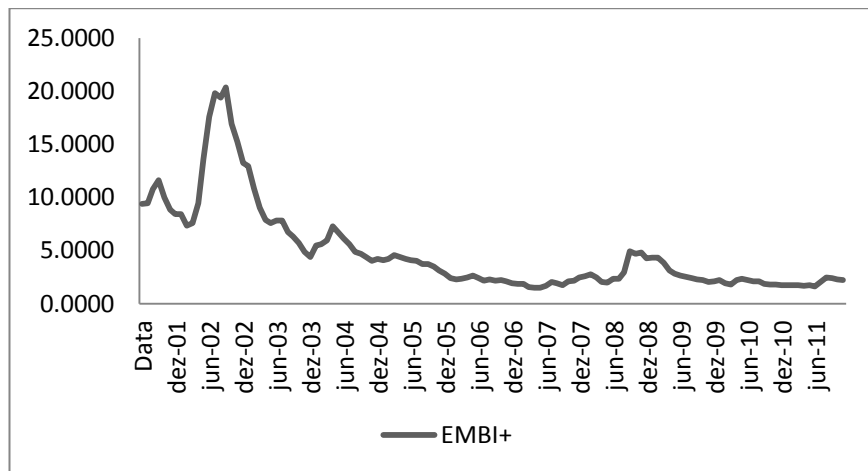
3.1.1. Risco país

A série do risco país será representada pelo EMBI+. Este índice, conforme relatado no capítulo teórico, é construído com base no preço de mercado de títulos de emissão de países emergentes negociados em mercado secundário. Um aspecto importante deste índice não abordado anteriormente que traz vantagens quanto a nota de *rating* emitida pelas agências é o fato de ele ser diário e construído com negociações em mercado secundário. As notas de *rating* emitidas pelas agências possuem um prazo para nova avaliação que seria em torno de um mês, a cesta de títulos que compõem o índice do EMBI+ é diariamente é avaliada pelo mercado, o que resulta numa maior precisão no curto prazo. O fato dos papéis serem negociados em mercado secundário garante a este índice uma maior proximidade ao mercado, captando mudanças nas expectativas com mais eficiência do que as notas de

¹⁶ Agradeço aqui ao Banco do Brasil que cedeu esta série.

rating, emitidas periodicamente e elaborada por analistas das agências. O período estudado compreende julho de 2001 até dezembro de 2011 com dados mensais.

Gráfico 1. EMBI+ - 07/2001 até 12/2011



Fonte: Elaboração própria. O EMBI+ foi cedido pela Diretoria de Estratégia e Organização do Banco do Brasil.

Em 2001, com o apagão no setor elétrico no Brasil, com a crise provocada pelo calote argentino e o atentado terrorista de 11/09 contra as Torres Gêmeas nos EUA, há uma elevação no índice. Em 2002 e 2003, há uma piora nas expectativas devido a dificuldades no resultado primário das contas do setor público¹⁷ aliada à incertezas do período eleitoral, fatores que provocam nova elevação abrupta do risco soberano no Brasil. O governo Lula, iniciado em 2003 com a demonstração de que cumpriria contratos e seguiria uma política econômica baseada em austeridade fiscal, alcança uma redução no risco país com uma estabilidade nessa série. O EMBI+ se torna declinante até a crise no setor bancário dos EUA, que eclode em setembro de 2008. Nesse período, como sempre tende a ocorrer em épocas de crise, há uma elevação repentina no risco soberano no Brasil em função de novas

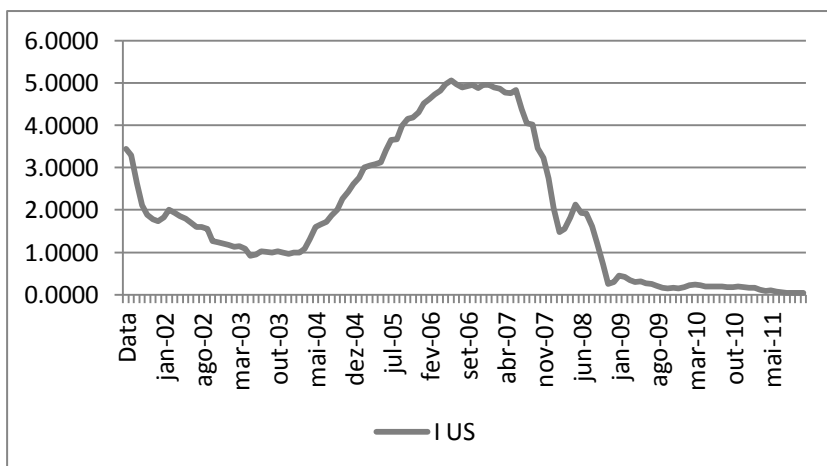
¹⁷ Para mais detalhes sobre as contas públicas brasileiras no período, uma boa opção de leitura é o trabalho de Giambiagi (2002).

incertezas no mercado financeiro internacional, principalmente em relação a bancos dos EUA com carteira em crédito imobiliário.

3.1.2. Juros internacional

Como representante para a taxa de juros internacional escolhida foi a série do *Treasury Bills* obtida no site do Federal Reserve¹⁸, ou seja, uma taxa praticada pelo Banco Central dos EUA. A série é de dados mensais e disponível na taxa ao ano. Foi selecionada a série títulos para resgate em seis meses, por ser de um período intermediário, não exatamente de curto prazo nem de longo prazo e há um mercado secundário com liquidez por todo o período estudado, onde o investidor pode negociar esse títulos. O fato de existir um mercado secundário com liquidez para estes papéis e o seu prazo fornecem aos mesmos uma importante função de captar a volatilidade no mercado de juros dos EUA e internacional, sendo um papel que supera possíveis problemas em momentos de preferência pela liquidez.

Gráfico 2. Juros Internacional - 07/2001 até 12/2011



Fonte: Federal Reserve. Títulos de emissão Tesouro Norte-Americano com vencimentos em 6 meses.

¹⁸ O site do Federal Reserve, ou o Banco Central dos EUA, é <http://www.federalreserve.gov/econresdata/releases/statisticsdata.htm> e o acesso foi em 11/02/2011.

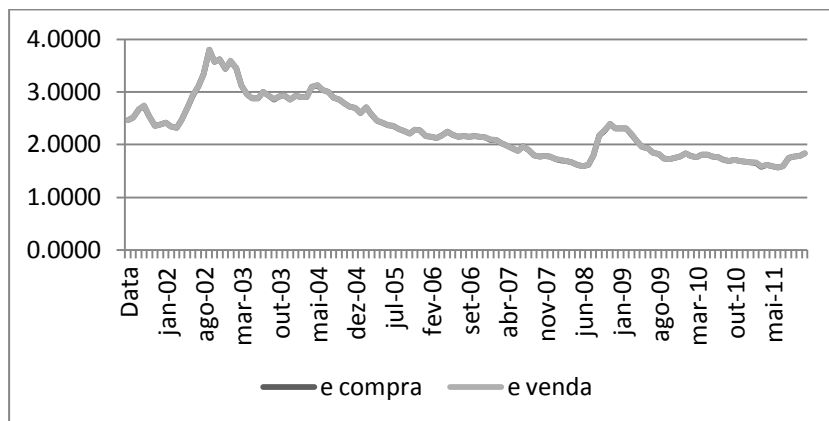
Esta série possui um comportamento interessante, as taxa de juros dos EUA estavam elevadas em 2000 e até meados de 2001, com a diminuição do crescimento econômico dos EUA em relação à década anterior, o FED passa a atuar com uma política monetária expansionista. Essa política de juros baixos contribuiu para a retomada do crescimento e para o crescimento de uma bolha especulativa no mercado imobiliário daquele país. Já no ano de 2004 as taxas de juros nos EUA começam a subir novamente, permanecendo em um patamar elevado até 2007, quando há uma rápida diminuição nas taxas, numa antecipação a crise do ano seguinte. Em 2008 eclode a crise do mercado financeiro norte americano e os papéis vinculados ao setor imobiliário norte-americano passam a ser vistos como moeda podre. O que resulta em colapso do mercado de crédito interbancário naquele país e de importantes países na Europa devido à suspeitas em relação aos balanços de cada instituição financeira. Para mais detalhes sobre os determinantes dessa crise, chamada de *Sub-prime mortgage crisis* uma sugestão é o trabalho de Demyanyk e Hemert (2008).

3.1.3. Taxa de câmbio

Para a taxa de câmbio no Brasil, disponibilizada pelo Banco Central do Brasil¹⁹, ou BACEN, será utilizada a série PTAX de compra e de venda. Esta série é construída a partir do fechamento dos contratos de câmbio com cotação comercial a vista negociados no BOVESPA. O BACEN disponibiliza em seu site esta série com dados mensais. Para estimar a PDJ no Brasil serão utilizadas as séries de compra e de venda para que os custos de transações sejam capitados pela diferença entre as taxas de câmbio de compra e de venda. Assim esse trabalho espera amenizar este problema levantado no capítulo anterior de referencial teórico.

¹⁹ O site do Banco Central do Brasil é <http://www.bcb.gov.br>.

Gráfico 3. Taxa de Câmbio R\$-US\$ - 07/2001 até 12/2011



Fonte: Elaboração própria com dados do IPEADATA²⁰.

As duas séries, de compra e de venda, são muito próximas, a diferença ocorre na terceira ou quarta casa decimal, por isso muito trabalhos chegam a desconsiderar essa diferença. Neste trabalho, vai ser utilizada a taxa de compra a vista no período t , que representa a entrada de capitais no Brasil, e a taxa de venda a vista no período $t+k$, que representa a saída desse mesmo recurso no período seguinte. Em relação a notação apresentada na primeira parte deste capítulo, para S_t será utilizada a cotação de compra a vista e para S_{t+k} a cotação de venda a vista.

O comportamento da taxa de câmbio segue um padrão parecido ao do EMBI+, em épocas de crises e aversão ao risco, como em 2001, 2002 e em 2008 há uma rápida elevação na taxa de câmbio. Isso decorre da preferência dos investidores por manter ativos em dólares em momentos de aversão ao risco, o que provoca uma elevada demanda por moeda estrangeira que é refletida na desvalorização da taxa de câmbio. A melhora nos fundamentos da economia brasileira entre 2003 e 2007, aliados aos déficits gêmeos nos EUA produziram uma importante apreciação cambial reportada no gráfico entre 2005 e a primeira metade de 2008. Um outro importante fator que contribuiu para esta apreciação cambial entre 2003 e 2007 é o grande número de entradas de novas

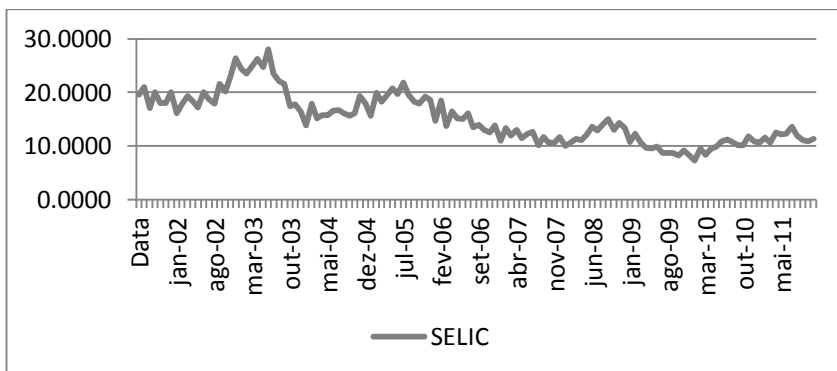
²⁰ Apesar de esta série ser disponibilizada pelo BACEN, este trabalho recorreu ao site do IPEADATA devido a maior facilidade no formato e disponibilidade em planilha Excel. Site do IPEADATA é <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

empresas na bolsa de valores de São Paulo, o que contribuiu para um grande volume de entrada de capitais estrangeiros na economia brasileira. Passado alguns meses da crise de 2008, a taxa de câmbio nominal volta a patamares semelhantes ao do início do período estudado. É importante lembrar que a moeda norte americana desvaloriza não somente em relação ao Real, mas em relação a diversas outras moedas na segunda metade da década estudada.

3.1.4. Taxa de juros no Brasil

Para os juros brasileiros será considerada a taxa SELIC. Uma outra opção igualmente eficiente seria a taxa do DI. A taxa SELIC é a taxa definida pelo Banco Central e há títulos públicos indexados a esta taxa. O DI é a taxa de depósito interbancária, há na economia muitas opções, consideradas de risco zero para os padrões brasileiros, de aplicações indexadas ao DI. As duas séries estão também disponibilizadas pelo Banco Central, a série SELIC over e DI over, com dados mensais e taxa ao ano. Ambas as taxas são muito próximas, sendo que qualquer uma delas produziria resultados muito semelhantes. Para este trabalho foi escolhida a taxa SELIC OVER disponível no site do BACEN em taxa anual e em frequência mensal por ser esta a taxa oficial fixada pelo BACEN, assim como a taxa internacional é a estabelecida pelo FED.

Gráfico 4. Taxa SELIC over - 07/2001 até 12/2011



Fonte: Elaboração própria com dados do BACEN.

Os juros no Brasil passam por um importante período de redução durante a década estudada. A taxa SELIC passa de um patamar de 20%

ao ano, muitas vezes até superando esse valor como em 2002, 2003 e 2005, para se acomodar próxima aos 10 ou 12% ao ano em 2010 e 2012. A inflação brasileira nesse período também se acomoda dentro de valores próximos as metas e superávits primários recorrentes aliviam a pressão sobre o endividamento público, que no final da década anterior era mais preocupante.

Um outro aspecto relevante desta série é quanto à periodicidade da realização da reunião do COPOM, o Comitê de Política Monetária. No início do período estudado o BACEN definia a taxa básica da economia mensalmente, o que causaria um melhor ajustamento às outras séries aqui utilizadas em dados mensais. Entretanto houve a alteração para um intervalo de 45 dias entre cada reunião do COPOM, provocando um "descasamento" em relação às outras variáveis. Para se corrigir este problema dever-se-ia alterar o período estudado para 45 dias, ficando oito observações por ano. Entretanto este fato acarretaria na transformação das outras séries com nova perda de capacidade explicativa nos dados. Para se resolver este problema teria se que criar outro em cada uma das outras séries, por isso escolheu-se manter a análise mensal com um pequeno prejuízo da taxa básica de juros do Brasil.

3.1.5. Expectativa de inflação

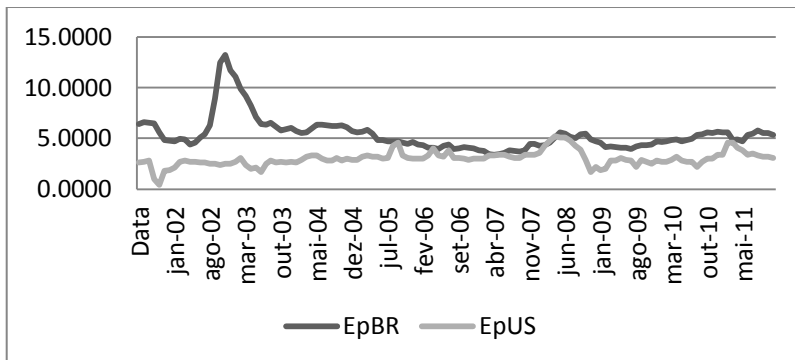
Uma série incluída neste modelo é da expectativa de inflação ao consumidor nos EUA e no Brasil. É perfeitamente factível supor que o nível de inflação esperada em cada país contribua para a formação da taxa de câmbio e dos juros. As políticas monetárias de ambos os países tendem a *pilotar* os juros tendo como um dos objetivos a acomodação de pressões inflacionárias além de estimular o crescimento econômico. Para as séries de expectativa de inflação foram escolhidas a série de expectativa do IPCA disponível no site do BACEN, para o caso brasileiro. Para os EUA foi escolhida a série de expectativa de preços para o consumidor da Universidade de Michigan, EUA, o nome em inglês é *University of Michigan Inflation Expectation*, ou MICH, e está disponível no site dessa universidade²¹. Ambos os índices representam a média da expectativa de preços ao consumidor para o período próximo de 12 meses.

²¹ O site da universidade de Michigan onde está disponível a série de expectativa de preço dos EUA é <http://research.stlouisfed.org/fred2/séries/MICH/>. Acesso em 12/02/2012.

Uma importante diferença nestes dois índices está na forma de sua elaboração. A expectativa do IPCA brasileiro é construído com base em pesquisa do BACEN à importantes instituições financeiras e econômicas brasileiras. Então pode ser considera um índice criado com base nas expectativas de instituições especialistas no mercado. O índice de expectativa de inflação do MICH é construído com base em consulta aos consumidores norte americanos, é com base nas expectativas do publico comum, que não é especializado em economia. Esse fato gera uma importante assimetria entre essas séries, com a série brasileira apresentando uma assertividade maior.

A importância de se escolher a expectativa de inflação e não a própria inflação existe no fato de o investidor fazer as escolhas de compra de títulos principalmente com base no rendimento a ser auferido no vencimento dos papéis, mesmo com a limitação do índice dos EUA. A melhor forma de se controlar o ganho real futuro é considerado a inflação do período futuro e a taxa de juros, mas como se trata de uma formulação *ex-ante* em relação a inflação esperada para o próximo período, pode ser utilizada a série de expectativa de inflação. Esta lógica está presente na formulação teórica da paridade de juros reais, como pode ser visto em Holmes, Otero e Panagiotidis (2011). Segue o gráfico das expectativas de preços:

Gráfico 5. Expectativa de Inflação ao Consumidor - 07/2001 até 12/2011



Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Central do Brasil e da Universidade de Michigan. Onde Ep_{BR} representa a expectativa de preços do Brasil e Ep_{US} a expectativa de preços dos EUA.

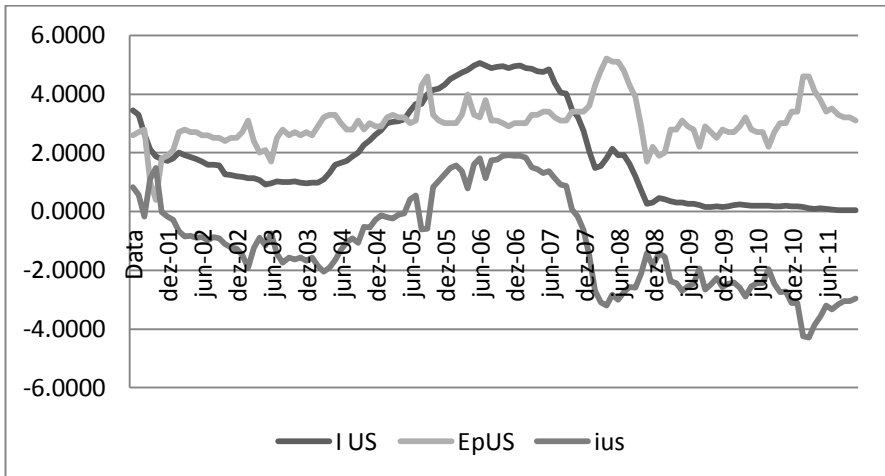
É interessante verificar que a taxa anual da expectativa de inflação no Brasil passa por um pico em 2002 e 2003, depois é decrescente até meados de 2007, quando esteve abaixo de 4%. Então apresenta uma elevação mas que fica contida próxima aos 6% ao ano. Entretanto a expectativa de inflação nos EUA, com alguns picos em 2005 e 2006, fica em torno de 3% até final de 2007 quando se eleva até próximo de 5 em meados de 2008 e já reduz bruscamente devido a crise financeira com graves consequências econômicas e no desemprego daquele país. Já em meados 2009 a economia norte-americana em recessão, a expectativa de inflação ficou bem acima da inflação. Naquele ano há uma deflação de 2% enquanto que a expectativa não representa este índice. Mas já no ano seguinte, valores da inflação retornam aos valores normais e próximos das expectativas dos agentes.

3.1.6. Taxas reais de juros

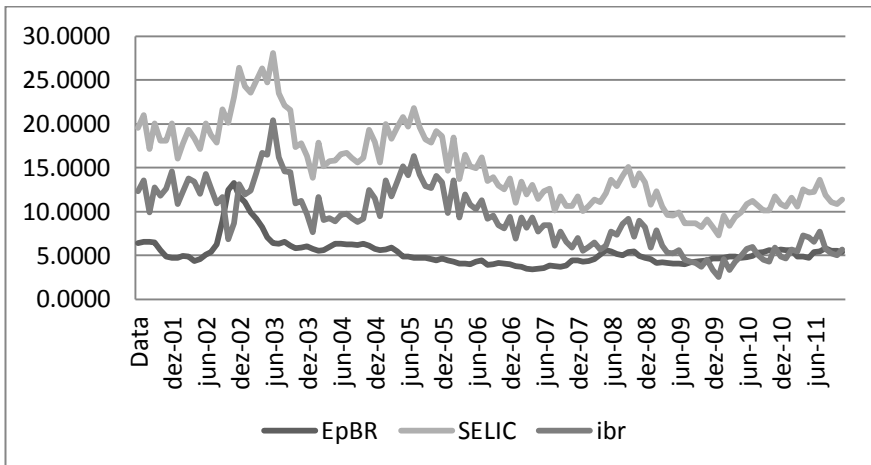
Os trabalhos que verificam desvios na PDJ ou em relação a paridade de juros também utilizam a taxa real de juros, ou o diferencial de juros reais em economias de um mesmo nível de risco. Os investidores, como foi tratado acima, formam expectativas de ganhos no mercado de juros com base no rendimento projetado dos títulos. A taxa real de juros será importante para o próximo capítulo deste trabalho, no qual é pretendido verificar a paridade entre os juros da economia brasileira e internacional. Para o calculo da taxa rela de juros, a expectativa de inflação deve ser utilizada como projeção da inflação, esta que reduziria parte do rendimento nominal auferido na a seguinte relação:

$$i_{t,K} = \frac{1 + I_{t,K}}{1 + Ep_{t,t+k}} \quad (47)$$

Onde $i_{t,K}$ é a taxa real de juros no tempo t para país K, $I_{t,K}$ é a taxa nominal de juros no país K e $Ep_{t,t+k}$ é a expectativa de preços em t para o período seguinte t+k. O resultado é a taxa real de juros projetada para determinado período. Os gráficos abaixo mostram a taxa real de juros, junto a expectativa de inflação e taxas nominal de juros de cada país, isto é do Brasil e dos EUA.

Gráfico 6. Taxa Real de Juros dos EUA - 07/2001 até 12/2011

Fonte: Elaboração própria com dados do FED e do MICH. Onde I_{US} se refere a taxa nominal de juros dos EUA, Ep_{US} é a expectativa de inflação e i_{us} é a taxa real de juros dos EUA.

Gráfico 7. Taxa real de juros do Brasil - 07/2001 até 12/2011

Fonte: Elaboração própria com dados do BACEN. Onde Ep_{BR} se refere a expectativa de inflação do Brasil, SELIC é a taxa de juros e i_{br} a taxa real de juros brasileira.

As séries de juros reais apresentam um comportamento bem diferente para o Brasil e para os EUA. No Brasil a série mostra um comportamento muito suave, mantendo algo próximo de 5% ao ano, sendo que em meados de 2002 e início de 2003 há pico um importante nesta série. Como foi dito em relação ao câmbio e ao EMBI+, este pico teve relação com a elevação da incerteza quanto ao resultado do processo eleitoral, com a disposição do partido vencedor no Brasil em seguir a linha econômica do governo anterior e de cumprir contratos. A suavidade na série para o Brasil é tanta que levanta suspeitas quanto a estacionariedade na mesma, que será verificada em teste de raiz unitária adiante.

Para os EUA é grande o período no qual a taxa real de juros se mostrou negativa. No início da década, a Política Monetária do FED foi claramente expansionista. A autoridade monetária daquele país reduziu as taxas de juros e passou a praticar taxas negativas para fomentar o crescimento econômico e redução do desemprego. Esta política pode ser entendida como uma resposta ao choque negativo de 11 de setembro de 2001 e a própria redução do crescimento econômico em relação ao da década anterior. A reversão dessa política é vista nitidamente no início de 2004 com a elevação da taxa nominal de juros e, conseqüentemente, da taxa real.

Em meados de 2007 o FED novamente altera sua política restritiva e retorna a uma prática expansionista, já antevendo ou atuando devido aos riscos assumidos pelas instituições financeiras daquele país no mercado de papéis ligados ao setor de imóveis.

3.1.7. Diferencial de juros e de câmbio

Um resultado interessante encontrado nesse trabalho é do diferencial de juros entre o Brasil e os EUA para o período estudado. Para demonstrar o quanto o Brasil supera os EUA em relação ao pagamento de juros, o gráfico abaixo mostra que, mesmo descontado o risco país, o Brasil paga juros positivos em relação aos juros pagos naquele país. A equação que deu origem a este gráfico é esta:

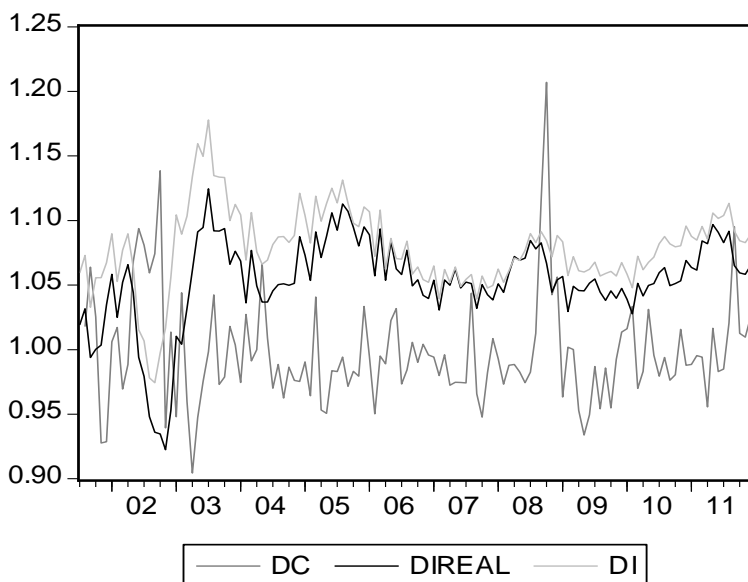
$$s_{t,t+k} - s_t = (i_{t,k} - i_{t,k}^*) + u_{t,t+k} \quad (48)$$

Onde no gráfico colocamos o lado direito como o diferencial de juros, tanto para os juros nominais quanto para os juros reais²² para evidenciar que os juros pagos no Brasil tendem a superar o risco país em todo o período estudado. Também foi colocado o lado esquerdo da equação acima, isto é, o diferencial de câmbio, onde a taxa câmbio a vista é relacionada com a taxa de câmbio a vista do período seguinte. A diferença entre a equação acima e o mostrado no gráfico abaixo é que em 41 as variáveis estão descritas em logaritmo, enquanto este trabalho pretende utilizar esta mesma relação com as variáveis em nível, sem transformar em logaritmo. A equação dos diferenciais de juros e de câmbio exposta no gráfico abaixo é esta:

$$\frac{S_{t,t+k}}{S_t} = \left(\frac{1 + I_{t,k}}{1 + I_{t,k}^* + EMBI_{t,k}} \right) \quad (49)$$

²² Para calcular os juros reais foram utilizadas as séries de expectativa de inflação do Brasil e dos EUA descritos anteriormente.

Gráfico 8. Diferencial de juros e diferencial de câmbio - 07/2001 até 12/2011



Fonte: Elaboração própria. Onde DC é o diferencial de câmbio, DIREAL é o diferencial de juros com taxas reais de juros e DI o diferencial de juros com taxas nominais.

O gráfico acima mostra que para todo o período estudado o Brasil oferece taxas de juros positivas mesmo descontado o risco país medido pelo EMBI+. Isso também acontece quando se considera apenas os juros reais. Mostra o quanto o país é atrativo para o capital estrangeiro, onde os juros reais praticados nas principais economias avançadas foram decrescendo, algumas taxa chegando a bem próximo de zero, ou até mesmo, ficaram negativos. Uma hipótese levantada nesse trabalho é que os juros pagos no Brasil são atraentes para o capital estrangeiro, por isso o câmbio nominal no período tenderia a apresentar uma apreciação, que é possível ser vista no gráfico da taxa de câmbio.

Esta tendência de apreciação cambial pode ser entendida como um indicativo da existência das relações definidas pela PDJ, isto é, como o Brasil oferece taxas de juros superiores aos outros países, mesmo ponderado pelo risco país, o fluxo de capital é positivo para o Brasil o que resulta em apreciação cambial. Entretanto esta relação, para

o caso brasileiro, não é simples como aparentemente deveria ser. Mais adiante este trabalho vai utilizar instrumentos econométricos para medir esta relação.

3.2. Testes de raiz unitária

A importância deste teste está mais relacionada com o próximo capítulo do que em relação a estimação da PDJ. Para a estimativa da PDJ este teste não é importante, como a PDJ é uma construção da relação entre o diferencial do câmbio e dos juros e a verificação se o parâmetro estimado é igual a -1, o fato de as séries em nível terem ou não raiz unitária não afeta o resultado, mas é confortável que todas as séries sejam de mesma ordem de integração. Entretanto, para a verificação da relação entre a taxa de juros internacional e a taxa de juros brasileira a ser apresentada no próximo capítulo, isto é, na verificação se a paridade de juros reais se sustenta, este teste será importante. No próximo capítulo pretende-se verificar através do método de correção pelo erro de Engle e Granger(1987) a paridade de juros reais entre a economia brasileira e os EUA, e comportamento ou resposta do Brasil à variações na taxa de juros daquele país.

Para verificar a existência de raiz unitária nas séries listadas acima, serão feitos dois testes, o *Augmented Dickey-Fuller*²³ e o *Phillips-Perron*²⁴. Os testes serão feitos através do software *EViews* e *Rats*, testes realizados com termo de intercepto. O período do teste é de julho de 2001 até dezembro de 2011, com dados mensais e um total de 126 observações.

23 Na tabela é mostrado como ADF.

24 Na tabela é mostrado como PP. Para mais detalhes ver Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988).

Tabela 3. Teste de Raiz Unitária - 07/2001 até 12/2011

Série	ADF em Nível.	ADF em 1º Diferença.	PP em Nível.	PP 1º Diferença.
e (venda)	-2.3823 (0.1498)	-6.1086*** (0.000)	-2.5341 (0.1112)	-5.8570*** (0.000)
e (compra)	-2.3824 (0.1498)	-6.1094*** (0.000)	-2.5342 (0.1112)	-6.1094*** (0.000)
SELIC	-1.1441 (0.6963)	-3.8488*** (0.0033)	-1.9261 (0.3194)	-18.5029*** (0.0000)
I _{us6m}	-1.1862 (0.6790)	-5.2884*** (0.0000)	-1.0688 (0.7266)	-5.2025*** (0.0000)
i _{US}	-1.4490 (0.5561)	-10.7642*** (0.0000)	-1.5179 (0.5214)	-10.7599*** (0.0000)
EMBI+ ^a	-13516	-4.0052***	-2.4479	-18.0249***
i _{BR}	-1,4231 (0.5686)	-3.5960*** (0.0073)	-2.4452 (0.1316)	-18.2993*** (0.000)

O * indica que o resultado é significativo a 10% de confiança; ** significativo a 5%; e*** significativo a 1% de confiança. O valor entre parênteses é o resultado teste p. Os testes ADF foram feitos com o critério de informação de Schwarz com defasagem máxima em 12, exceto para a série do EMBI+. Todos os testes foram realizados com o termo de intercepto. Os valores críticos do teste ADF e PP para 10%, 5% e 1% de confiança são -2.5792, --2.8848 e -3.4837 respectivamente.^a Teste realizado no software econométrico *RATS*, isso porque o resultado do *EViews* apresentou divergência de resultado entre o ADF e o PP, este software não fornece o valor do teste p, apenas o resultado.

Os resultados permitem que se conclua que não há raiz unitária em todas as séries. Todos os testes ADF e PP apresentam a mesma conclusão para a rejeição de H_0 para as séries em nível. Este resultado indica a possibilidade de verificar a relação de longo prazo e de curto prazo entre as variáveis através do método de cointegração de Engle e Granger. O resultado dos testes acima junto a seguinte definição proposta por Engle e Granger (1987 p. 253): "*The components of the vector x_t are said to be co-integrated of order d, b , denoted x_t CI(d, b) if all components of x_t are I(d)*", serão úteis mais adiante para a verificação da paridade de juros entre a economia brasileira e dos EUA. A afirmação acima pode ser entendida da seguinte forma: os componentes de um vetor x_t são cointegrados de ordem d se todos os componentes deste vetor são integráveis de ordem d .

Outro aspecto que será útil para este trabalho é a afirmação, dos mesmos autores, de que "If x_t and y_t are both I(d), then it is generally true that the linear combination $z_t = x_t - ay_t$ will also be I(d)" (Engle e

Granger 1987 p. 253). Significa que a combinação linear entre dois vetores integráveis de ordem d , ou que sejam $I(d)$, vai resultar em um vetor também integrável de ordem d . Para este trabalho será formulado o diferencial de juros para a verificação da paridade de juros reais, cuja formulação de série também pode ser consideradas $I(1)$, uma vez que todas as variáveis utilizadas são $I(1)$.

3.3 Metodologia para a paridade de juros reais

Nesta seção do trabalho serão apresentados os modelos econométricos a serem estimados para o estudo da paridade de juros reais e a mensuração da possível assimetria existente em relação à resposta da autoridade monetária brasileira em relação a variações nas taxas de juros internacional e no risco país. Para isto serão utilizados os modelos linear de cointegração pelo erro de Engle e Granger (1987) em comparação ao modelo não linear de ajustamento assimétrico de Enders e Granger (1998). Os modelos são descritos a seguir.

3.3.1 Teste de assimetria: Os modelos auto-regressivo limiar e auto-regressivo limiar de momentos.

Os modelos de ajustamento não linear ou de ajustamento assimétrico permitem que sejam medidas as relações econômicas com parâmetros diferentes conforme a necessidade. Em relação aos, nomeados aqui por livre tradução²⁵, modelos auto-regressivo limiar (TAR) e auto regressivos limiar de momentos (M-TAR) permitem que seja visualizado de forma distinta as variações negativas das variações positivas nos parâmetros, o que garante um ganho na capacidade explicativa desses modelos em relação a modelos lineares na presença de assimetrias. Modelos lineares estimam um mesmo parâmetro para definir a relação entre as variáveis, fato que pode ocultar informações e assim reduzir o poder de explicação. O que pode ser corrigido quando se permite a estimação de parâmetros diferentes para diferentes etapas na relação entre as variáveis estudadas.

3.3.1.1 O modelo auto-regressivo limiar ou TAR

²⁵ Os nomes originais em inglês são *threshold autoregressive model* e *momentum threshold autoregressive model*.

O teste para verificar a se o ajustamento é não linear é uma adaptação do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller. O teste de Dickey-Fuller consiste na seguinte relação:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (50)$$

Onde o termo ε_t é um erro aleatório ou puramente um ruído branco. O procedimento padrão é estimar o valor de ρ e verificar se $-2 < \rho < 0$ utilizando os valores críticos apropriados. Este teste pode ser modificado de algumas formas, como com a inclusão de um termo determinístico ou da própria variável dependente defasada para se corrigir uma possível existência de quebra estrutural e permitir que ε_t seja fracamente dependente ou com heterogeneidade na distribuição (Enders e Granger 1998). Entretanto, o teste Dickey-Fuller pode estar mal especificado caso o ajustamento seja assimétrico. Duas opções para se corrigir este problema, de se estimar parâmetros na presença de assimetria, são os modelos alternativos TAR ou e a segunda opção denominada de M-TAR . A especificação alternativa chamada de modelo TAR, mas também chamado de Linear Attractor Model, pode ser definido conforme abaixo, ficando para a próxima seção a demonstração do modelo M-TAR.

$$\Delta y_t = \begin{cases} \rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } y_{t-1} \geq 0 \\ \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } y_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (51)$$

A condição suficiente para se testar se y_t é estacionário é $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$. Segundo Enders e Granger (1998, p. 305) citando Tong (1990) caso esta sequência seja estacionária, a estimação por OLS de ρ_1 e de ρ_2 (...) tem uma distribuição multivariada normal e este resultado pode ser generalizado para processos autorregressivos de ordem superior²⁶. Um processo formal desenvolvido pelo autor citado para se quantificar o processo de ajustamento segue abaixo:

$$\Delta y_t = I_t \rho_1 y_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (52)$$

Onde I é o termo da função degrau descrita abaixo:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } y_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{se } y_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (53)$$

²⁶ Livre tradução.

Caso o sistema seja convergente, o valor do equilíbrio de longo prazo dessa sequência será $y_t = 0$. Caso y_{t-1} esteja numa posição superior ao equilíbrio de longo prazo, o ajustamento será de $\rho_1 y_{t-1}$. No entanto, caso y_{t-1} esteja numa posição inferior ao equilíbrio de longo prazo, o ajustamento será $\rho_2 y_{t-1}$. No caso de ajuste simétrico, então $\rho_1 = \rho_2$ e a equação 52 fornecerá os mesmos resultados da equação 50, do modelo ADF tradicional. O modelo TAR revela diferenças de comportamento decorrentes do desvio ser maior ou menor que determinado valor, por exemplo o zero²⁷.

Significa que este modelo pode dimensionar as diferentes fases de um sistema de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo, isto é, que sejam estimados parâmetros distintos para momentos no qual a variável está acima e o outro para caso a variável esteja abaixo daquele tido como de equilíbrio. Caso a resposta para os desvios positivos e negativos sejam diferentes, o modelo TAR pode dimensionar esta diferença. Este modelo, é muito útil para se compreender a resposta da Autoridade Monetária, no caso da paridade de juros, para momentos em que os juros reais em determinado país estiver acima ou abaixo de determinado valor tido como de equilíbrio de longo prazo, mensurando a diferente resposta da autoridade monetária para cada caso. A aplicação deste modelo possibilita a verificação de ambas as respostas da Autoridade Monetária, para momentos em que estiver operando com taxa de juros acima do que seria o equilíbrio de longo prazo e para os momentos em que estiver operando abaixo deste equilíbrio.

Segundo os autores, caso $-1 < \rho_1 < \rho_2 < 0$ a fase negativa tende a ser mais persistente do que a fase positiva, significa que o retorno ao equilíbrio de longo prazo tende a ser mais rápido para desvios positivos do que para desvios negativos. Para ser visualizado basta

²⁷ Literalmente, no original em inglês: "... the threshold autoregressive (TAR) model developed by tong (1983) allows the degree of autoregressive decay to depend on the state of the variable of interest. Such a model can capture the key aspects of any "deep" movements in a series. If autoregressive decay is fast when the variable is above trend and slow when the variable is below trend, troughs will be more persistent than peaks."(...) "Notice that the TAR model can capture aspects of "deep" movements in a sequence. If, for example, $-1 < \rho_1 < \rho_2 < 0$, then the negative phase of the $\{Y_t\}$ will tend to be more persistent than the positive phase" (Enders e Granger 1998 p. 304 e p. 305).

considerarmos os valores de ρ_1 e de ρ_2 . Estes coeficientes, em módulo, podem ser considerados com a velocidade do ajuste. Por isso, no caso levantado pelo autor, de que $-1 < \rho_1 < \rho_2 < 0$, o ajuste negativo demoraria mais a ocorrer do que o ajuste positivo, em outras palavras, o retorno ao equilíbrio é mais rápido para a fase positiva (Enders e Granger 1998).

Enders e Chumrusphonlert (2004) aplicaram este modelo e o M-TAR para verificar a assimetria nas respostas em momentos de desvio em relação ao de equilíbrio de longo prazo para a paridade do poder de compra, ou PPP, em nações Asiáticas. Os resultados indicaram que a presença de assimetria nos desvios de longo prazo é confirmada e as mesmas possuem um importante papel na explicação e na eliminação dos desvios de curto prazo. Cooray (2007) verificou a existência de assimetrias na relação de paridade de juros entre o Reino Unido e os EUA, os resultados indicaram que a paridade de juros entre 1980 e 2005 é verificada entre esses países e que há assimetrias no ajuste de curto prazo, mais especificamente que desvios negativos da paridade de juros reais são eliminados mais rapidamente do que desvios positivos. Segundo o autor, o ajuste mais rápido para desvios negativos teria duas explicações. Uma é que os efeitos da política monetária para estimular a economia do Reino Unido, que devido às baixas taxas de juros praticadas, seriam neutralizados por conta destes desvios. O outro seria que, na presença das baixas taxas, os desvios negativos tentem a estimular os investidores para investimentos em ativos mais especulativos, o que não seria desejável para o Banco da Inglaterra, que atuaria para corrigir desvios negativos mais rapidamente.

3.3.1.2. O modelo auto-regressivo limiar de momentos ou M-TAR.

O modelo M-tar permite seja verificado o ajuste conforme a variação do período anterior em y_{t-1} . A regra da função degrau deste modelo, em substituição do sistema de equações, é a seguinte:

$$\Delta y_t = I_t \rho_1 y_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (54)$$

Com a seguinte função degrau:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta y_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta y_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (55)$$

A substituição da condição para a equação 55 conforme mostrado acima, é especialmente eficaz quando o ajuste assimétrico na série é

visualizado como mais intenso em determinados momentos e não em outros. Segundo Enders e Granger (1998, p. 306) caso $|\rho_1| < |\rho_2|$ "... *the M-TAR model exhibits little decay for positive Δy_{t-1} but substantial decay for negative Δy_{t-1} . In a sense, increases tend to persist but decreases tend to revert quickly toward the attractor.* O que significa dizer que caso $|\rho_1| < |\rho_2|$ a fase positiva de Δy_{t-1} tende durar mais e a fase negativa tende a ser revertida com mais velocidade ao equilíbrio de longo prazo.

Este modelo permite que se verifique a assimetria no ajuste conforme o momento da série. É possível que se verifique a assimetria em momentos de ajuste positivo, isso é, em resposta a uma variação positiva ou melhor, momentos em que $\Delta y_{t-1} > 0$ em relação a momentos de ajuste negativo. Nas palavras dos autores, o M-TAR permite que a variável *"to display differing amounts of autoregressive decay depending on whether it is increasing or decreasing. The momentum model can capture the possibility of asymmetrically "sharp" movements in a series."* (Enders e Granger 1998 p. 304).

Em relação a paridade de juros, este modelo pode oferecer resultados mais robustos na presença de assimetrias à resposta da Autoridade Monetária a momentos de subida ou descida na taxa real de juros internacional. Uma hipótese que permite acreditar na existência de assimetria é exatamente ligada ao risco político. Pressões de grupos de interesse num determinado país podem dificultar a Autoridade Monetária a elevar a taxa real de juros para acompanhar um momento de elevação na taxa de juros internacional. Para o caso brasileiro, exemplos de grupo de pressão podem ser encontrado na FIESP ou em alguns importantes sindicatos, que tendem a exercer grandes pressões contrárias a subida da taxa SELIC e atuar publicamente com críticas ao BACEN.

A diferença entre os modelos TAR e o M-TAR é que o TAR pode captar assimetrias nos ajustes em momentos no qual a série está acima ou abaixo de um determinado valor de equilíbrio de longo prazo. Enquanto que o M-TAR permite que se verifique a assimetria em relação a momentos de elevação ou de descida do ajuste de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo, mesmo que este ajuste esteja acima ou abaixo do valor tido como de equilíbrio. O modelo TAR fornece respostas distintas para $\Delta y_{t-1} > 0$ e outra para $\Delta y_{t-1} < 0$ isto é,

um parâmetro ρ distinto para cada momento da variável defasada em nível. Enquanto o M-TAR fornece uma resposta distinta para a variação da variável defasada Δy_{t-1} , isto é, a primeira diferença da variável explicada.

3.3.2. A estimativa consistente de TAR e de M-TAR

Os modelos TAR e M-TAR apresentados acima tiveram como limiar, ou *threshold* em inglês, o valor zero para ambos. Isto é, com o zero como valor para o degrau da função degrau desses modelos. Isto facilita a intuição do resultado, principalmente para o modelo TAR. Neste modelo a assimetria em zero tende a facilitar inferências, pois, simplesmente há ρ_1 para quando $y_{t-1} > 0$ e ρ_2 para $y_{t-1} < 0$, o que facilita em muito a leitura e compreensão do modelo. Significa dizer que o ajuste será um para corrigir quando o desvio estiver acima do equilíbrio de longo prazo e outro para desvios negativos em relação a este mesmo equilíbrio.

Mas os autores Enders e Granger (1998) abrem a possibilidade de se calcular o valor ideal para o threshold através do procedimento de Chan (1993)²⁸. Este procedimento é realizado em três etapas. A primeira consiste em se ranquear a série estudada, do menor valor ao maior. Depois são eliminados os valores 15% inferiores e 15% superiores da amostra. Então se utiliza OLS se estimar um valor k para a função limiar que minimizar a somados quadrados dos resíduos. Os autores criaram uma rotina para a estimativa consistente de *Threshold* no software econométrico *Rats*, que foi utilizada nesta parte do trabalho.

²⁸ Nas palavras dos autores, utilizando a relação das equações 53, 54 e 55: "Once it has been determined whether or not the series is stationary, model building can occur along the lines suggested by Chan (1993) and Tsay (1989). In a model with asymmetric adjustment, Tong (1983) demonstrated that the sample mean is a biased estimate of the attractor. (...) if $-2 > \rho_1 > \rho_2 > 0$ the $\{y_t\}$ sequence will exhibit more persistence whenever $y_{t-1} < 0$. As such, the value of the attractor (i.e., 0) will exceed the expected value of the sequence. Fortunately, Chan (1993) showed that searching over all values of a_0 so as to minimize the sum of squared errors from the fitted model yields a super-consistent estimate of the threshold". (Enders e Granger 1998, p. 307).

A vantagem da estimativa consistente de K permite verificar a assimetria no exato ponto onde ocorre a não linearidade dos parâmetros. Permite que sejam obtidos resultados mais robustos e inferências mais assertivas do que em relação ao modelo padrão com *threshold* em zero. Neste trabalho serão testadas ambas as possibilidades de k , tanto em zero quanto a estimativa consistente.

3.3.3 Relação de longo prazo

A condição imposta pelos autores para o teste para a presença de assimetria é que exista uma relação de longo prazo entre as variáveis, isto é, que sejam cointegradas pelo mecanismo de correção pelo erro de Engle e Granger. O mecanismo de correção pelo erro consiste em se utilizar a série do erro da equação de longo prazo como variável explicativa da equação de curto prazo. Segue abaixo uma explicação resumida do modelo de correção pelo erro de Engle e Granger (1987), começando pela equação de longo prazo:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 W_t + \varepsilon_t \quad (56)$$

Onde Y_t é a variável explicada, W_t a variável explicativa, β_1 o termo de intercepto, β_2 é o coeficiente de variação e ε_t é o termo de erro aleatório, nas palavras dos autores, é a *stationary multivariate disturbance* (Engle e Granger 1987, p 254). Ambas as variáveis, Y_t e W_t , devem ser cointegráveis da mesma ordem, para o modelo apresentado neste trabalho conforme resultados dos teste de raiz unitária apresentados no capítulo anterior, as variáveis são Integráveis de primeira ordem. A condição para que esta equação seja valida, isto é, que exista mesmo a uma relação entre as variáveis do modelo, é que a série do erro seja um erro aleatório estacionário. Os autores propuseram, um teste de raiz unitária para esta série com base no teste ADF mas com valores críticos²⁹ mais rigorosos. Segue abaixo o teste ADF pelo qual a série do erro deve passar:

$$\Delta \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \Delta \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (57)$$

Onde u_t é erro aleatório. O procedimento padrão é estimar o valor de ρ pela condição $-2 < \rho < 0$ utilizado os valores críticos da

²⁹ Tabela de valores críticos para o teste de cointegração de Engle e Granger está disponível em livros de econometria como Enders (2004).

tabela de Engle e Granger. Caso a série dos resíduos seja estacionária, é possível que seja utilizada como o mecanismo de correção no sistema de equações de curto prazo, conforme abaixo:

$$\begin{cases} \Delta Y_t = a_1 + a_2 \Delta W_t + a_3 \varepsilon_{t-1} + \nu_t \\ \Delta W_t = b_1 + b_2 \Delta Y_t + b_3 \varepsilon_{t-1} + \mu_t \end{cases} \quad (58)$$

Onde ν_t e μ_t são erros aleatórios. A equação de curto prazo permite que se verifique a relação entre as variáveis no curto prazo. O poder explicativo deste modelo é robusto e permite-se inferências econômicas assertivas. Entretanto, na presença de assimetrias o poder explicativo desse modelo é reduzido, pois trata-se de um modelo puramente linear. Os modelos TAR e M-TAR utilizam esta mesma relação de curto prazo, que pode ser numa estrutura VAR. Na proposta dos modelos TAR e M-TAR é permitido que exista assimetria nesta equação de curto prazo, em substituição ao vetor de correção, utiliza-se os parâmetros estimados pelo sistema de função das equações de grau representadas por 53, 54 e 55. Da seguinte forma:

$$\begin{cases} \Delta Y_t = a_1 + a_2 \Delta W_t + a_3 \rho_1(Y_{t-1}) + a_4 \rho_2(Y_{t-1}) + \nu_t \\ \Delta W_t = b_1 + b_2 \Delta Y_t + b_3 \rho_1(W_{t-1}) + b_4 \rho_2(W_{t-1}) + \mu_t \end{cases} \quad (59)$$

Onde os termos de correção pelo erro $a_3 \varepsilon_{t-1}$ e $b_3 \varepsilon_{t-1}$ são substituídos por $a_3 \rho_1(Y_{t-1}) + a_4 \rho_2(Y_{t-1})$ e $b_3 \rho_1(W_{t-1}) + b_4 \rho_2(W_{t-1})$ respectivamente no sistema de equações de curto prazo. Assim é possível que seja verificado a assimetria nos desvios em relação ao considerado como equilíbrio de longo prazo.

4. RESULTADOS

Nesta parte do trabalho serão apresentados os resultados das estimativas da PDJ e da PJR da economia brasileira. Também é feito um comparativo entre outros resultados encontrados na literatura do tema e a interpretação econômica do resultado.

4.1. A estimação da PDJ

Conforme apresentado no capítulo teórico anteriormente, a PDJ relaciona o diferencial de juros com o diferencial de câmbio. Para países emergentes, isto é, países cujos riscos soberanos sejam positivos em relação aos países desenvolvidos, se faz necessário modificar a PDJ com a inclusão de alguma variável que permita a equiparação do nível de risco. Conforme visto no capítulo teórico, anteriormente, pela equação 36, uma alternativa é a utilização do EMBI+ na seguinte relação:

$$\frac{S_{t+k}}{S_t} = \frac{(1 + I_{t,k})}{1 + (I_{t,k}^* + EMBI)} \quad (60)$$

Onde S_{t+k} se refere a taxa de câmbio a vista no período seguinte, isto é, em t+k. S_t é a taxa de câmbio a vista em t. $I_{t,k}$ é a taxa de juros doméstica no período, $I_{t,k}^*$ é a taxa de juros internacional e $EMBI$ se refere ao risco país medido pelo índice EMBI+ do JP Morgan. Esta é a relação para se verificar a PDJ em países emergentes.

Para se verificar a PCJ seria necessário uma série de câmbio futuro, isto é, a cotação do dólar para contratos a serem efetivados em trinta, sessenta, noventa ou mais dias. Sendo que a série para 30 dias seria suficiente e excelente para a verificação. Entretanto não há disponível esses dados com a precisão necessária. O Banco do Brasil disponibilizaria a série para fechamento de importação de trinta dias. O problema que esta seria uma série não comercial, isto é, não traduz a atividade do especulador na arbitragem no mercado de trocas de moedas, mas apenas uma atividade de *hedge* em um mercado monopolizado por poucas Instituições Financeiras autorizadas a operar no mercado de câmbio.

Esta cotação de câmbio futuro reflete apenas a antecipação na taxa de câmbio para recebíveis cambiais no processo de exportação ou de hedge de empresas importadoras que possuem negócios junto ao Banco. Para as empresas esta cotação representa mais uma despesa

financeira relativa a sua atividade principal, de exportação ou importação do que uma cotação referente a formação de expectativas de um investidor que atua no mercado de câmbio para auferir ganhos com especulação, conforme demonstrado no primeiro capítulo sobre a teoria da PCJ. O desvio das cotações deste mercado tende a ser claramente favorável ao Banco, que atua como um monopolista neste mercado oferecendo também serviços de cobrança e de pagamentos no exterior, com uma cotação cambial que impõe algum custo ao cliente.

Outro problema é que existem restrições institucionais que impedem a atividade especulativa em relação ao mercado de câmbio brasileiro. O Brasil é um dos países que possui um mercado de câmbio mais restritos em comparação aos outros países emergentes. Essa afirmação é feita em Pasricha (2008), segundo este autor, o Brasil figura entre os países com menor integração financeira, juntamente a Malásia e a África do Sul. Este autor compara o grau de integração e de liberdade financeira em países em desenvolvimento. Os países que apresentaram um grau de integração financeira mais elevados foram a Filipinas, o Chile, o México e a Índia. No seu trabalho, o autor constrói dois índices para verificar a integração financeira conforme descrito abaixo:

Financial integration may be measured by de-jure or by de-facto measures. De-jure measures identify openness with the lack of legal restrictions on capital account transactions by residents and non-residents, while de-facto measures use information on the ground - on actual flows and on price convergence. Neither of these alone provides full information and must be taken in conjunction with the others in order to pin down reality (Pasricha 2008, p. 2).

O primeiro índice (*de jure*) mede o grau de abertura de acordo com o grau de restrições legais impostas a residente e não residentes. O segundo índice (*de-facto*) mede o grau de integração através do fluxo de capitais e de desvios nos preços das taxas de câmbio e dos juros. Em relação ao Brasil, o autor conclui que devido a restrições internas de imposição de depósitos compulsórios em títulos públicos federais para se operar no mercado de câmbio futuro, há um importante desvio em

relação a PDJ, mesmo considerando taxas e custos de transação³⁰. As características do mercado de câmbio brasileiro, que impõe importantes restrições aos participantes que são obrigados a manterem reservas em renda fixa junto ao BACEN, permite dúvidas quanto a relação da PDJ vigorar no Brasil. Isso porque esta necessidade de reservas em reais junto ao BACEN impõe aos agentes financeiros custos para operar no mercado cambial, custos que não podem ser medidos na estimação da PDJ ou PCJ no seu formado original.

Esta limitação institucional imposta pelo BACEN impede que os agentes tenham liberdade para atuar no mercado de câmbio conforme suas expectativas. Mesmo que existam expectativas de ganho na arbitragem, a necessidade de reservas impede a livre iniciativa dos agentes na arbitragem de ganhos, no caso da PCJ, ou no aproveitamento de expectativas de ganhos, no caso da PDJ. Mesmo com esta restrição, será feita a estimativa da PDJ com liberdade para o parâmetro estimado, isto é, sem a restrição $a = 0$ e $\beta = -1$ mostrada no capítulo teórico deste trabalho. Conforme segue abaixo:

$$\frac{S_{t+k}}{S_t} = a + \beta \left(\frac{1 + I_t}{1 + (I_t^* + EMBI)} \right) + u_{t,t+k} \quad (61)$$

Onde S_{t+k} é a taxa de câmbio de venda a vista em t+k, S_t é a taxa de compra a vista em t, I_t é a taxa SELIC over ao ano, I_t^* é a taxa de juros ao ano dos EUA de títulos com vencimento em 6 meses e $EMBI$ é o risco país medido pelo índice EMBI+. Esta é exatamente a estimação da equação da PDJ para o Brasil, cujo objetivo é verificar se o coeficiente estimado $\beta = -1$ e se o termo de intercepto é $a = 0$ utilizando OLS como método de estimação. Como visto no capítulo inicial deste trabalho, um coeficiente estimado igual a -1 demonstra uma relação perfeita e negativa entre o diferencial de juros e a apreciação cambial. E um termo de intercepto $a = 0$ indica que não haveria prêmio pelo risco na economia brasileira, conforme Alexius (2001), o que significa que variação no diferencial de juros seria refletida integralmente na taxa de câmbio do país. Um resultado assim indicaria a perfeita integração do mercado de capitais brasileiro ao resto do mundo

³⁰ Nas palavras do autor: "access to onshore futures market in Brazil requires traders to post local government bonds as collateral for their positions, multiplying their exposure to onshore risk" (Pasricha 2008, p. 20).

a ausência de prêmio pelo risco pago em reais, além é claro daquele definido pelo EMBI+.

Entretanto o resultado esperado é diferente deste, como foi relatado anteriormente, espera-se que a economia brasileira ofereça um prêmio pelo risco em reais devido ao risco político e que não exista uma integração perfeita entre os mercado de câmbio e de juros em relação ao mercado internacional em decorrência à restrições institucionais. Esta falta de integração resultaria em um parâmetro $\beta \neq -1$ e um termo de intercepto $a > 0$ refletindo o prêmio pelo risco político. Abaixo seguem os resultados da estimativa da PDJ, a primeira equação estimada com a taxa nominal de juros e a segunda com a taxa real de juros. Para facilitar a notação, a esquerda da equação 42, ou o diferencial do câmbio, será chamada de DC, e direita ou diferencial de juros será chamada de DI para taxa nominal e DI_{real} para a taxa real.

Tabela 4. A Paridade Descoberta de Juros - 07/2001 até 12/2011

Equação A: Taxa Nominal de Juros			
DC =	1.3674*** (10.7885)	-0.3424*** DI (-2.9148)	+ u_t
Nº de observações	125	AIC	-3.5243
R ² Ajustado	0.0570	SIC	-3.4790
F-statistic	8.4963		
Equação B: Taxa Real de Juros			
DC=	1.2950*** (11.3159)	-0.2818*** DI_{real} (-2.5959)	+ u_t
Nº de observações	125	AIC	-3.5108
R ² Ajustado	0.0382	SIC	-3.4656
F-statistic	6.7389		

Os valores marcados com ***, ** e * são significativos a 1%, 5% e 10% de confiança. Valores entre parênteses referem-se ao *t-statistic*. Onde DC se refere ao diferencial de câmbio, Di ao diferencial de juros e DI_{real} ao diferencial de juros real, conforme mostrado no gráfico 8.

Este resultado está de acordo com o esperado dado as características do mercado de câmbio brasileiro e o nível de abertura no mercado de moedas. Com base nos critérios de AIC e SIC é difícil selecionar o melhor modelo, sendo que há uma leve vantagem para o modelo com as taxas nominais de juros. Não se pode afirmar que a relação da PDJ não seja relevante para o mercado de câmbio brasileiro, mas apenas que são necessárias outras variáveis para que sua medida seja mais exata. Segundo Pasricha (2008, p. 4) isso não significa que a

CIP não seja importante, apenas mostra que outras variáveis quantitativas são importantes para a análise em conjunto³¹. O fato é que as restrições impostas ao mercado de câmbio e a atuação do Banco Central têm sido eficientes em não permitir uma relação de equilíbrio dentro da PDJ.

Este resultado, mesmo mostrando algumas limitações, é relevante pois comprovou a relação negativa entre os mercado de juros e de câmbio, o que era esperado conforme a teoria de base e comprovou a existência de um prêmio por risco pago pela economia brasileira. O coeficiente de intercepto encontrado é positivo e significativo, o que indica a presença de um desvio na relação da PDJ pode ser entendido como um prêmio de 1.36% a.a no caso dos juros nominais e de 1.29% a.a para os juros reais. Este resultado seriam uma aproximação do que é feito em Alexius (2001), segundo este autor, o termo de intercepto poderia ser utilizado para captar o valor do prêmio pelo risco na relação da PDJ.

Não se espera que a PDJ ou a PCJ vigorem no Brasil dadas as características institucionais do país. Mas a conclusão quanto a estimativa da PDJ é que o Brasil paga taxas de juros reais positivas em relação ao resto do mundo, mesmo considerando o risco país medido pelo EMBI+, o que confirma o resultado encontrado em Miguel (2001) para a década anterior. Entretanto este resultado é importante para indicar que o mercado de juros do Brasil é integrado ao mercado internacional, mesmo que de forma limitada, assim como o mercado de câmbio.

É possível concluir é que o BACEN consegue efetivamente, por meios legais e na atuação direta no mercado, interferir na taxa de câmbio de longo prazo, afastando esta de uma taxa de equilíbrio em relação a PDJ. O BACEN conseguiu manter uma taxa de juros elevada em relação a taxa internacional com um ajuste cambial imperfeito, isto é, a correção por meio do mercado de câmbio é limitada. Um aspecto teórico relevante que podemos ter como base para a PCJ e para a PDJ é que ambas dependem da liberdade econômica dos agentes para atuar nos mercados de câmbio a vista e futuro conforme suas expectativas. Esta falta de liberdade no mercado de câmbio brasileiro afeta a atuação dos agentes econômicos, com isso o BACEN consegue manter uma

³¹ Nas palavras do autor no texto original: "*doesn't make the CIP measure irrelevant, only stresses that it be used in conjunction with quantity measures*".

estrutura cambial e de juros distantes do que seria o equilíbrio de longo prazo medido pela PDJ.

Na próxima parte deste capítulo será testada a paridade de juros reais e o comportamento do ajuste da taxa de juros brasileira de curto prazo. O fato da paridade de juros ser sustentável indica integração econômica no mercado de juros e o ajuste de curto prazo neste mercado pode revelar a presença de assimetrias. Essas assimetrias podem revelar como atua o BACEN em resposta a ajustes nos juros e no risco internacional e confirmar a presença de desvios no curto prazo na economia brasileira.

4.2 A paridade de juros reais

Com o aumento na integração dos mercados financeiro e de bens e produtos, era de se esperar redução nos desvios da PDJ e da PPP, segundo Goldberg, Lothian and Okunev (2002) citado por Camarero, Silvestre e Tamarit. (2006). Entretanto os primeiros autores também defendem que o estudo do diferencial dos juros reais entre países merece grande atenção, pois permite que sejam verificados as respostas das políticas monetárias de cada país em relação a variações nas taxas de juros em outros países. Uma vez que a relação direta da PDJ é limitada, isto é, esta relação não pode ser conclusiva como sustentável na economia brasileira, outra opção é o estudo da Paridade de Juros Reais³² para se verificar o comportamento das taxas de juros brasileiras e as respostas do BACEN à variações de juros nos EUA.

O fato de a relação da PDJ no Brasil para ao período selecionado não vigorar, conforme demonstrado anteriormente a estimativa para o intercepto foi positivo e significativo, $a > 0$, e o parâmetro é $\beta \neq -1$, não significa que o mercado brasileiro de juros e de moeda não estejam integrados ao mercado internacional. Mas significa que esta integração é imperfeita. Esse ajustamento imperfeito pode ser também decorrente da existência de desvios não lineares na taxa de câmbio ou de juros da economia brasileira. O que se pretende testar é se existe integração em relação às taxas de juros internacionais considerando o risco país, através do método de correção pelo erro de Engle e Granger, e verificar se o ajustamento de curto prazo dos juros seria assimétrico através do

³² Na literatura internacional esta teoria é apresentada como *real interest parity* ou RIP.

método não linear de correção pelo erro de Enders e Granger³³. Este teste para a presença de assimetrias no ajuste de curto prazo em relação a taxa real de juros internacional da economia brasileira será útil para a confirmar a presença de desvios na economia brasileira no mercado de juros, o que confirma a integração imperfeita ao mercado internacional.

4.2.1 Aplicação da paridade de juros reais para a economia brasileira.

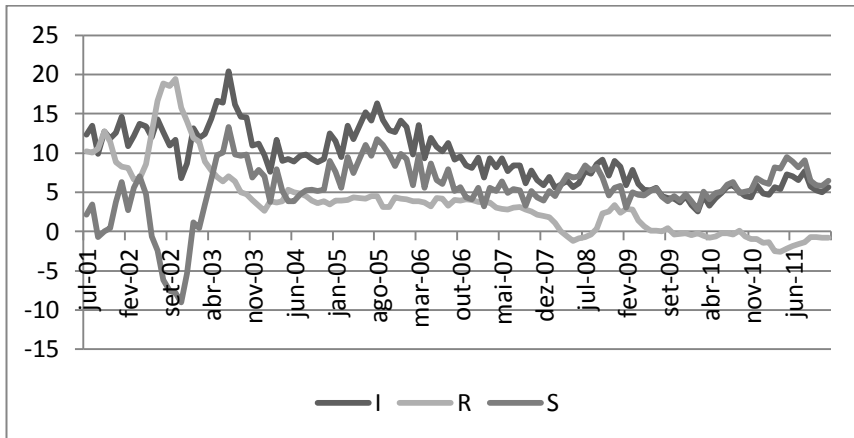
Para aplicar esta teoria a economia brasileira, é preciso ajustar para a diferença do nível de risco de cada país, assim como feito para a PDJ. A equação a ser estimada é a mesma definida no capítulo teórico, item 2.4 deste trabalho conforme abaixo:

$$i_t = \beta_1 + \beta_2 R + u_t \quad (62)$$

Espera-se que u_t tenha média zero e variância constante e que possa ser utilizada como fator de correção pelo erro de Engle e Granger (1987). Onde R se refere a soma da taxa real de juros dos EUA ao risco país medido pelo EMBI+, e u_t ao erro aleatório. O gráfico dessas séries é interessante, pois permite visualizar que o Brasil ofereceu taxas positivas mesmo considerando o risco país na última década. Resultado semelhante ao apresentado no capítulo anterior com taxas nominais. Segue o gráfico abaixo:

³³ O método não linear de correção pelo erro de Enders e Granger e o teste proposto por estes autores está descrito no trabalho de Enders e Granger (1998).

Gráfico 9. Diferencial da Taxa de Juros Real e Taxa de Referência Internacional - 06 de 2001 até 12/2011



Fonte: Elaboração própria. Onde I se refere a taxa real de juros brasileira, R a taxa internacional criada neste trabalho a partir da soma do EMBI+ com a taxa real de juros dos EUA e S é o *spread* de juros entre o Brasil e os EUA considerando o risco país.

Fica evidente neste gráfico que mesmo após a queda da taxa real de juros dos EUA e do risco país medido pelo EMBI+, o Brasil ofereceu taxas reais positivas em relação aos EUA. Ao estudar esta relação o que se espera verificar é como a taxa real de juros do Brasil respondeu a alterações nas taxas de juros dos EUA e do risco país. O resultado inicial esperado é que exista uma relação positiva entre elas e que o Banco Central do Brasil responda a alterações na taxa de referência internacional.

4.3 Estimativas e resultados

Na presente etapa deste trabalho serão estimados os modelos de longo prazo e de curto prazo referentes a paridade de juros reais com os testes de assimetria dos modelos TAR e M-TAR.

4.3.1 A relação de longo prazo

A equação de longo prazo da paridade de juros, aplicada ao caso brasileiro, esta abaixo, conforme modelo teórico apresentado no capítulo 2. Lembrando que o termo R, referente a taxa de referencia internacional

é a soma da real de juros real dos EUA acrescida ao risco país. Será utilizado o método de estimação por OLS para a estimativa dos parâmetros.

$$i_t = \beta_1 + \beta_2 R_t + u_t \quad (63)$$

O resultado estimado segue abaixo, nele são esperadas relações positivas entre os juros reais brasileiros e a taxa de juros internacional e que a série dos resíduos seja estacionária:

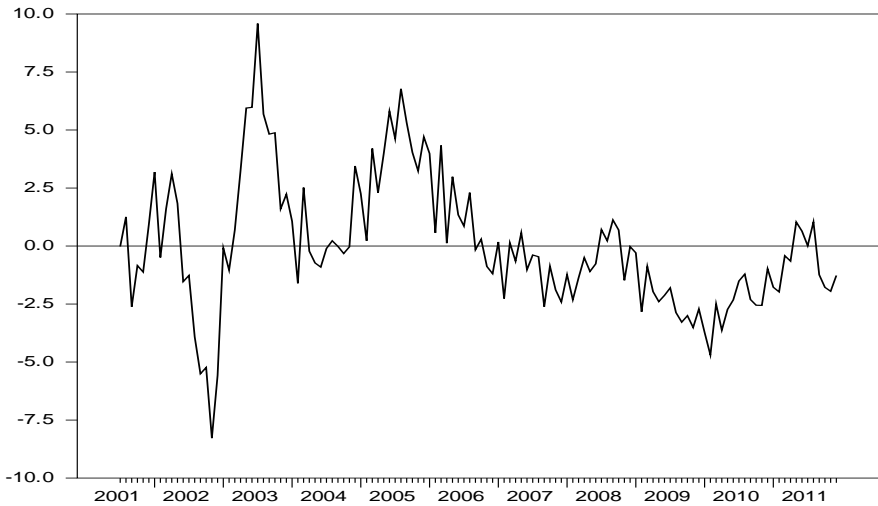
Tabela 5. Equação de Longo Prazo - 07/2001 até 12/2011

I_t	=7.34***	+0.4909***	R_t	+ ε_t
	(22.3087)	(8.8198)		
Nº Obs.	126			

Os valores marcados com ***, ** e * são significativos a 1%, 5% e 10% de confiança. Valores entre parênteses referem-se ao *t-statistic*.

Onde ε_t é o termo de erro aleatório. O resultado mostra uma relação positiva entre a taxa de juros brasileira e a taxa internacional, o que esta dentro do esperado. O resultado do teste de raiz unitária sobre o resíduo apresentou um valor para o teste t de -3.7612, onde o valor crítico da tabela de Engle e Granger é de -3.4829 para 1% de nível de significância. Pode-se então rejeitar H_0 para a presença de raiz unitária e concluir que a série dos resíduos é estacionária. Segue abaixo o gráfico dos resíduos:

Gráfico 10. Resíduos da equação de Longo Prazo - 07/2001 até 12/2011



Fonte: Elaboração própria.

A condição para se verificar a existência de assimetria na paridade de juros no Brasil, de acordo com os resultados acima apresentados, foi atendida. A análise do gráfico acima permite que seja verificada a volatilidade do período entre 2001 e 2003, como este trabalho pretende utilizar modelo econométrico para a modelagem de assimetria, entende-se que esta assimetria pode ser corrigida pelos modelos M-TAR e TAR.

O que se pretende verificar agora é para a existência ou não de assimetria de qual os modelos é mais robusto, entre o ECM, TAR e M-TAR, sendo que estes dois últimos testados com *threshold* igual a 0 e estimativa consistente de (k).

4.3.2 Teste de assimetria

O teste para a presença de assimetria desenvolvido por Enders e Granger (1998) é realizado em duas etapas. A primeira consiste em se verificar se $\rho_1 = \rho_2$ através de um teste F que utiliza a própria tabela F de valores críticos para a rejeição de H_0 , este teste tem por objetivo se verificar se os coeficientes são iguais, caso o sejam, não há sentido em

se falar de assimetria, simplesmente a relação é simetria e o procedimento padrão do teste ADF é válido. O teste é feito na equação 54 conforme abaixo:

$$\Delta y_t = I_t \rho_1 y_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (63)$$

O segundo teste consiste em se testar a seguinte H_0 : $\rho_1 = \rho_2 = 0$, isto é, testar se os coeficientes estimados são diferentes de 0. Na tabela abaixo será utilizada a notação ϕ para identificação, este teste é também chamado de teste de raiz unitária para *threshold*. A importância deste teste é para garantir que o coeficiente estimado não seja utilizado, no caso de suspeita de assimetria, de forma errônea na relação de curto prazo. Caso não se rejeite H_0 , o procedimento padrão de ajustamento simétrico do modelo ECM será o indicado. Este também é um teste F, entretanto os valores críticos³⁴ foram estabelecidos pelos autores através de 2500 estimativas da relação apresenta neste trabalho pela equação 54 num experimento de *Monte Carlo*³⁵. O teste é aplicado na seguinte relação, isto é, em relação ao diferencial entre a taxa internacional e a taxa doméstica.

$$\Delta s_t = I_t \rho_1 s_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 s_{t-1} + \Delta s_{t-1} + \varepsilon_t \quad (64)$$

Onde s_t é o que seria o spread de juros pagos pelo Brasil em relação ao resto do mundo, conforme definido pela equação 50. Outro teste proposto por Enders e Granger (1998) para controle de autocorrelação serial resíduos é o Ljung-Box Q teste. Na tabela será definido como Q_4 , isso porque o teste reflete a estatística para a autocorrelação serial dos resíduos nos quatro primeiros termos ser igual a 0. Uma possível solução para o problema da autocorrelação é a inclusão de quatro defasagens da variável explicada. A decisão de quatro termos defasado surge do fato de os autores Enders e Granger (1998) formatarem a tabela com valores críticos para os teste de assimetria com 0, 1 e 4 defasagens, então a equação a ser testada, para quatro defasagens é exatamente a seguinte:

$$\Delta s_t = I_t \rho_1 s_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 s_{t-1} + \Delta s_{t-1} + \Delta s_{t-2} + \Delta s_{t-3} + \Delta s_{t-4} \varepsilon_t \quad (65)$$

³⁴ Para mais detalhes da criação da tabela de valores críticos criada por Enders e Granger (1998) ver o próprio trabalho desses autores, também em Enders e Silkos (2000) e em Enders e Chumrusphonlert (2004).

³⁵ Para maiores detalhes, ver Enders e Granger (1998, p. 307).

Segue abaixo a tabela com os resultados dos testes de assimetria e autocorrelação serial para ambos os modelos, onde o termo Δs_{t-1} a variável defasada ou o termo de *lag*:

Tabela 6. Teste de assimetria e autocorrelação serial para os modelos TAR e M-TAR - 07/2001 até 12/2011

LAGS	TAR		TAR Consistente $k = 6.6214$		M-TAR		M-TAR consistente $k = 6.0683$		
	0	1	0	1	0	1	0	1	4
ρ_1^a	-0.218 (-2.702)	-0.190 (-2.291)	-0.307 (-2.682)	-0.267 (-2.266)	-0.218 (-2.702)	-0.190 (-2.291)	-0.351 (-4.427)	-0.340 (-4.238)	-0.439 (-5.533)
ρ_2^b	-0.115 (-2.014)	-0.098 (-1.691)	-0.108 (-2.256)	-0.094 (-1.919)	-0.115 (-2.014)	-0.098 (-1.691)	-0.052 (-0.983)	-0.025 (-0.450)	-0.114 (-2.023)
AIC ^c	767.94	761.46	769.08	762.84	767.94	761.46	761.65	753.95	712.66
BIC ^d	773.60	769.92	777.57	774.13	773.60	769.92	770.14	765.23	732.23
ϕ^e	5.680 (0.004)	3.911 (0.0225)	6.143 (0.002)	4.234 (0.016)	5.680 (0.004)	3.911 (0.022)	10.284 (0.000)	9.049 (0.000)	16.295 (0.000)
$P_1=P_2$	1.081 (0.300)	0.848 (0.358)	2.566 (0.111)	1.898 (0.170)	1.081 (0.300)	0.848 (0.358)	9.687 (0.002)	10.633 (0.001)	12.458 (0.000)
Q_4^g	15.620 (0.003)	13.858 (0.007)	15.568 (0.003)	14.225 (0.006)	15.207 (0.003)	13.858 (0.007)	16.348 (0.002)	12.839 (0.012)	1.477 (0.830)

Notas: Número de observações é 125. ^a Os valores entre parênteses se referem ao t statistic para a H_0 de que $\rho_1 = 0$. ^b Os valores entre parênteses se referem ao t statistic para a H_0 de que $\rho_2 = 0$. O AIC é calculado pela fórmula $T * \log(SSR) + 2 * n = 0$ onde T é o número de observações, SSR é a soma do quadrado dos resíduos e n o número de regressores. ^d O BIC é calculado pela fórmula $T * \log(SSR) + n * \log(t) = 0$. ^e Teste com base na estatística F mas com valores críticos estabelecidos pelos autores Enders e Granger (1998), valores entre parênteses se referem ao nível de significância. ^f Valores entre parênteses se referem ao nível de significância. ^g estatística Ljung-Box para as quatro primeiras autocorrelação dos resíduos ser igual a 0, nível de significância entre parâmetros.

Para o modelo TAR não é possível que se rejeite H_0 no teste $\rho_1 = \rho_2$ para todas as verificação, com e sem lag e para a estimativa consistente de . O valor crítico da tabela $F_{(1,120)}$ é 2.748 para 10%. Somente para o M-TAR com estimativa consistente de $k = 6.0683$ é que se pode rejeitar H_0 . Resultado é robusto e permite a rejeição de H_0 com 1%. Em relação ao teste ϕ , o valor crítico da tabela de raiz unitária

com ϕ é 7.99, 7.90 e 7.97 para 0, 1 e 4 lags respectivamente e 99% de confiança e 100 observações. Então é possível se rejeitar h_0 para o teste ϕ , isto é, que $\rho_1 = \rho_2 = 0$ para o modelo M-TAR com estimativa consistente tanto para 0 quanto para 1 lag e com um resultado robusto. Entretanto a estatística Q_4 indica a presença de autocorrelação serial nos resíduos para todos os modelos, exceto para o M-TAR com 4 defasagens. Os resultados desses testes, especificamente em relação ao M-TAR, permitem a conclusão de que há a presença de assimetria no ajuste da taxa real de juros do Brasil. Indica que as respostas para movimentos ou momentos de elevação ou redução de juros são assimétricas ou distintas.

Com o resultado do modelo M-TAR onde os parâmetros estimados apresentam a relação $|\rho_1| > |\rho_2|$, pode-se concluir que a resposta da autoridade monetária brasileira é substancial para variações positivas s_{t-1} e pequenas para as variações negativas em s_{t-1} . Indica que momentos de elevações, ou melhor, de variações positivas no desvio do diferencial de juros, tendem a ser revertidas rapidamente ao equilíbrio de longo prazo. Enquanto que os momentos de variações negativas tendem a persistir. Significa, como será demonstrado adiante pelo M-TAR model, que as respostas da Autoridade Monetária brasileira em momentos de elevação na taxa internacional é mais substancial do que em momentos de descida dessa mesma taxa. O próximo passo será estimar os modelos de curto prazo para o ECM e o M-TAR e fazer verificar com base no AIC e BIC qual é o melhor para explicar o ajuste dos juros.

4.3.3 O Ajuste Assimétrico da Taxa de Juros Brasileira

Para se verificar a velocidade no ajuste da taxa real de juros da economia brasileira foi feito um comparativo entre quatro modelos a serem estimados. Os dois primeiros são o ECM com 1 e 2 lags e o M-TAR com 1 e 2 lags. Para se verificar qual do modelos é o mais robusto, o critério utilizado foi do AIC e BIC, conforme sugere Enders e Granger (1998). A diferença entre tradicional ECM e o M-TAR, é que ao invés de se utilizar o mecanismo tradicional de correção pelo erro, utiliza-se os valores encontrados no teste de assimetria de Enders-Granger. No lugar da série do erro, são incluídas as variáveis ρ_1 e ρ_2 que devem

captar a assimetria entre as variações positivas ou negativas no desvio da paridade de juros.

Os resultados indicaram que os modelos com 2 lags possuem poder de explicação superior aos modelos com 1 lag. Foi utilizado o método de estimação VAR para as equações de curto prazo. Seguem abaixo os resultados encontrados para o modelo ECM:

Tabela 7. Resultados dos modelos ECM e M-TAR, período 07/2001 até 12/2011

<i>1. A estimativa consistente do modelo ECM com 1 lags.</i>						
$\Delta I_t =$	-0.099 (-0.687)	-0.164 ΔR_{t-1} (-1.118)	-0.382 ΔI_{t-1} (-4.503)	-0.104 ε_{t-1} (-1.950)		
$\Delta R_t =$	-0.0519 (-0.651)	0.0435 ΔR_{t-1} (5.361)	-0.0498 ΔI_{t-1} (-1.059)	0.0557 ε_{t-1} (1.8777)		
					AIC= 99.234	BIC = 133.078
<i>2. A estimativa consistente do modelo ECM com 2 lags.</i>						
$\Delta I_t =$	-0.104 (0.462)	-0.026 ΔR_{t-1} (-0.1653)	-0.313 ΔR_{t-2} (-1.9445)	-0.462 ΔI_{t-1} (-4.8579)	-0.135 ΔI_{t-2} (-1.1596)	-0.095 ε_{t-1} (-1.7627)
$\Delta R_t =$	-0.104 (0.462)	0.408 ΔR_{t-1} (4.471)	0.063 ΔR_{t-2} (0.688)	-0.039 ΔI_{t-1} (-0.718)	-0.017 ΔI_{t-2} (0.335)	0.055 ε_{t-1} (1.782)
					AIC = 87.861	BIC = 121.607
<i>3. A estimativa consistente de M-TAR com 1 lags.</i>						
$\Delta I_t =$	-0.0564 (-0.378)	-0.096 ΔR_{t-1} (-0.645)	-0.412 ΔI_{t-1} (-4.994)	-0.182 P_1 (-2.575)	0.016 P_2 (0.333)	
$\Delta R_t =$	-0.0241 (-0.294)	0.436 ΔR_{t-1} (5.311)	-0.054 ΔI_{t-1} (-1.198)	0.084 P_1 (2.179)	0.0511 P_2 (1.876)	
					AIC=90.854	BIC=124.697
<i>4. A estimativa consistente de M-TAR com 2 lags.</i>						
$\Delta I_t =$	-0.0629 (-0.426)	-0.0014 ΔR_{t-1} (-0.0090)	-0.237 ΔR_{t-2} (-1.4254)	-0.477 ΔI_{t-1} (-5.1952)	-0.136 ΔI_{t-2} (-1.5529)	-0.174 P_1 (-2.468)
$\Delta R_t =$	-0.0213 (-0.255)	0.404 ΔR_{t-1} (4.500)	0.0829 ΔR_{t-2} (0.8751)	-0.050 ΔI_{t-1} (-0.965)	0.0077 ΔI_{t-2} (0.1545)	0.0858 P_1 (2.1380)
						0.005 P_2 (0.1016)
						0.057 P_2 (2.001)
					AIC = 77.985	BIC = 111.731

Onde os valores entre parênteses se referem a estatística t.

O resultado do modelo ECM indica uma relação negativa, no curto prazo entre a taxa internacional de juros criada neste exercício e os juros reais brasileiros. Por se tratar de juros reais este resultado é factível para o período, no qual a taxa de juros real brasileira foi declinante. Este resultado demonstra a resistência da autoridade monetária brasileira de elevar os juros em momentos de elevação da taxa real de juros nos EUA ou no risco país e está em conformidade ao resultado apresentado pelo modelo teste de assimetria do M-TAR, mostrado anteriormente.

O resultado dos testes AIC e SBC indicam que o M-TAR model é mais robusto para explicar a paridade de juros do que o ECM. Este resultado confirma a presença de assimetria no ajuste dos juros. Assimetria esta que existem em relação a resposta da Autoridade monetária Brasileira, que foi diferente quando da elevação dos juros internacionais do que na queda nos juros. Em relação a opção pelo melhor modelo, entre o M-TAR de 1 Lag e o M-TAR com 2 lags, o modelo com 2 defasagens se mostra mas robusto pelo critério AIC e BIC, o que indica que a resposta do BACEN a alterações na taxa internacional demora 2 meses para ter sua eficiência atingida.

A Autoridade Monetária brasileira foi mais responsiva a ajustes positivos nos juros internacional e esta resposta foi negativa. Isso significa que a Autoridade Monetária brasileira efetuou ajustes negativos nas taxas de juros reais em resposta a ajustes positivos nos juros reais internacional ou do risco país. A elevação de 1 ponto percentual na taxa de referência internacional significou um decréscimo de 0,17 pontos percentuais na taxa real de juros Brasileira, conforme estimativa para ρ_1 . A resposta do BACEN para redução na taxa internacional pode ser considerada nula, isto é, o parâmetro estimado para ρ_2 não é significativo. Esse resultado confirma a relação negativa entre o ajuste da taxa de juros internacional e a taxa de juros do Brasil encontrada pelo ECM model.

Este resultado nos permite fazer alguma inferência economia. O aumento da taxa de juros dos EUA ou do risco país medido pelo EMBI+ pode provocar elevação na taxa de câmbio brasileira devido a aumento na percepção de risco dos agentes e a preferência pela liquidez em moeda estrangeira. O fato de a autridade monetária brasileira não elevar a taxa nominal de juros para acompanhar o movimento dos juros e risco internacional provocaria incertezas e deterioração das expectativas dos agentes econômicos. O movimento da taxa de câmbio provoca, num segundo momento, a elevação da inflação interna por meio dos preços de importados e a diminuição dos juros reais caso a autoridade

monetária brasileira não compense este movimento da inflação com elevação da taxa básica de juros. A resistência a elevação da taxa de juros pelo BACEN pode ser vista como uma tentativa de aproximar os juros reais Brasileiros aos patamares internacionais, aproveitando momentos de elevação na taxa internacional. A cada elevação de 1% da taxa de referencia criada, a taxa de juros real da economia brasileira, conforme o modelo com 2 defasagens, é diminuída em 0,17% dentro do período de 2 meses.

Este resultado também permite que se considere a hipótese de o risco político, representado pelo risco interno de ativos em reais, ser decrescente no período. Mesmo com as elevadas taxas de juros reais oferecidas pelo Brasil, que superavam as taxas internacionais, é possível verificar uma diminuição nesse diferencial de juros, o que pode indicar uma redução do risco político.

Esta redução do risco político pode ser vista em comparação às elevações da taxa de juros brasileira na década anterior em momento de elevação da incerteza no cenário internacional. Na década estudada, de 2001 a 2011, o movimento de elevação da taxa básica de juros em resposta ao risco país ou à taxa de juros dos EUA é menor. O BACEN pode não mais elevar a taxa de juros reais a valores acima de 10 % ao ano para evitar fuga de capitais, mantendo a taxa básica nominal em valores muito menores. O trabalho de Giambiagi (2002) pode ser uma boa fonte de consulta sobre o tema.

5. CONCLUSÃO

Com os resultados desse trabalho é possível se concluir que a economia brasileira evoluiu bastante durante a primeira década do séc XXI. Esta evolução pode ser vista na redução da taxa básica de juros da economia brasileira, a taxa SELIC saiu de patamares entorno de 20% ao ano para a metade desse valor no ano de 2011. E também na expectativa de inflação, que mostra uma trajetória decrescente e, após meados da década, com um comportamento estável, assim como o risco país medido pelo EMBI+.

Entretanto o grau de integração econômica apresenta ainda alguma limitação. Fato que pode ser comprovado pelo fato da PDJ não vigorar, isto é, a relação entre o diferencial de câmbio e de juros ser diferente de -1 e a PCJ ser difícil de se mensurar com um mercado de câmbio futuro restrito. Por um lado as restrições ao mercado de câmbio futuro podem atuar como um limitador a valorização cambial, por outro dificultam a integração do mercado de moedas. O resultado é que a economia brasileira ainda paga uma taxa positiva a título de prêmio pelo risco em relação aos juros internacionais e risco país. A taxa extra paga como prêmio pelo risco da economia brasileira encontrada neste trabalho foi de 1.36% a.a no caso dos juros nominais e de 1.29% a.a para os juros reais. Este valor parece pequeno aos padrões brasileiros, entretanto se temos como base as economias avançadas este valor de prêmio é bastante elevado.

Os resultados encontrados neste trabalho indicam que a paridade de juros reais vigora, mas que o ajuste da taxa brasileira de juros real é não linear em relação a taxa de juros internacional. A estimação da paridade de juros reais pela modelo M-TAR, com ajuste assimétrico se mostrou mais eficiente do que pelo tradicional modelo linear ECM. O fato de o modelo não linear ser melhor para a paridade de juros confirma a presença de desvios de curto prazo no mercado de juros da economia brasileira. O ajuste da taxa real de juros da economia brasileira responde a elevações na taxa de referência internacional mas não à diminuição desta e, a resposta da autoridade monetária brasileira foi negativa a aumentos nos juros internacionais. O aumento de 1% na taxa de referência internacional implicou no decréscimo de 0.17% na taxa real de juros no Brasil. Um resultado surpreendente, mas compreensível para a economia brasileira devido a tentativa do BACEN de trazer as taxas de juros brasileiras para parâmetros mais próximos aos da economia internacional. A autoridade monetária brasileira evitaria elevar a taxa básica de juros nominal em resposta a elevação da taxa de juros

internacional ou do risco país, o que causaria deterioração das expectativas dos agentes, fuga de capitais em decorrência da preferência pela liquidez em ativos em dólar e elevação da taxa de câmbio. Esta elevação da taxa de câmbio eleva a inflação interna por meio dos preços de importados, então há uma redução da taxa de juros real brasileira em resposta a uma elevação da taxa real internacional criada neste trabalho.

Uma maior abertura do mercado de câmbio brasileiro, com a exclusão de barreiras à entrada, como a necessidade de reservas em renda fixa, pode levar a uma maior estabilidade na taxa cambial e redução do prêmio pelo risco. A liberdade de atuação no mercado de moeda poderia auxiliar o BACEN na tarefa de redução de juros da economia, uma vez que a necessidade de prêmio pelo risco atual tenderia a desaparecer com a entrada de capitais para o país. Por outro lado, o controle inflacionário atual adotado pelo BACEN com elevadas taxas de juros seria dificultada pelo mercado de câmbio, que sofreria uma grande pressão para valorização da taxa. O momento atual da economia brasileira, com a taxa de juros básica em patamares inferiores a 10% e com viés de baixa para os próximos meses pode indicar um momento favorável a diminuição às restrições no mercado de câmbio. Isso pelo fato de o prêmio pelo risco poder ser reduzido também, o que atrairia menor volume de capitais externos e não implicaria em valorização cambial com consequentes perdas em relação a balança comercial da economia.

REFERÊNCIAS

ALEXIUS, Annika. Uncovered Interest Parity Revisited. **Review of International Economics**, v. 3, n. 9, p. 505-517, 2001.

BAILLIE, Richard T. BOLLERSLEV, Tim. A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modeling Risk Premium in Forward Foreign Exchange Markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 9, p. 309-324, 1990.

BEAKAERT, Geert., HODRICK, Robert J. On Biases in the Measurement of Foreign Risk Premiums. **NBER Working Paper Séries**, Cambridge, MA, n. 3861, out. de 1991.

CAMARERO, Mariam, SILVESTRE, Josep L. C., TAMARIT, Cecilio. **New Evidence Of The Real Interest Rate Parity For OECD Countries Using Panel Unit Root Tests With Breaks**. Working Papers CREAP, n° 14, 2006.

CANUTO, Otaviano, SANTOS, Pablo Fonseca P. **Risco Soberano e Prêmios pelo Risco em Economias Emergentes**. Ministério da Fazenda, Secretaria de Assuntos Internacionais. Brasília, outubro de 2003. Disponível em: [HTTP://www.fazenda.gov.br/portugues/temas_economia_1.pdf](http://www.fazenda.gov.br/portugues/temas_economia_1.pdf), aceso em 05 de maio de 2008.

CHAN, K. S. (1993), "Consistency and Limiting Distribution of the Least Square Estimator of a Threshold Autoregressive Model," *The Annals of Statistics*, 21, 520-533. Citado por ENDERS, Walter, GRANGER, C. W. J. Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. **Journal of Business & Economic Statistic**, n° 16, p. 304-311, Julho de 1998.

COORAY, Arusha. **A Re-examination of the Real Interest Parity Condition Using Threshold Cointegration**. UTAS School of Economics and Finance. Discussion Paper, 2007-02.

DEMYANYK, Y. and HEMERT, O. Van. Understanding the Subprime Mortgage Crisis, **Stern School of Business**, New York University, 2008 <http://ssrn.com/abstract=1020396>.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Séries**. Wiley Séries in Probability and Statistics, 2^a ed., Danvers, 2004.

ENDERS, Walter, CHUMRUSPHONLERT, Kamol. **Threshold cointegration and purchasing power parity in the pacific nations**. Applied Economics, n°34, p. 889-896. 2004.

ENDERS, Walter, SILKOS, Pierre. Cointegration and Threshold Adjustment. Working.. **Working Papers Séries**. University of Alabama (Department of economics, Finance and Legal Studies) Paper n° 01-03-02, Setembro de 2000. Disponível em www.cha.ua.edu

ENDERS, Walter, GRANGER, C. W. J. Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. **Journal of Business & Economic Statistic**, n° 16, p. 304-311, Julho de 1998.

ENGEL, Charles. On The Foreign Exchange Risk Premium in Sticky-Price General Equilibrium Model. **NBER Working Paper Séries**, Cambridge, MA, n. 7067, abril de 1999.

ENGEL, Charles. The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence. **NBER Working Paper Séries**, Cambridge, MA, n. 5312, outubro de 1995.

ENGLE, Robert F., GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, pp. 251-276, março de 1987.

FISHER, I. **The Theory of Interest**. New York: Macmillan, 1930.

FROOT, Kenneth A. Short Rates and Expected Asset Returns. **NBER Working Paper Séries**, Cambridge, MA, n. 3247, 1990.

GIAMBIAGI, Fábio. Do Déficit de Metas às Metas de Déficit: a Política Fiscal do Governo Fernando Henrique Cardoso – 1995/2002. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, Brasília: IPEA, volume 32, número 1, Abril, 2002.

GOLDBERG, L. G., J.R. LOTHIAN and J. OKUNEV (2002)"Has international financial integration increased?", mimeo. Citado por:

CAMARERO, Mariam, SILVESTRE, Josep L. C., TAMARIT, Cecilio. New Evidence Of The Real Interest Rate Parity For OECD Countries Using Panel Unit Root Tests With Breaks. Working Papers CREAP 2006 n° 14.

HODRICK, Robert J. Risk. Uncertainty and Exchange Rates. **NBER Working Paper Séries**, Cambridge, MA, n. 2429, novembro de 1987.

HODRICK, Robert J., HANSEN, Lars Peter. Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: an econometric analysis. **Journal of Political Economy**, v. 88, n. 5, p. 829-853, 1980. Citado por MIGUEL, Paulo Pereira. **Paridade de Juros, Fluxo de Capitais e Eficiência do Mercado de Câmbio no Brasil: Evidência dos Anos 90.** 23° Prêmio BNDES de Economia. Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. Rio de Janeiro, 2001.

HOLMES, Mark J., OTERO Jesús, PANAGIOTIDIS, Theodore. Real Interest Parity: A Note on Asian Countries Using Panel Stationarity Tests, **Working Paper**, The Rimini Centre for Economic Analysis, Remini (Italy), Series 23_11, february 2011.

LEISMANN, Edison Luiz. Grau de Investimento. **Ciências Sociais Aplicadas em Revista**. Universidade Estadual do Oeste do Paraná. Cascavel/Pr, v.7 n° 12, 1° de setembro de 2007

MEURER, Roberto e SAMOHYL, Robert Wayne. Dívida Pública Mobiliária Federal Brasileira: História Recente e Perspectivas Explosivas. **Análise Econômica**. Porto Alegre (RS), v. 20, n. 37, p. 89-105, 2002.

MIGUEL, Paulo Pereira. **Paridade de Juros, Fluxo de Capitais e Eficiência do Mercado de Câmbio no Brasil: Evidência dos Anos 90.**2001,222f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de São Paulo, Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. BNDES :Rio de Janeiro, 2001(23° Prêmio BNDES de Economia).

PASRICHA, Gurnain. Financial Integration in Emerging Market Economies, Department of Economics **Working Paper** No. 641, University of California, Santa Cruz, 2008.

PHILLIPS, P.C.B. e PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Séries Regression, **Biometrika**, n° 75, 335–346, junho de 1988

PLOEG, Frederick Van der. **The Handbook of International Macroeconomics**. Blackwell Publishers, Cambridge, Massachusetts, 1994.

SIEGEL, J.. Risk Information and Forward Exchange. **Quarterly Journal of Economics**, v.86, p. 303-309, 1972.

TAYLOR, John B. The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong. **NBER Working Paper Séries**, National Bureau of economic research. Cambridge, Massachusetts, n° 1 4631, January 2009. Disponível em <http://www.nber.org/papers/w14631>

TONG, H. (1990), Non-Linear Times-Series: A Dynamical Approach, Oxford, U.K.: Oxford University Press. Citado por ENDERS, Walter, GRANGER, C. W. J. Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. **Journal of Business & Economic Statistic**, n° 16, p. 304-311, Julho de 1998.

TELES, Vladimir K. e LEME M^a Carolina da S. Fundamental or discrimination: What causes country risk? In: XXXIV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. ANPEC, Salvador 2006. Disponível em <http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A060.pdf>