



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Luiz Guilherme Chaves Motta

AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA PARIDADE COBERTA DE JUROS NO BRASIL: NOVEMBRO
DE 2006 ATÉ DEZEMBRO DE 2009

Rio de Janeiro

2024

Luiz Guilherme Chaves Motta

AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA PARIDADE COBERTA DE JUROS NO BRASIL: NOVEMBRO
DE 2006 ATÉ DEZEMBRO DE 2009

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado
ao Instituto de Economia da Universidade
Federal do Rio de Janeiro como exigência
para obtenção do título de Bacharel em
Ciências Econômicas.

Orientador: Professor Dr. Antônio Luis Licha

Rio de Janeiro

2024

LUIZ GUILHERME CHAVES MOTTA

AVALIAÇÃO EMPÍRICA DA PARIDADE COBERTA DE JUROS NO BRASIL: NOVEMBRO
DE 2006 ATÉ DEZEMBRO DE 2009

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao
Instituto de Economia da Universidade Federal do
Rio de Janeiro, como requisito para a obtenção do
título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Rio de Janeiro, 16/04/2024.

ANTONIO LUIS LICHA - Presidente

Professor Dr. do Instituto de Economia da UFRJ

GETÚLIO BORGES DA SILVEIRA FILHO

Professor Dr. do Instituto de Economia da UFRJ

VIVIANE PATRIZZI LUPORINI

Professora Dra. do Instituto de Economia da UFRJ

*Dedico este trabalho às vítimas do 07/10/2023, e agradeço a comunidade judaica pela imensurável e
atemporal contribuição a Ciência Econômica.*

Am Israel Chai

AGRADECIMENTOS

Faltam-me palavras para descrever o sentimento de felicidade e satisfação que a conclusão desta etapa proporciona. Se estou aqui, agora como economista, é porque tive a inspiração de diversos colegas que trilharam seus caminhos pelo mesmo rumo, alcançando sucesso de maneiras diferentes. Agradeço ao João Pedro, que sempre estendeu sua mão para me ajudar, tanto no meio acadêmico quanto profissional. Da mesma forma, rememoro o papel fundamental que meu grande amigo Rodrigo empenhou com suas valiosas monitorias de cálculo. Meu tio, Nelson Abrahão, contador, economista e professor, foi uma referência significativa em minha trajetória. Agradeço também a meu querido irmão Flávio, por nossas conversas produtivas e por sua ajuda crucial na automatização de processos de extração de dados para este trabalho. Na UFRJ, tive a sorte de estar cercado por docentes e discentes brilhantes, que se tornaram amigos. Um agradecimento especial ao melhor professor que tive, Antônio Licha, pela orientação decisiva neste projeto. Por fim, mas não menos importante, agradeço a meus pais, meu avô e toda a minha família pela inestimável rede de apoio que me proporcionaram.

RESUMO

Este estudo objetiva verificar empiricamente a validade da condição de paridade coberta de juros (PCJ) entre o Real brasileiro e o Dólar norte-americano, considerando títulos de 3 meses e 5 anos de maturação no período de novembro de 2006 até dezembro de 2009. A escolha desse intervalo visa dar continuidade ao estudo que estabeleceu a metodologia adotada, assim como permitir a avaliação dos impactos da crise financeira de 2008 no equilíbrio dos mercados cambiais. Utiliza-se a hipótese da securitização para adaptar o modelo ao contexto de maior risco de crédito do Brasil e a noção de Zona Neutra para ajustes em custos de transação. Por fim, realiza-se uma regressão por MQO para associar fatores explicativos aos desvios encontrados. Um modelo GARCH é implementado para tratar da autocorrelação serial encontrada nos resíduos da regressão. Aspectos como a diferenciação entre curto e longo prazos, o mecanismo de mitigação do risco de moratória, o risco de crédito como fator de não verificação da paridade coberta de juros e a esperada modificação estrutural na série após 2008 são elementos cruciais para a interpretação e racionalização dos resultados. Os dados de futuros de câmbio e Credit Default Swaps provêm da Quantum Finance, enquanto os de ativos de dívida soberana e taxa de câmbio à vista advêm de fontes oficiais do Brasil e dos Estados Unidos.

Palavras-chave: Paridade coberta de juros, equilíbrio e arbitragem no mercado cambial, carregos de divisas.

ABSTRACT

This study aims to empirically verify the validity of the Covered Interest Parity (CIP) between the Brazilian Real and the US Dollar, considering securities with 3-month and 5-year maturities in the period from November 2006 to December 2009. The choice of this interval seeks to continue the study that established the adopted methodology, as well as to allow the assessment of the impacts of the 2008 financial crisis on the equilibrium of the foreign exchange markets. The securitization hypothesis is used to adapt the model to the context of higher credit risk in Brazil and the concept of Neutral Zone for adjustments in transaction costs. Finally, an OLS regression is performed to associate explanatory factors with the deviations found. A GARCH model is implemented to deal with the serial autocorrelation found in the regression residuals. Aspects such as the differentiation between short and long terms, the mechanism for mitigating default risk, credit risk as a factor in the non-verification of covered interest parity, and the expected structural modification in the series after 2008 are crucial elements for the interpretation and rationalization of the results. Data on currency futures and Credit Default Swaps come from Quantum Finance, while those on sovereign debt securities and spot exchange rates come from official sources in Brazil and the United States.

Keywords: Covered interest rate parity, equilibrium and arbitrage in the foreign exchange market, currency carry.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	11
2. DEFINIÇÕES E CONCEITOS BÁSICOS.....	13
2.1. Demonstração algébrica da PCJ clássica.....	13
2.2. Hipóteses, pressuposições e fatos estilizados.....	14
3. REVISÃO DE LITERATURA.....	16
3.1. Paridade Não Coberta de Juros	18
3.2. Revisão da literatura empírica.....	18
3.3. Evidência empírica para o Brasil e outros emergentes.....	21
4. METODOLOGIA E DADOS.....	25
4.1. Séries temporais, tratamento de dados e considerações	26
4.1.1. Variáveis de Curto Prazo.....	28
4.1.2. Variáveis de Longo Prazo	32
4.1.3. Estatísticas amostrais.....	35
4.2. Desvios de Paridade Coberta de Juros	37
4.2.1. Modelo clássico e modelo ajustado à risco de crédito	37
4.2.2. Modelo ajustado à custos de transação.....	41
5. REGRESSÃO.....	43
5.1. Fatores de Regressão.....	43
5.2. Resultados do modelo de MQO	46
5.3. Modelo GARCH	47
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	48
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	51
APÊNDICE I	55

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Gráfico das séries de compra e venda de câmbio à vista (Real – Dólar).....	27
Figura 2. Série de taxa de juros externa de curto prazo (Libor)	28
Figura 3. Série de taxa de juros doméstica de curto prazo.....	29
Figura 4. Série da cotação de contratos futuros de dólar comercial de curto prazo	30
Figura 5. Série do prêmio de <i>Credit Default Swaps</i> de curto prazo	31
Figura 6. Série de prêmio futuro de curto prazo	32
Figura 7. Série da cotação de contratos futuros de dólar comercial de longo prazo	33
Figura 8. Série de taxa de juros doméstica de longo prazo.....	34
Figura 9. Série de taxa de juros externa de longo prazo.....	34
Figura 10. Série do prêmio de <i>Credit Default Swaps</i> de longo prazo	35
Figura 11. Desvios da Paridade Coberta de Juros de curto prazo.....	38
Figura 12. Desvios da Paridade Coberta de Juros de longo prazo.....	39
Figura 13. Desvios na Paridade Coberta de Juros de longo prazo ajustada a risco de crédito.....	40
Figura 14. Banda de desvios da PCJ associados à custos de transação.....	41
Figura 15. Primeira diferença dos termos componentes da regressão	45

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estatísticas da amostra doméstica.....	36
Tabela 2. Estatísticas da amostra estrangeira	36
Tabela 3. Estatísticas das séries de desvios resultantes	40
Tabela 4. Estatísticas das séries de ajuste à custos de transação.....	42
Tabela 5. Matriz de Correlações.....	44
Tabela 6. Teste de raízes unitárias ADF	44
Tabela 7. Estatísticas do modelo de regressão por MQO.....	46
Tabela 8. Resultados GARCH	47

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ARCH - *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*
BCB – Banco Central do Brasil
BIS – Banco de Compensações Internacionais (*Bank of International Settlements*)
EM – Mercados emergentes (*Emerging Markets*)
EMBI - *Emerging Markets Bond Index*
FED – *Federal Reserve System*
GBP – Libra Esterlina (*Great Britain Pound*)
GFC – Grande Crise Financeira de 2008 (*Great Financial Crisis*)
G-SIB – Banco Global Sistemicamente Importante (*Global Systemically Important Bank*)
OCDE – Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PCJ – Paridade Coberta de Juros
TARCH – *Threshold Autorregressive Conditional Heteroskedasticity*
T-Bills – Títulos de dívida do tesouro americano de curto prazo
T-Bonds – Títulos de dívida do tesouro americano de longo prazo
TPF – Títulos Públicos Federais
UEH – Hipótese das Expectativas Não-Enviesadas (*Unbiased Expectations Hypothesis*)
UIP – Paridade não Coberta de Juros
USD – Dólar Estado-Unidense (*United States Dolar*)

1. INTRODUÇÃO

O mercado cambial, ou mercado de moedas estrangeiras, é constituído pela negociação de pares de moedas a nível global, de maneira simultânea e descentralizada por diversas regiões, formando o elo de transmissão de fluxos de capitais em meio às cadeias globais de valor. Central para a dinâmica econômica internacional, diferencia-se de outros mercados financeiros uma vez que seu ativo subjacente é a moeda, instrumento de reserva de liquidez absoluta. Em grande parte das jurisdições, a moeda nacional é também o meio de troca de cunho forçado, cuja utilização é impositiva e necessária para a operacionalização de atividades formais. Tais atributos tornam o mercado cambial o mais líquido em termos de volume de negociação, alcançando a marca de 7 trilhões de dólares transacionados diariamente, de acordo com levantamento do *Bank of International Settlements* (BIS) para o triênio 2019-2022¹.

A compreensão da relação de troca entre moedas é um objeto de estudo valioso para o planejamento estratégico e manejo de risco em atividades expostas à preços internacionais, particularmente aquelas onde há grande descasamento de denominação monetária entre custos e receitas. Nestes casos, é imperativo a implementação de estratégias de cobertura cambial visando resguardar a viabilidade financeira da realização de uma operação frente à volatilidade. Uma importante ferramenta do estudo de finanças internacionais que auxilia neste propósito é a Paridade Coberta de Juros (PCJ), condição de equilíbrio que demonstra como o diferencial de juros praticado entre duas moedas tende a se igualar ao prêmio/desconto entre suas taxas de câmbio à vista e futuro para mesmo vencimento. Isto torna investidores indiferentes aos ganhos nominais de taxas de juros e ao risco cambial, uma vez assegurada uma taxa de reconversão em prazo futuro convergente com o período de interesse.

John Maynard Keynes percebeu a existência desta relação analisando taxas de câmbio à termo entre Libra esterlina e Dólar e o prêmio de títulos de mesmo prazo, tendo descrito o comportamento observado no livro “Um Tratado Sobre a Reforma Monetária”, de 1927. A partir de então, ocorreu um processo de aprofundamento e formalização acadêmica da condição de PCJ, segmentando-a em duas vertentes explicativas: a visão de não-arbitragem e a visão cambista. No âmbito da literatura de pesquisa empírica, sólida evidência foi coletada e publicada durante o século XX, arregimentando as noções básicas do equilíbrio cambial para mercados com condições apropriadas ou quase-ideais. Frenkel e Levich (1975)

¹ Volume total de compra e venda de todos os ativos e derivativos associados ao mercado de divisas estrangeiras, inclusive negociações *Over the Counter*, em balcão.

apresentaram uma expansão algébrica do modelo tradicional visando internalizar o vetor “custos de transação”, compreendido como o principal fator de não verificação da PCJ. Estudos com dados de alta frequência e qualidade respaldaram a eficácia desta ferramenta para a explicação de pequenos e constantes desvios na curva de paridade coberta de juros, não elucidando, por outro lado, a incidência de desvios esporádicos de maior dimensão. Posteriormente, a variável de prêmio de risco veio a ser incorporada ao modelo possibilitando comparações entre divisas associadas à crédito soberano significativamente mais alto. Particularmente importante no contexto de mercados emergentes, a incorporação deste componente de risco foi viabilizada por meio do prêmio pago em derivativos de proteção contra moratória ou por índices de *spread* de títulos de dívida soberana, como o EMBI (*Emerging Markets Bond Index*), elaborado pelo banco JP Morgan.

Reformas na estrutura monetária e cambial do estado brasileiro na década de 1990, somadas ao enrijecimento do mercado de capitais, permitiram que autores como Miguel (2001), Garcia e Didier (2003) iniciassem no país a investigação empírica do equilíbrio cambial sob a ótica da Paridade Coberta de Juros. Esta monografia tem como objetivo avaliar a validade desta teoria para o real brasileiro e o dólar americano durante o período de novembro de 2006 até o final de 2009, adotando a metodologia desenvolvida por Mason e Skinner (2011). Tal estudo abrangeu um conjunto de 18 moedas emergentes, incluindo o Real, no período de 2003 a 2006, e teve como intuito geral entender se os preceitos básicos da PCJ se sustentariam no curto e longo prazo mediante fatores como os custos de transação, limitações de liquidez e tamanho da economia em países com menor grau de abertura de capitais. Neste sentido são empregadas estratégias de ajuste do modelo para o aumento de sua precisão, como a hipótese da securitização contra inadimplência que introduz uma variável de ajuste para os diferenciais de risco soberano entre os países analisados.

A primeira seção tem como objetivo consolidar aspectos fundamentais da PCJ, abrangendo seu embasamento teórico, dinâmica algébrica, hipóteses e premissas essenciais para o seu funcionamento. A seção II está dividida entre a apresentação da literatura acadêmica, que aborda os principais autores e correntes de interpretação, e uma revisão da literatura empírica, tanto de forma geral quanto com foco no mercado brasileiro. Nessa revisão, destacamos as adaptações teóricas realizadas para solucionar a questão do prêmio de risco, as limitações decorrentes da escassez de dados apropriados e as diversas metodologias adotadas para a avaliação em si. Após etapas dissertativas, apresentamos na seção III a metodologia empregada para o modelo de avaliação empírica, justificando a adoção do trabalho de Skinner e Mason (2003) como referência seminal para, em seguida, elaborarmos o modelo econométrico na seção IV.

2. DEFINIÇÕES E CONCEITOS BÁSICOS

2.1. Demonstração algébrica da PCJ clássica

Segundo a literatura internacional, a condição da paridade coberta de juros de forma geral estabelece que o diferencial entre taxas de juros de duas moedas ($i_{doméstica} - i_{estrangeira}$) se iguala à diferença entre a cotação de câmbio à vista (*spot*) e de contratos futuros (*forward*) de uma frente à outra.

Considerando um investidor americano, restrito a operar apenas em seu mercado doméstico, via Dólar Estadounidense (USD), e em uma divisa estrangeira, a Libra Esterlina (GBP), definimos a taxa de câmbio spot no instante t como S_t (USD/GBP): a quantia de Libras Esterlinas necessárias para adquirir 1 Dólar Estado-Unidense. Para a recompra de Dólares a uma taxa pré-estabelecida, denotamos o contrato de câmbio futuro ou à termo como $F_{t|t+n}$ (GBP/USD), a realizar após período n conforme liquidação do contrato.

Optando por permanecer no mercado doméstico, o investidor irá obter um retorno de $\$ * (1 + i_{t+n})$, onde $\$$ representa o montante inicial a investir em dólares, e i_{t+n} , a taxa de juros americana composta ao período $t + n$. Paralelamente, poderá realizar uma operação coberta para ingressar no mercado britânico, firmando um contrato futuro de recompra de dólares $F_{t|t+n}$ para liquidação no fim do período de investimento n , enquanto converte seu montante inicial $\$$ à taxa de câmbio spot S_t , e aplica em juros britânicos i_{t+n}^* , de maturidade n . Representamos algebricamente esta segunda estratégia como: $\$ * S_t(1 + i_{t+n}^*)/F_{t|t+n}$. De acordo com a PCJ, o investidor irá obter o mesmo retorno em ambas as situações, logo, denota-se:

$$i. \quad 1 + i_{t+n} = \frac{S_t}{F_{t|t+n}} (1 + i_{t+n}^*)$$

Para pequenos valores i , simplificamos através de $1 + i \approx e^i$, obtendo:

$$ii. \quad \frac{e^{i_{t+n}}}{e^{i_{t+n}^*}} = \frac{S_t}{F_{t|t+n}}$$

Através de um rearranjo logarítmico, denotando as variáveis em logaritmo em letras minúsculas, chega-se à representação linearizada da PCJ:

$$iii. \quad f_{t|t+n} - s_t = i_{t+n}^* - i_{t+n}$$

Deste modo, explicita-se a proposição teórica acerca da igualdade entre o diferencial de juros $i_{t+n}^* - i_t$ e o chamado prêmio (ou desconto) futuro (*forward premium*) $f_{t|t+n} - s_t$.

Delineado um conjunto de hipóteses para seu funcionamento ideal, a PCJ descreve um mecanismo de ajuste dos mercados cambiais em direção à neutralidade e, conceitualmente, estabelece que desvios momentâneos de validade devam ser imediatamente arbitrados ao equilíbrio. Condições necessárias como a plena mobilidade de capitais, ausência de diferenciais de risco, inexistência de vieses comportamentais, ativos perfeitamente substitutos, dentre outras hipóteses serão discutidas ao longo das próximas subsecções.

2.2. Hipóteses, pressuposições e fatos estilizados

Antes de revisar a extensa literatura de verificação empírica, é importante delinear o arcabouço de hipóteses e pressuposições que constituem o cenário de funcionamento ideal da PCJ. Na prática, tais condições raramente se fazem presentes, e testes que resultem em validação parcial ou não validação da PCJ devem ponderar sobre as características das séries temporais e ativos-objeto adotadas. O desenvolvimento deste campo de estudo enseja à proposição e implementação de ferramentas conceituais que permitam contrabalancear os efeitos de fatores de não verificação (como a introdução de prêmios de risco a equação), assim como investigar e atribuir as causas dos desvios.

A existência de um mercado financeiro estruturado, líquido e eficiente é fundamental para o cumprimento de critérios técnicos da PCJ. A perfeita substitutibilidade dos ativos implica que os instrumentos de dívida soberana das moedas adotadas deverão possuir maturação e disponibilidade semelhantes, a custos de transação negligenciáveis. Os contratos de câmbio futuro ou à termo deverão ser padronizados, para que a mesma operação coberta seja possível nas duas vias. Os ativos em comparação não podem apresentar diferenças de risco de modo a impactar na preferência dos investidores, pressupondo, portanto, a “neutralidade face ao risco” (Duarte, 2001, p.12).

Para o pleno funcionamento da PCJ, os meios de arbitragem precisam estar desobstruídos, seja de fricções de mercado, seja de fatores institucionais que restrinjam a mobilidade de capitais. O controle

de capitais através de câmbio não flutuante, impostos sobre operações financeiras, restrições políticas e outros qualificadores de moedas não conversíveis² não podem estar presentes.

Outro elemento necessário para a plenitude da PCJ é a formação de preços futuros dentro da lógica de mercados eficientes, otimizadores de toda a informação disponível, tal como estabelecido no conceito de expectativas racionais. Sanderson (1984) conduziu estudos na área, formulando a Hipótese de Expectativas Não-Enviesadas (UEH). A adoção destes preceitos implica na inexistência de vieses comportamentais que possam interferir no comportamento de investidores, como o viés caseiro (*home bias*³).

² Aquelas que não podem ser livremente transacionadas por conta de fatores como ausência de liquidez ou restrições governamentais.

³ Home Bias: tendência comportamental que induz agentes a preferirem ativos domésticos à equivalentes estrangeiros.

3. REVISÃO DE LITERATURA

A investigação da dinâmica relativa entre juros internacionais e taxas de câmbio presente e futura remonta ao primeiro quarto do Século XX, tendo Keynes (1923) identificado forças de arbitragem que levariam ao equilíbrio da PCJ:

“Mas nos dias de hoje, o único efeito imediato é causar um novo ajuste da diferença entre as taxas de câmbio à vista e a termo entre os dois centros. Se o dinheiro se torna mais caro em Londres, o desconto sobre dólares a termo diminui ou dá lugar a um prêmio. Foi apontado acima o efeito do encarecimento relativo do dinheiro em Londres na segunda metade de 1922, aumentando o desconto sobre dólares a termo, e do aumento relativo das taxas de juros na metade de 1923, diminuindo o desconto. Tais são, nas circunstâncias atuais, as principais consequências diretas de uma diferença moderada entre as taxas de juros nos dois centros, à parte, é claro, da influência indireta a longo prazo. Visto que ninguém provavelmente vai remeter dinheiro temporariamente de um mercado monetário para outro em grande escala, com risco cambial não coberto, apenas para tirar vantagem de uma diferença de 1 por cento ao ano nas taxas de juros, o efeito direto do dinheiro mais caro sobre o nível absoluto das taxas de câmbio, distinto da diferença entre as taxas à vista e a termo, é muito pequeno, limitado comparativamente à influência leve que a relação entre as taxas à vista e a termo exerce sobre os especuladores de câmbio.” (KEYNES, 1923, p. 137- 138) (Tradução literal).

Einzig (1937) desenvolveu esta noção de equilíbrio das taxas de câmbio futuras por meio de uma exposição do comportamento do mercado de divisas e dos mecanismos de arbitragem via taxas de juros.

Conforme exposto por Cieplinski, Braga e Summa (2018), convencionou-se chamar a interpretação derivada por Keynes de visão de não-arbitragem da PCJ. Segundo ela, desigualdades na equação (1) induzem a oferta e demanda por contratos futuros, ajustando *forward premium* ao diferencial de juros, de modo a reconduzir a relação à paridade. Autores como Spraos (1953) e Tsiang (1959, p.59) contribuíram para o desenvolvimento da visão de não-arbitragem, mantendo-se adeptos à premissa de que os fluxos de capitais levam à relação ao equilíbrio, mas divergiram de Keynes quanto aos meios de ajuste.

Spraos (1953) explicitou a identidade algébrica da PCJ tal como demonstrado na equação (2). Suas reflexões sobre desequilíbrios na relação levaram-no a entender que ajustes decorrentes das forças arbitradoras de mercado se manifestariam através de mudanças nas taxas de juro doméstica e estrangeira. Para tanto, ele assume tais variáveis como forças endógenas, que respeitam a hipótese de oferta de moeda exógena (Spraos, 1953, p.116).

Outra corrente de investigação da causalidade das relações observadas na PCJ é a visão cambista, que atribui papel central à grandes instituições financeiras por meio da precificação de taxas futuras. Postulada por Coulbois e Prissert (1974, 1976) e adaptada por autores pós-keynesianos, esta visão entende que a convergência ao equilíbrio ocorre devido ao critério adotado pelos bancos para o provimento de

liquidez aos mercados futuros de divisas, que equivaleria ao preço à vista descontado dos custos incorridos à entrega futura aos clientes (o diferencial de juros sobre a taxa spot). A visão cambista promove o entendimento da PCJ como uma identidade ao invés de uma condição de equilíbrio (Cieplinski, Summa, 2015, p.16).

Na medida em que os preceitos fundamentais de equilíbrio da paridade coberta se consolidaram no campo de estudos de economia internacional e mercados cambiais, o tratamento e racionalização dos desvios passou a ser o principal objeto da discussão, como dito por Aliber (1973, p.45): “O que permanece sem explicação é o motivo pelo qual existem oportunidades de lucro não exploradas para arbitragem e a importância do teorema diante das exceções.”

Frenkel e Levich (1975, 1977, 1981) introduziram um elemento conceitual importante para acomodar o papel dos custos de transação à dinâmica de equilíbrio proposta pela PCJ. O custo de montagem de posições cobertas, proveniente de emolumentos financeiros e do “*bid-ask spread*” (*spread* entre ofertas de compra e venda), impede a completa eliminação de desvios em torno do equilíbrio, uma vez que o incentivo para realização de lucros via arbitragem é mitigado pelos encargos na faixa delimitada. Os autores estipulam, portanto, o conceito de “Zona Neutra”, uma banda em torno do equilíbrio na paridade onde é esperado que a frequência da não verificação seja maior do que fora. Corroborados por Deardorff (1979), define-se algebricamente a banda neutra $|P|$ por:

$$iv. \quad |P| \equiv \left| \frac{F - F_0}{F_0} \right| \leq t + t^* + t_F + t_S$$

t e t^* correspondem aos custos de transação proporcionais de ativos pagadores de juros doméstico e estrangeiro, enquanto t_F e t_S os custos proporcionais ao câmbio futuro e *spot*. F denota o câmbio futuro *de facto* observado e F^* o câmbio futuro teórico de equilíbrio.

Na tratativa do equilíbrio cambial entre mercados emergentes e avançados, é impossível negligenciar o diferencial de risco de calote (*default*) que é assumido e estilizado nas comparações tradicionais. Em um cenário com a presença de um risco não estacionário e ausência de fricções de mercado, os desvios da PCJ corresponderiam a uma estimação ideal do risco país. Entretanto, a aparição de custos de transação, iliquidez e barreiras institucionais são comuns em moedas de países emergentes, muitas vezes denotadas como não-conversíveis, impedindo que as hipóteses se sustentem em conjunto. Aliber, em 1973, apresentou em linhas gerais uma expansão do modelo da PCJ, onde introduz o prêmio de risco (σ) de forma independente, possibilitando a análise do equilíbrio para divisas com características distintas. Na representação linearizada, denota-se:

$$v. \quad i_t - i_t^* = f_{t|t+k} - s_t + \text{Prêmio de Risco}(\sigma)_t$$

Abordagens empíricas farão uso deste conceito, auferindo a variável de percepção de risco através de indicadores calculados por instituições financeiras, *spreads* entre títulos de dívida que remuneram juro real, prêmio para securitização contra *default* dentre outros mecanismos determinísticos.

3.1. Paridade Não Coberta de Juros

É relevante mencionar uma vertente do estudo sobre a eficiência em mercados cambiais que introduz o elemento da especulação mediante decisões de investimento descobertas, tornando a taxa de câmbio em $t + n$ uma variável aleatória determinada *ex-post*. A partir de tratados sobre a especulação de taxas de câmbio, Tsiang (1958) desenvolveu a Teoria da Paridade Não-Coberta (Descoberta) de Taxas de Juros (PDJ), preconizando um cenário onde agentes neutros ao risco se expõem ao risco cambial (não montam posições de cobertura ou *hedge*) ao investirem em juros de moeda estrangeira à taxa s_t , convertendo posteriormente seu retorno à uma taxa s_{t+n} . Deste modo, a variação esperada na taxa de câmbio $\Delta s_{t|t+n}^e$ do período t para o período $t + n$ será função do diferencial das taxas de juros (Duarte, 2001, p.11-12):

$$vi. \quad \Delta s_{t|t+n}^e = (i - i^*)_{t,n}$$

O pressuposto necessário de neutralidade face ao risco (ativos perfeitamente substituíveis) vigora quando a igualdade é atendida e, de modo oposto, desvios na relação da PDJ correspondem à uma mensuração de prêmio de risco (Cerutti e Zhou, 2023, p.4).

Abordagens posteriores, como a de Frenkel (1976), aplicaram hipóteses de expectativas racionais e mercados eficientes para a operacionalização da PDJ, combinando elementos da visão de câmbio como ativo financeiro para concluir que expectativas inflacionárias teriam papel determinante sobre taxas domésticas de juros e o câmbio. Em *working paper* para o Fundo Monetário Internacional (FMI), Peter Isard (2006) sintetiza o conteúdo teórico e empírico acerca da PDJ, concluindo a validade de seu equilíbrio não se verifica através dos métodos de mensuração baseados em média de previsões para expectativas.

3.2. Revisão da literatura empírica

Conforme mencionado, Keynes (1923) foi capaz de identificar a relação entre diferenciais de juros e prêmio futuro através de estudos monetários que tinham como objeto o Dólar e a Libra Esterlina,

componentes dos mercados mais robustos e desenvolvidos até então. No decorrer do século, foi produzida extensa literatura acadêmica voltada para a verificação empírica da paridade coberta em países industrializados, consolidando a validade das premissas básicas deste equilíbrio para os mercados que mais se aproximavam das hipóteses traçadas na subsecção anterior (Clinton, 1988). Por conseguinte, tiveram início os esforços de racionalização, quantificação e atribuição de causalidade aos períodos de não verificação e de desvios na condição.

Taylor (1989, p.389) empregou dados de alta frequência e qualidade para submeter a relação bilateral entre as divisas Estado-unidense e inglesa ao escrutínio da paridade. Buscou identificar desvios de validade em uma janela de longo prazo, de 1963 até 1987, procurando entender se haveria associação significativa com choques financeiros e mudanças de paradigmas na política econômica. Empregando taxas futuras de até 12 meses de maturação, encontrou momentos oportunos para realização de arbitragem, coincidentes com episódios como a desvalorização da Libra em 1967, as eleições gerais de ambos os países e a introdução do sistema monetário europeu (1979). O spread cobrado por intermediários financeiros para ofertas de compra e venda de câmbio (à vista ou futuro) e custos de corretagem foram explicitamente considerados, e introduzidos de acordo com a exata norma dos participantes do mercado.

A literatura empírica da década de 1980 discutiu bastante a magnitude do papel dos custos de transação como fator de desvios sistemáticos ao equilíbrio. Bahmani-Oskooee e Das (1985), por meio de análise de regressão aos mínimos quadrados ordinários (MQO), auferiram que a variável em questão falha em explicar a variação percentual do spread entre a taxa teórica de equilíbrio e as taxas futuras de fato observadas, sugerindo um estreitamento da zona neutra $|P|$. Maasoumi e Pippenger (1989) contestaram tais conclusões, indicando que, tanto a metodologia adotada, quanto a base de dados, eram inadequadas para estimação de parâmetros, havendo erros e omissões. Replicando a metodologia e corrigindo dados⁴, obtiveram resultados contrastantes, favorecendo a visão de que os custos de transação eram significativos para a explicação de desvios. Ainda assim, sugeriram um modelo de regressão com mudança estrutural como opção mais apropriada para mensuração dos efeitos dos encargos sobre a PDJ, permanecendo sobre o mesmo arcabouço. A aplicação do método de MQO à variável dependente, sem se fazer discernimento entre os desvios dentro e fora da faixa neutra, produz um R^2 pequeno devido a maior concentração de desvios na faixa de não-arbitragem.

Fletcher e Taylor (1996) desenvolveram um modelo de observações censuradas Tobit, com um gatilho endógeno para acomodar a binaridade entre o cenário de desvios com arbitragem lucrativa e

⁴ Ex.: adoção do câmbio à vista com base no fechamento útil do mês ao invés da esperança aritmética.

desvios de não-arbitragem (inibidos por custos de transação). O advento do mercado de swaps cambiais⁵, no final dos anos 1970, solucionou a dificuldade imposta pela ausência de liquidez de contratos futuros longos, possibilitando que o estudo segmentasse sua análise para este horizonte de maturação menos usual. Dados de *swaps* cambiais para 5 moedas, com vencimentos de 5 e 10 anos, e, para 3 moedas, com vencimentos de 3 anos, evidenciaram a expectativa de que grande parte dos desvios na condição eram explicados pela faixa de custos de transação, mas oportunidades não exploradas de arbitragem lucrativa continuam presentes para o longo prazo.

Balke e Wohar (1997), do departamento de pesquisas do Federal Reserve Bank of Dallas, conduziram uma avaliação semelhante à de Taylor (1996), trabalhando com uma amostra de dados diários de 1974 até 1993 para as mesmas divisas. Buscando entender se seria possível a obtenção sistemática de lucros via arbitragem através dos preceitos da PCJ, procuraram desvios pontuais na condição da paridade coberta que excedessem a banda de custos de transação da chamada zona neutra no período. Para examinar a variação na persistência dos desvios diante dos limites da banda, foi construído um modelo TARCH, derivado da família de autorregressivos condicionados à heteroscedasticidade (ARCH), com a presença de um limiar (*Threshold*), e aplicou-se a análise de impulsos resposta não lineares. Os resultados indicaram que desvios fora da banda de custos de transação eram rapidamente arbitrados de volta, limitando o potencial de ganhos sistemáticos com tais operações, mas sua presença era perene em toda a amostra.

Estudos como os de Peel e Taylor (2002) e Marchall (2008), dentre outros, acabaram consolidando a constatação de que os desvios de equilíbrio nos mercados de divisas estrangeiras persistem mesmo quando sugerem oportunidades de arbitragem lucrativa. Fong, Valente e Fung (2010), através da análise dos fatores de liquidez e de risco de crédito, questionaram a implicação teórica de que desvios de verificação da PCJ acima da banda de custos de transação representariam ganhos “livres de risco” entre o dólar americano e o de Hong Kong. Concluíram que a atividade de arbitragem, embora referenciada pelos preceitos da paridade, encontra impedimentos à sua prática real, decorrentes da iliquidez e de volatilidade de prêmio de risco.

A crise financeira de 2008 (GFC) acarretou a fragilização do sistema bancário internacional, levando à falência instituições como a seguradora AIG e o banco Lehman Brothers, considerado até então um Banco Global Sistemicamente Importante (G-SIB). Baba e Packer (2009) procuraram investigar as implicações deste novo período de mercados disfuncionais para o equilíbrio do mercado de câmbio,

⁵ Swaps Cambiais: “acordo entre duas partes para trocar o principal denominado em diferentes moedas e, em seguida, reverter a troca em uma data posterior de acordo com a taxa de câmbio inicial; veja Wakeman (1989).” Tradução literal.

analisando a contaminação (*spillover effect*) causada pela turbulência nos mercados monetários de curtíssimo prazo (*money markets*). A partir da metade de agosto de 2007, verificaram abruptos e persistentes desvios na paridade coberta de juros de curto de prazo, possivelmente associados à escassez de financiamento em dólares imposta à diversas instituições europeias relevantes, em decorrência de um aumento de percepção no risco de contraparte e do próprio aumento de retenção de moeda por parte dos bancos americanos. A deterioração da percepção de confiança em mercados historicamente tratados como de baixo risco se estendeu pela década posterior, em linha com a deflagração da crise das dívidas soberanas na zona do Euro.

Fukuda e Tanaka (2017) relacionaram o padrão dos desvios na condição de paridade coberta para economias avançadas com o estilo de política monetária adotada como resposta à GFC nos anos subsequentes. Austrália e Nova Zelândia distinguiram-se da Europa, Canadá, Japão e Reino Unido, ao rejeitar a tomada de medidas não convencionais de política monetária, especialmente a política de taxas de juros negativas⁶ (*zero lower bound*), que teria conduzido tais países à armadilha da liquidez. Quanto ao equilíbrio no mercado de câmbio, isso se refletiu de modo que as duas nações da Oceania apresentaram significativos desvios negativos na PCJ, enquanto as outras economias avançadas apresentaram o inverso.

3.3. Evidência empírica para o Brasil e outros emergentes

Características como a insuficiência de mercado, ausência de dados de qualidade, regimes de câmbio diferenciados e políticas de restrição à mobilidade de capitais contribuem para a escassez de literatura empírica da PCJ em diversos países emergentes. Cerutti e Zhou (2003), em artigo para o Fundo Monetário Internacional, apontaram as implicações destas imperfeições de mercado ao estudo dos desvios da PCJ, demonstrando, por exemplo, como a restrição à operação de derivativos por agentes domésticos na Malásia ou Tailândia impede a sustentação do modelo (p.14-15). O Brasil, por sua vez, passou por um processo de aperfeiçoamento institucional mediante à estabilização monetária do plano Real (1994) e, posteriormente, a substituição da âncora cambial por um regime flutuante (1999). Estas transformações aceleraram o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro, sobretudo na dimensão de derivativos cambiais, que, segundo Fernandes (2008, p.96), vieram a se tornar mais líquidos que o mercado à vista. Maior integração ao sistema financeiro global possibilitou que autores como Miguel (2001), Garcia e Didier (2003) inaugurassem o estudo doméstico de avaliação da PCJ.

⁶ Quando a taxa de juros nominal de curto prazo atinge o valor de zero, impedido novas estímulos monetários dentro da lógica convencional.

Em um abrangente estudo analisando a relação das Paridades Coberta e Descoberta de Juros com a entrada e saída de capitais no Brasil, Miguel (2001) buscou entender se as oportunidades de arbitragem lucrativa identificadas pelas teorias teriam impulsionado fluxos de moeda estrangeira ao país. O horizonte de tempo adotado, 1992 - 1998, foi marcado pela sucessão de eventos econômicos de alta significância, como planos de estabilização, crise no México, Rússia e tigres asiáticos, privatizações e o controle cambial perpetrado pelo Banco Central Brasileiro (BACEM). A recorrência de choques estruturais fez com que Miguel adaptasse o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF) conforme proposto por Campbell e Perron (1991), de modo a internalizar variáveis binárias “*pulse dummies*” e “*level dummies*” no processo de verificação de estacionariedade.

Na ausência de pares domésticos para a taxa americana Libor de um e três meses de vencimento, Miguel (2001) derivou taxas implícitas à contratos futuros de depósitos interbancários (DIs) da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), resultando na taxa interna *ex-ante*. O dólar à vista utilizado foi o valor de fechamento do período anterior, enquanto o dólar futuro proveio de cotações em balcão. A partir de 1995, com o advento do mercado de Swaps no Brasil, passou a sintetizar futuros de dólar por meio de swaps de ponta pré-fixada para juros locais. Decompôs o prêmio de risco entre uma componente de crédito, determinada por índices de mercado, e outra político-institucional, associada à jurisdição em que os ativos são negociados. Esta separação se deve aos custos e riscos de internalização e repatriação de recursos, refletidos no prêmio pago por títulos de um mesmo emissor ofertados em diferentes mercados. Neste sentido, Miguel aferiu o risco de crédito através da diferença entre a taxa americana livre de risco e o retorno dos Brady Bonds brasileiros⁷, enquanto obteve o prêmio Brasil através do *spread* da remuneração de Títulos Públicos Federais (TPF) domésticos e externos. Por fim, através de modelos regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e autorregressivos do tipo GARCH, identificou que a PCJ fora relevante na explicação dos fluxos de capitais para o Brasil durante os principais recortes temporais do estudo, como o que sucedeu ao Plano Real e o período completo (p.176). Observou que oportunidades de arbitragem lucrativa provenientes dos desvios da PCJ apresentavam de rápido retorno ao equilíbrio, ou reversão à média.

Com o intuito de estimar o grau de mobilidade de capitais no Brasil entre 1990 e meados de 2004, Silva, Triches e Hillbrecht (2009) analisaram o desempenho explicativo de diversos modelos de parâmetros fixos e tempo-variantes para a sensibilidade da Paridade Coberta de Juros. Os autores argumentaram que o Diferencial Coberto de Juros (DCJ) de Frenkel (1992) captura barreiras inerentes à integração de mercado, uma vez que à resultante da equação clássica tende à zero apenas quando ausente

⁷ Brady Bonds Brasileiros: instrumentos de contração de dívida do Tesouro Nacional Brasileiro no mercado dos Estados Unidos

o prêmio de risco e, portanto, a variabilidade dos desvios poderia indicar mudanças na percepção dos investidores sobre a economia. Para a realização das regressões, alternaram entre MQO, quando verificada a estacionariedade, e cointegração de Engle, Granger e Johansen no caso oposto. Tal como Miguel (2001), extraíram a contraparte da taxa de juros americana Libor de taxas implícitas em contratos futuros de DI da BM&F, coletadas no primeiro dia útil de cada mês. Segmentaram a avaliação da eficácia preditiva da PCJ sobre o nível de mobilidade de capitais no Brasil em janelas marcadas por eventos domésticos e internacionais, confirmando aspectos importantes como a diminuição de magnitude do DPCJ após o período inflacionário (Silva, Triches e Hillbrecht, 2009, p.514).

Garcia e Didier (2003) utilizaram o modelo da PCJ para a decomposição de vetores “risco país” e “risco cambial” em sua investigação sobre os determinantes da taxa de juros brasileira no período de 1995 até 2001. Por não introduzirem uma variável prêmio de risco para o ajuste de diferenciais de juros, assumiram que a série resultante de desvios sobre a PCJ correspondesse à componente de risco, e prosseguiram com uma regressão via MQO com filtro de Kalman para atestarem uma correlação significativa com a invariância do nível de juros no Brasil.

Skinner e Mason (2011) conduziram uma investigação de validade da PCJ em países avançados e emergentes por meio da regressão dos desvios, buscando entender se os custos de transação, o tamanho do mercado e, sobretudo, o risco de crédito implicariam em obstáculos no curto e longo prazo. Encontraram, conforme esperado, sólido respaldo para a teoria no caso de economias avançadas, independentemente de liquidez, prazo ou volume de seus mercados. No caso de países de menor grau de abertura de capitais, como Brasil, Rússia, Chile e Coréia do Sul, rejeitaram a sustentação da PCJ no longo prazo, mesmo quando ajustados para risco de crédito. Ao adotarem um recorte de relativa estabilidade entre 2003 e 2006, puderam coletar variáveis para o modelo da PCJ sem quebras estruturais. O impacto dos custos de transação foi neutralizado por meio da adoção de valores extremos obtidos com o spread de compra e venda de câmbio, enquanto o risco de crédito foi internalizado ao modelo por meio da hipótese da securitização. Nesta, é presumido um comportamento de indiferença quanto à níveis de risco soberano por parte de investidores, pois estes assumiriam posições em seguros contra a delinquência de títulos de dívida (*Credit Default Swaps*), permitindo, em tese, que tomassem proveito de quaisquer oportunidades de arbitragem cambial. Por fim, esgotadas as estratégias de ajustamento, Skinner e Mason (2011) estruturaram uma regressão com estimação à máxima verossimilhança para a explicação das violações não sistemáticas resultantes. Tornaram os desvios da PCJ a variável dependente e elaboraram três séries de fatores explicativos, sendo estes a primeira diferença dos prêmios do mercado de ações, da volatilidade de mercado e de tendência estrutural da economia.

Em estudo sobre a análise do comportamento da PCJ mediante a crise financeira de 2008, Baba e Packer (2009) constataram mudanças no padrão de desvios de verificação diretamente associadas ao impacto nos sofrido pelos mercados de derivativos globais. Cerutti e Zhou (2023) retornaram ao tópico dando ênfase ao papel de contraparte dos chamados Bancos Globais Sistemicamente Importantes durante o período, corroborando em certa medida as noções da vertente cambista da teoria da PCJ no que diz respeito a formação de mercado e a determinação de movimentos de ajuste. Os resultados indicaram que, mesmo antes de 2008, a PCJ não apresentava consistência em mercados emergentes devido a fatores de risco e de insuficiência de mercado, mas tais efeitos teriam sido potencializados.

4. METODOLOGIA E DADOS

Este capítulo tem por objetivo testar a validade da PCJ no Brasil durante o período de novembro de 2006 até dezembro de 2009, fazendo uso da estratégia de *web scrapping*⁸ para obtenção das variáveis necessárias em fonte pública. Mediante à ausência de um consenso metodológico explícito, ou mesmo tácito, na literatura empírica da PCJ dedicada à mercados emergentes, adota-se a relevante pesquisa de Skinner e Mason (2011) como referência principal para a construção de um modelo ajustado à custos de transação e ao prêmio de risco. A escolha do recorte temporal deriva de uma intenção de prover continuidade ao teste original, capturando a transição entre o período de estabilidade de condições de mercado, ocorrida de 2003 até 2006, até a turbulência trazida pela crise financeira de 2008. Deste modo, é possível desafiar a robustez das constatações dos autores e oferecer condições de contorno à um cenário mais adverso. Depois de estabelecidas as equações, pretende-se realizar uma regressão com parâmetros GARCH para testar a associação dos resíduos à fatores explicativos especulados, determinando sua significância estatística.

Tal como no estudo de Skinner e Mason, esta seção está organizada entre a apresentação e tratamento dos dados, seguida por duas etapas complementares de validação da PCJ, onde se aplicam as estratégias de ajuste, e, por fim, na regressão dos desvios verificados. Em linha com a adaptação de Frenkel e Levich (1975, 1977), o primeiro modelo emprega os *spreads* de compra e venda da taxa de câmbio à vista para neutralizar o impacto dos custos de transação nos desvios observados. Depois, são examinados os aspectos de risco de crédito através da hipótese da securitização, com a introdução dos prêmios pagos por *Credit Default Swaps*. A etapa de regressão introduz séries computadas nas suas primeiras diferenças para três fatores explicativos: volatilidade, conforme o índice VIX, prêmio de risco do mercado de ações americano, mensurado pelo retorno excedente do S&P 500 sobre à taxa de juros livre de risco, e o chamado spread de termo, variável de presságio econômico.

A construção de um modelo de avaliação empírica da PCJ exige cuidados no esforço de seleção de dados para que se evite a adoção de falsos equivalentes em comparações de ativos domésticos e estrangeiros. Tal como as divergências metodológicas, a indisponibilidade de pares perfeitamente substituíveis entre mercados pode incutir vieses à pesquisa, tomando necessárias estratégias de derivação

⁸ *Webscrapping*: Processo de extração de dados de um website de forma automatizada. O emprego do método neste trabalho se deu para obtenção de dados históricos de contratos futuros no portal da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F).

de séries por meio de similares ou *proxies*. Horizontes temporais anteriores à ampla difusão de sistemas eletrônicos de negociação de mercadorias implicam em limitações qualitativas e quantitativas dos dados. Além disso, o histórico pregresso de controle de capitais em países emergentes pode tornar espúrias determinadas janelas de série de câmbio.

Preservando a definição de curto e longo prazo da avaliação de Skinner e Mason, foram reunidos dados diários de taxas de juros nominais e contratos futuros com prazos de três meses e cinco anos. O intervalo adotado, que se estende de novembro de 2006 até dezembro de 2009, sucede o dos autores e abrange o prelúdio e a eclosão da crise dos *sub primes* de 2008, gerada por uma implosão no mercado de hipotecas de alto risco dos Estados Unidos que viria a deteriorar a confiança global em mercados de crédito. O artigo de Baba e Packer (2009) apontou evidências de que esta turbulência nos mercados monetários teria contaminado as variáveis da paridade coberta no curto prazo de modo a promover violações até mesmo em moedas de economias avançadas (*spillover effect*). Embora Skinner e Mason não tenham abordado diretamente o período e suas implicações, sugeriram que os eventos extremos e a subsequente subtração de liquidez de curto prazo também tenham se manifestado no risco de contraparte por meio das curvas de câmbio e CDS.

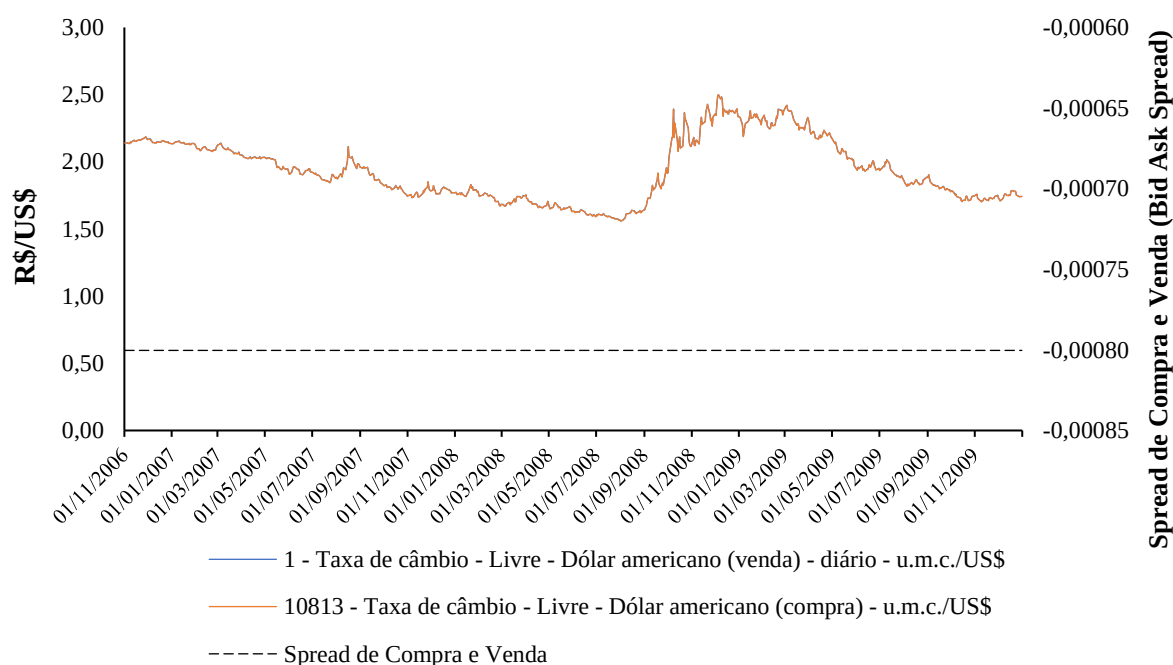
4.1. Séries temporais, tratamento de dados e considerações

Muitos dos artigos mencionados na subseção de estudos empíricos destacaram estratégias de coleta, manipulação e tratamento de informações, estabelecendo um referencial quanto as variáveis de câmbio, juros e risco adaptadas à realidade brasileira. No entanto, um obstáculo significativo encontra-se na acessibilidade das séries temporais financeiras necessárias, uma vez que muitas não estão disponíveis de maneira aberta ou requerem assinaturas pagas, limitando a capacidade de investigação independente. Para contornar este cenário, foi imperativo adotar o recurso de *web scraping* para extrair informações diretamente do site da Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F⁹). Embora os dados de pregão sejam públicos e possam ser acessados por qualquer pessoa, a série temporal contínua e organizada de contratos futuros não é oferecida da mesma maneira. Fundamental no contexto deste estudo, o roteiro de automação para coleta de dados dos 776 dias ativos de negociação abarcados encontra-se descrito no apêndice ao final do texto.

⁹ BM&F: embora tenha sido absorvida pela BOVESPA, que posteriormente veio a se tornar a B3, neste trabalho a instituição financeira é denominada conforme à época de negociação dos ativos mencionados.

Válidas tanto para o modelo de curto prazo quanto para o de longo, foram adotadas as referências oficiais de determinação de câmbio à vista do Banco Central Brasileiro (BCB), através das séries denominadas de PTAX800-001 e PTAX800-10813. Respectivamente, correspondem as médias diárias da venda de dólar comercial no mercado interbancário brasileiro e de compra de dólar em operações do próprio BCB. Por se tratar de médias de fechamento que não explicitam a volatilidade intra-diária do mercado, os dados não projetam as violações de curtíssimo prazo na PCJ que tendem a ser arbitradas ao fim de cada pregão¹⁰. O uso da série de câmbio doméstica (Real/Dólar) em contraposição à uma similar estrangeira (Dólar/Real) visou evitar distorções causadas pelo desalinhamento horário entre mercados distintos, mantendo a simultaneidade de negociação entre as variáveis e incorporando todos os fatores associados ao risco cambial do país, como a liquidez, regulação e impostos.

Figura 1. Gráfico das séries de compra e venda de câmbio à vista (Real – Dólar)



Fonte: Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil – Código 001 (PTAX800) e Código 10813 (PTAX800) (<https://www3.bcb.gov.br/srgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>). Obs.: por conta da pequena magnitude do spread, as séries 1 e 10813 se sobrepõem.

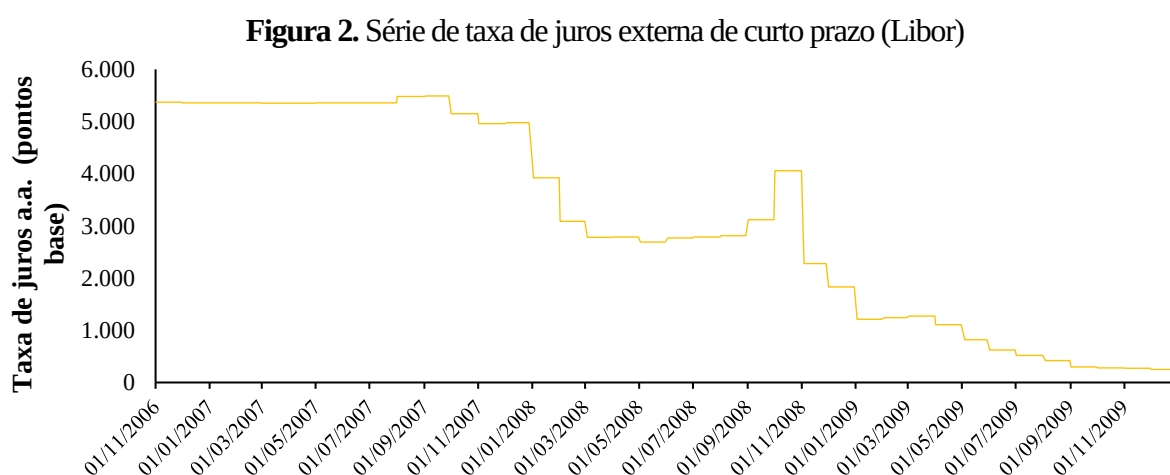
O *spread* de compra e venda entre as taxas de câmbio se mostrou constante e pequeno em magnitude, possivelmente em decorrência de políticas do BCB no sentido de oferecer previsibilidade ao mercado. Para efeitos de atribuição de causalidade de custos de transação no que tange à desvios pequenos e

¹⁰Ao exemplo de Fong (2010), para o caso de análises específicas do relacionamento entre custos de negociação e a paridade coberta no curtíssimo prazo, empregamos dados de altíssima frequência, chamados “tick-by-tick data”.

frequentes em torno do equilíbrio da PCJ¹¹, o baixo spread tenderá a diminuir a significância do resultado. O incremento de volatilidade é visivelmente perceptível durante o período de turbulência de mercados em 2008, e será central para as considerações deste artigo mediante a análise estatística.

4.1.1. Variáveis de Curto Prazo

Em linha com grande parte da literatura de validação da PCJ no curto prazo, inclusive o artigo de Mason e Skinner, foi adotada a taxa pré-fixada Libor¹² de três meses para os juros externos livres de risco¹³. Esta série é particularmente relevante na captura de expectativas e condições de liquidez do mercado de crédito internacional, tendo sido extraída do Sistema Gerador de Séries Temporais do BCB, que utiliza o Fundo Monetário Internacional (FMI) como fonte primária para sua disponibilização em periodicidade mensal através do código 3840 - Taxa de juros sobre depósitos no interbancário de Londres (Libor) - Dólar dos Estados Unidos (3 meses) - Var. % anual.



Fonte: Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil – Código 3840 - Taxa de juros sobre depósitos no interbancário de Londres (Libor) - Dólar dos Estados Unidos (3 meses) - Var. % anual. (<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>).

Mediante à ausência de uma contraparte perfeita para a taxa Libor no que tange títulos ou indicadores domésticos de curto prazo, empregou-se uma estratégia de agregação de séries de contratos futuros para o estabelecimento de sequências contínuas de juros domésticos ao prazo desejado. Adotou-se como equivalente doméstico o valor da média diária dos futuros de depósitos interbancários (DI)

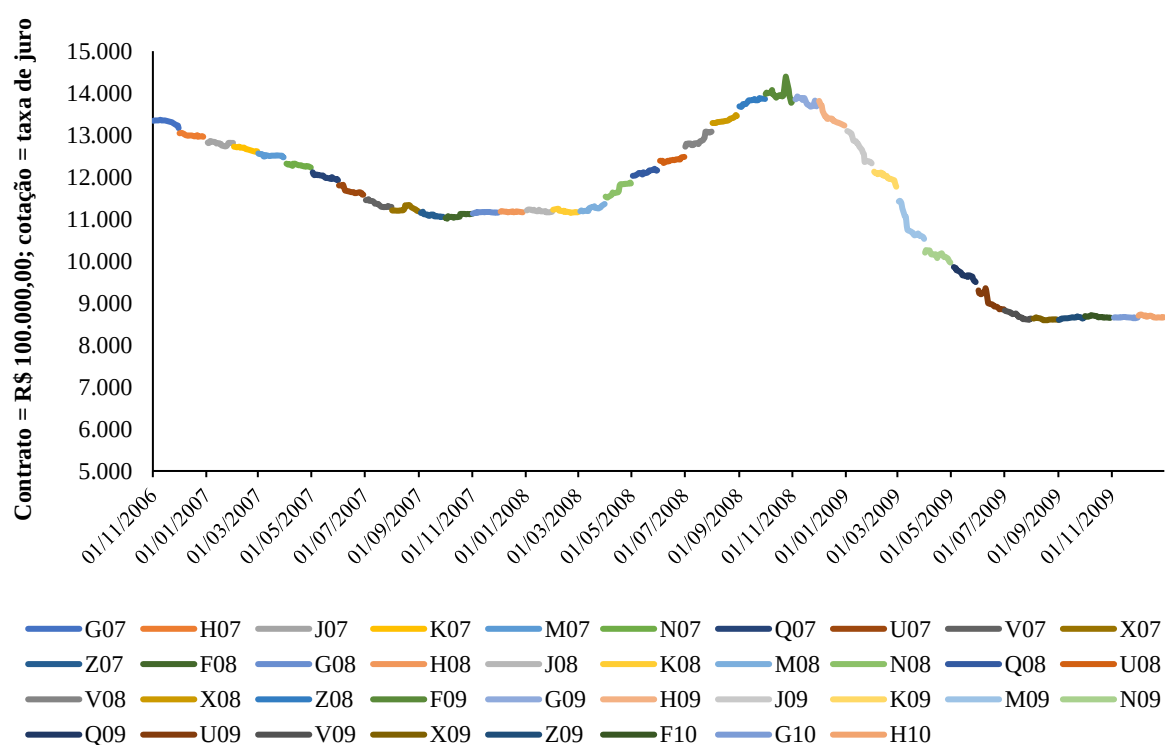
¹¹ Quando o valor em módulo dos desvios é inferior ao custo da transação em determinado mercado cambial, inviabiliza-se a operação de arbitragem mesmo que, em tese, seja lucrativa.

¹² *London Interbank Offered Rate* (Libor): taxa que congrega expectativas dos principais bancos globais sobre o mercado interbancário global de primeira linha. No caso deste estudo, utiliza-se a Libor denominada em dólares, embora haja equivalentes denominados em Euro (EUR), Iene japonês (JPY), Libra Esterlina (GBP) e Francos Suíços (CHF).

¹³ Embora não seja emitida por um credor soberano, era usualmente convencionado à época que a Libor equivaleria à tal.

encontrados na seção de dados históricos do mercado de derivativos da BM&F, refletindo as expectativas do mercado em relação à taxa básica de juros brasileira em 90 dias. Foram compiladas as cotações diárias de contratos futuros com prazo no terceiro mês posterior à cada um dos 38 meses abrangidos pelo horizonte temporal do estudo, resultando na desejada série para a avaliação de variações na paridade. Tal continuidade permite uma análise refinada da PCJ ao longo do tempo¹⁴. A cotação de futuros de depósitos interfinanceiros de um dia da BM&F (DI1) equivale à taxa de juros anualizada esperada no vencimento do derivativo. O valor do ajuste corresponde ao valor presente de um título hipotético (contrato) com valor de face de R\$100.000,00 mediante à taxa de juros cotada.

Figura 3. Série de taxa de juros doméstica de curto prazo



Fonte: Séries históricas de derivativos no sistema de pregão da BM&F (https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/historico/derivativos/resumo-estatistico/sistema-pregao). Código BM&F: DI1

A nomenclatura indicativa de vencimento de futuros da BM&F atribui ao código do derivativo em questão um sufixo de três caracteres, referenciando o mês com uma letra que varia de “F” até “Z”¹⁵, e

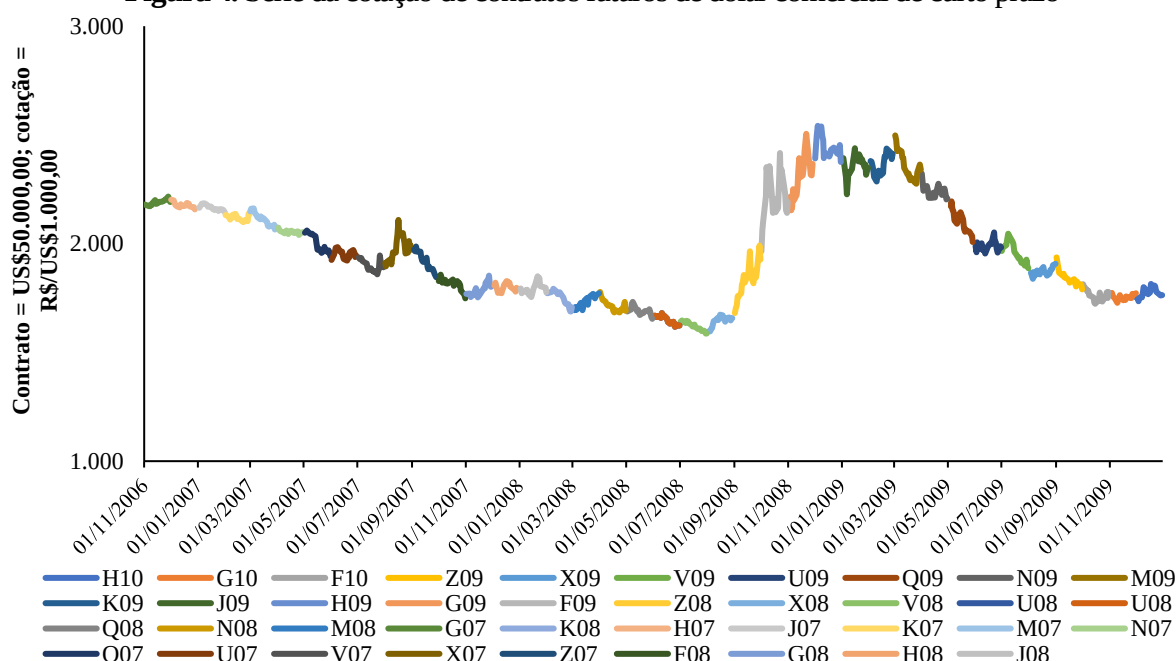
¹⁴ A estruturação da série temporal a partir de dados de futuros de dólar e DI concatenados foi realizada através de códigos de Python e VBA, que se encontram no apêndice deste trabalho.

¹⁵ O sequenciamento de caracteres indicativos aos meses de vencimento de futuros na BM&F se dá por: F, G, H, J, K, M, N, Q, U, V, X, Z, sendo “F” janeiro e “Z”, dezembro.

o ano com e dois algarismos. Estes códigos, concatenados ao final do “*ticker*” do derivativo, localizam a cotação no sistema de pregão.

Analogamente à metodologia supramencionada, foi construída a série de futuros de câmbio de curto prazo usando o derivativo de código “DOL”, acrescido do sufixo indicativo ao vencimento posterior em 3 meses denominado em reais para cada US\$ 1.000,00. Com intuito de evitar a incorporação de valores nulos decorrentes de eventuais pregões ilíquidos¹⁶, estabeleceu-se a regra de espelhamento da cotação do ajuste diário¹⁷ nestes casos. É importante reconhecer que a estratégia não captura perfeitamente o conceito de um vencimento 90 dias posterior à cada data de negociação, uma vez que os vencimentos de contratos futuros são fixos à determinadas datas do mês. Entretanto, essa abordagem por meio de “*proxies*” oferece uma aproximação suficiente para análise.

Figura 4. Série da cotação de contratos futuros de dólar comercial de curto prazo



Fonte: Séries históricas de derivativos no sistema de pregão da BM&F (https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/historico/derivativos/resumo-estatistico/sistema-pregao). Código BM&F: DOL.

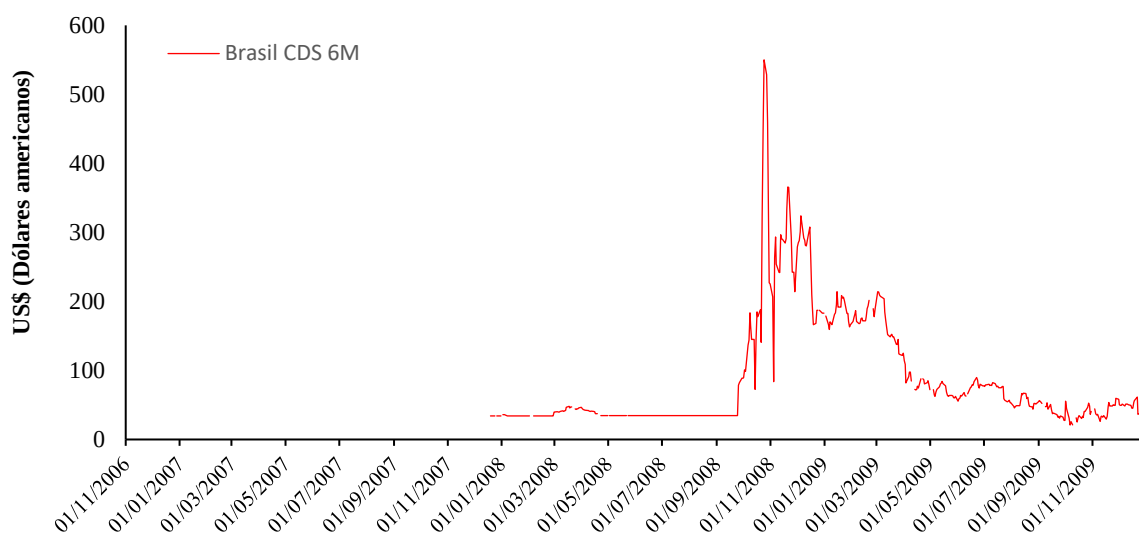
Para o atendimento da hipótese de securitização proposta por Skinner e Mason, buscou-se uma série composta pelos prêmios pagos em *Credit Default Swaps* de títulos brasileiros (seguros contra a moratória de um determinado ativo por um determinado tempo), para servirem como vetor de ajuste do diferencial de juros mediante os riscos de calote. Este instrumento de securitização financeira ganhou

¹⁶ Dia de negociação em que não ocorreu celebração de contrato futuro em questão.

¹⁷ O valor de referência ao ajuste diário do contrato se assemelha ao valor médio de negociações em determinado pregão, mas não se toma nulo em dias sem negociação.

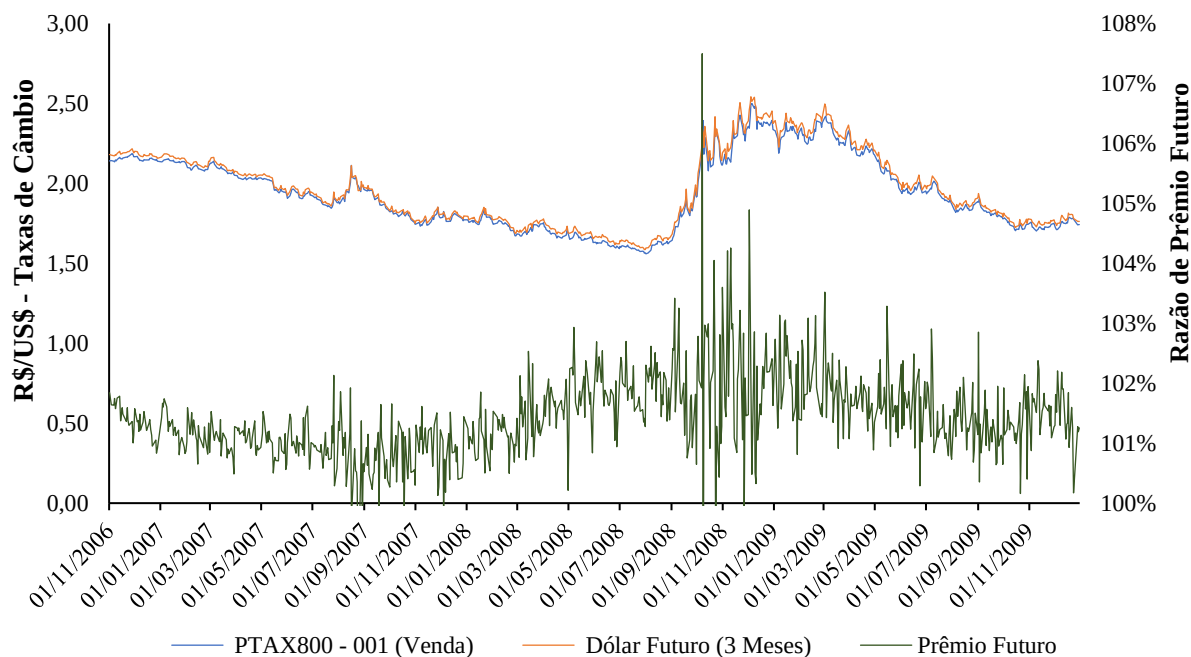
maior proeminência no mercado brasileiro na medida em que crescia o investimento internacional no país no final da década de 2000 e início de 2010. Em virtude da indisponibilidade de dados de CDS acessíveis para o prazo de cobertura de 3 meses, foi adotada uma série associada à cobertura de 6 meses, que teve início em janeiro de 2008, obtida na plataforma de informações financeiras Quantum Axis. O prêmio expresso na cotação de mercado de um CDS corresponde ao custo de securitização contra inadimplência sobre um montante de US\$ 10.000,00 de dívida durante o prazo determinado.

Figura 5. Série do prêmio de *Credit Default Swaps* de curto prazo



Fonte: Quantum Axis.

Era esperado que a métrica de risco se mostrasse sensível aos choques ocorridos durante o período da crise financeira de 2008, sendo refletidos com clareza na demanda e, consequentemente, na precificação dos seguros contra inadimplência de soberanos de menor grau de crédito.

Figura 6. Série de prêmio futuro de curto prazo

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.1.2. Variáveis de Longo Prazo

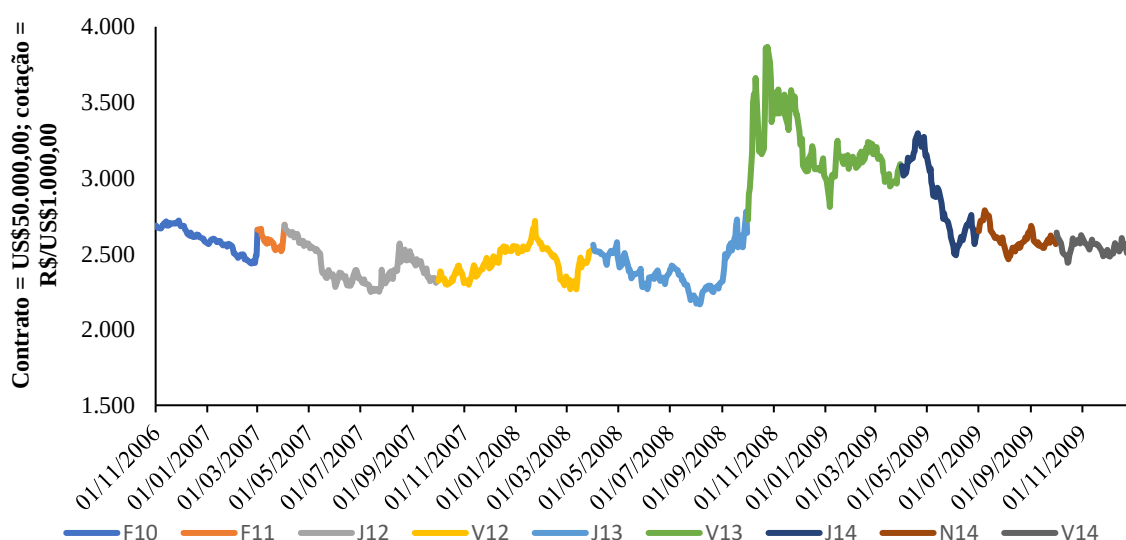
A disponibilidade de séries líquidas de contratos futuros de dólar com prazos longos mostrou-se um fator de restrição à seleção de dados rigorosamente equivalentes à avaliação de Skinner e Mason (2001). Os dados domésticos limitam-se aos prazos oferecidos pela BM&F durante o período de análise, não havendo até o ano de 2007 um futuro de dólar de 5 anos. Uma possível solução seria a aplicação da estratégia de Miguel (2001) para a sintetização de futuros de dólar através de *Swaps*:

“[...] coletamos as taxas relevantes dos swaps dólar/ pós-fixado, o chamado swap dólar, para os mesmos prazos, com o objetivo de construir o chamado “dólar futuro sintético”, na verdade um dólar forward. Isso é feito ao dividirmos a cotação do swap pré pela cotação do swap dólar. Uma vez que tanto o swap pré quanto o swap dólar foram alinhados com os mesmos prazos de vencimento, ao obtermos o dólar futuro sintético através da combinação dos dois, estamos obtendo a expectativa do mercado para a taxa de câmbio à vista após esse determinado período. Por exemplo, se utilizarmos os swaps de 90 dias, o dólar futuro sintético obtido representa a taxa de câmbio à vista esperada para $t + 90$ dias.” (MIGUEL, 2001, p.109)

Tal estratégia assemelha-se à empregada por Skinner e Mason no aferimento de taxas de juros de longo prazo padronizadas para os diversos países emergentes analisados. Neste sentido, a adesão do Brasil à normativas de contratos de Swap conforme o *International Swap Dealer Association* permitiria a coleta dos dados com facilidade mediante o acesso de plataformas de negociação como Bloomberg Terminal. Entretanto, tal ferramenta não se fez disponível para a elaboração deste artigo, logo foram adotadas estratégias de contorno e de adaptação para estruturação do modelo de longo prazo.

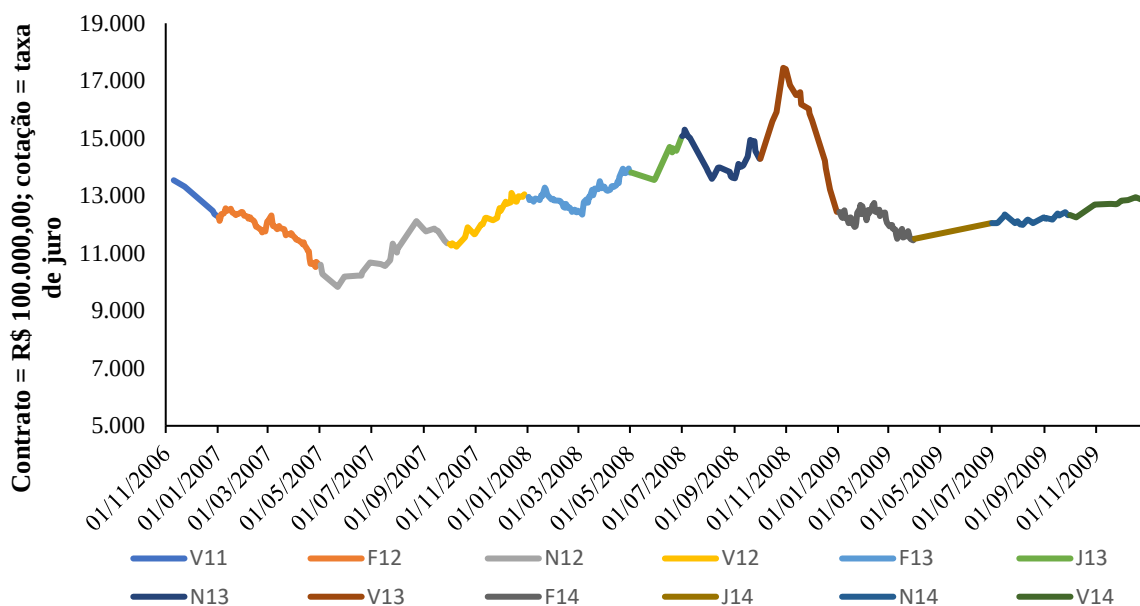
Diferentemente das séries de três meses de duração, que contavam com remissões mensais consecutivas, a periodicidade de reemissão e a distribuição de vencimentos dos contratos de futuros longos por parte da BM&F variou durante o horizonte temporal analisado. Para elaboração deste modelo, em casos de ausência do derivativo de 5 anos foram empregados os contratos de prazo mais longo disponível. De novembro de 2006 até fevereiro de 2007, foi utilizado o contrato “DOLF10”, que corresponde a janeiro de 2010, enquanto para março de 2007, o de código “DOLF11”. De abril em diante, foram lançados produtos com vencimentos semestrais para o quinto ano posterior ao pregão, permitindo a mineração de dados mais fidedignos à proposta. A partir de 2009, foram disponibilizados futuros com vencimentos trimestrais, incrementando a qualidade agregada da composição de 9 séries temporais.

Figura 7. Série da cotação de contratos futuros de dólar comercial de longo prazo



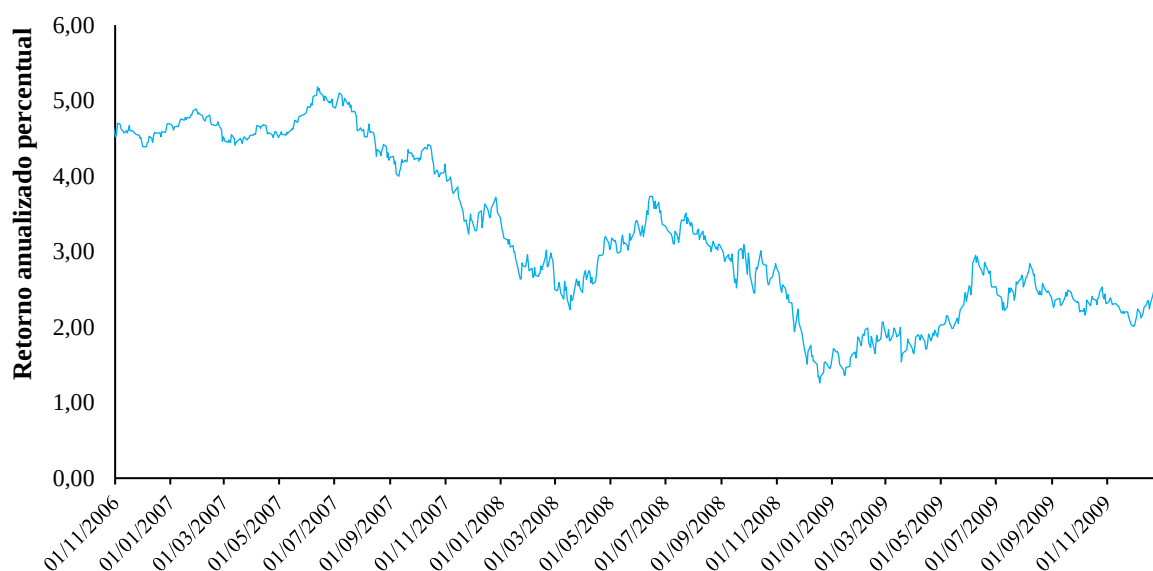
Fonte: Séries históricas de derivativos no sistema de pregão da BM&F (https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/historico/derivativos/resumo-estatistico/sistema-pregao)

No caso da taxa de juros doméstica de longo prazo, a disponibilidade perene de contratos futuros trimestrais com prazo de 5 anos para os depósitos interfinanceiros de um dia (DI1) da BM&F viabilizou a agregação de 12 séries consecutivas, em linha com a estratégia implementada no curto prazo. No entanto, a frequência de pregões ilíquidos em certas janelas, especialmente no mês de abril de 2009, exigiu a adoção de uma solução pragmática consistida pela replicação do valor do último negócio efetuado, preservando assim a continuidade da série temporal necessária para a análise.

Figura 8. Série de taxa de juros doméstica de longo prazo

Fonte: Séries históricas de derivativos no sistema de pregão da BM&F (https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/historico/derivativos/resumo-estatistico/sistema-pregao)

A variável de juros estrangeiros adotada foi o retorno anualizado cotado à mercado dos títulos do tesouro americano com maturidade constante de 5 anos, fornecida pela divisão de pesquisa econômica do Federal Reserve Bank de Saint Louis, em seu portal digital. Referência global de taxas de juros livres de risco, esse indicador é o mais apropriado à condução da investigação da paridade coberta de juros mediante diferenciais de risco.

Figura 9. Série de taxa de juros externa de longo prazo

Série: US 5Y Treasury Securities (DGS5). Fonte: Economic Research Division, Federal Reserve Bank of St. Louis - FRED Graph Observations – (Link: <https://fred.stlouisfed.org>)

Extraída da plataforma Bloomberg TM¹⁸, a série de *Credit Default de Swaps* para títulos brasileiros com cobertura de 5 anos encerra a listagem de dados necessários para a construção do modelo de longo prazo.

Figura 10. Série do prêmio de *Credit Default Swaps* de longo prazo



Fonte: Bloomberg TM.

4.1.3. Estatísticas amostrais

O conjunto necessário para os modelos de PCJ neste trabalho totaliza 9 séries com observações para os 776 dias de negociação decorridos no período¹⁹. Considerando o ajuste promovido para pregões ilíquidos, a única série com dados ausentes é a de *Credit Default Swaps* de 6 meses, e tende a não impor prejuízos à análise caso o cenário observado por Skinner de sustentação da PCJ no curto prazo se confirme.

O valor dos contratos futuros mostrou-se consistentemente superior ao valor à vista do dólar comercial, retratando a expectativa média de depreciação da moeda brasileira em 0,028 para o curto prazo e 0,686 para o longo. Isso sugere expectativas lineares de deterioração do real, possivelmente atribuídos à riscos de crédito e inflação. Não se verificou em momento algum a ocorrência de *backwardation*, a inversão de precificação onde contratos futuros são negociados com desconto sobre o valor à vista.

O valor negativo da curtose da taxa de câmbio à vista observado no Brasil contraria noções típicas acerca das propriedades de retornos de séries temporais financeiras, conforme descrito por

¹⁸ A série de CDS de 5 anos foi gentilmente fornecida ao autor deste estudo por um ex-colega que trabalha em uma instituição financeira. Entretanto, não fora possível ampliar a cortesia para a finalidade previamente mencionada de sintetização da taxa de câmbio futura através de Swaps.

¹⁹ Todas as séries utilizadas estão disponíveis no endereço DOI “10.6084/m9.figshare.25476724”.

Pellegrini e Rodriguez (2007). Skinner e Mason (2001) salientaram o fato sem oferecer uma justificativa econômica para tal fato. É possível que estas propriedades estejam relacionadas às conclusões da pesquisa de Ventura Fernandes (2008), que destaca a liderança do mercado futuro na formação da cotação *spot* no Brasil em virtude de restrições impostas pelo BCB ao acesso da moeda à vista, impactando no padrão de retorno.

Tabela 1. Estatísticas da amostra doméstica

<i>Brasil</i>	<i>Spot</i>	<i>Fut. 3m</i>	<i>Fut. 5a</i>	<i>Juro 3m</i>	<i>Juro 5a</i>	<i>CDS 6m</i>	<i>CDS 5a</i>
Média	1,936	1,964	2,622	11,439	12,617	56,202	160,444
Mediana	1,906	1,927	2,545	11,462	12,360	34,700	122,591
Desvio Padrão	0,227	0,232	0,315	1,635	1,398	77,633	97,221
Curtose	- 0,873	- 0,833	1,358	- 0,841	0,893	6,847	1,739
Assimetria	0,382	0,451	1,352	- 0,419	0,811	2,338	1,561
Amplitude	0,941	0,956	1,701	5,806	7,620	550,000	525,364
Mínimo	1,559	1,586	2,166	8,590	9,830	20,930	61,500
Máximo	2,500	2,542	3,867	14,396	17,450	550,000	586,864
Nº de Observações	776	776	776	776	776	501	776

Fonte: Elaborado pelo autor. Da esquerda para a direita, a tabela reporta as estatísticas da amostra para taxa de câmbio à vista, contratos futuros de dólar com prazo de 3 meses e 5 anos, taxas de juros de maturação de 3 meses e 5 anos e *Credit Default Swaps* de cobertura de 6 meses e 5 anos.

No que diz respeito às taxas de juros doméstica e estrangeira, verificou-se a manutenção da característica apontada por Skinner e Mason (2001) de maior variabilidade no curto prazo frente ao longo. O desvio padrão dos CDS mostrou-se acentuado, tanto em termos absolutos, quanto em relação à sua esperança e mediana.

Tabela 2. Estatísticas da amostra estrangeira

<i>Estados Unidos da América</i>	<i>Juro 3M</i>	<i>Juro 5A</i>
Média	3,082	3,210
Mediana	2,790	2,995
Desvio Padrão	1,948	1,063
Curtose	- 1,518	- 1,250
Assimetria	- 0,088	0,238
Amplitude	5,240	3,920
Mínimo	0,250	1,260
Máximo	5,490	5,180
Nº de Observações	776	776

Fonte: Elaborado pelo autor. Da esquerda para a direita, a tabela reporta as estatísticas da amostra para taxas de juros de maturação de 3 meses e 5 anos.

4.2. Desvios de Paridade Coberta de Juros

4.2.1. Modelo clássico e modelo ajustado à risco de crédito

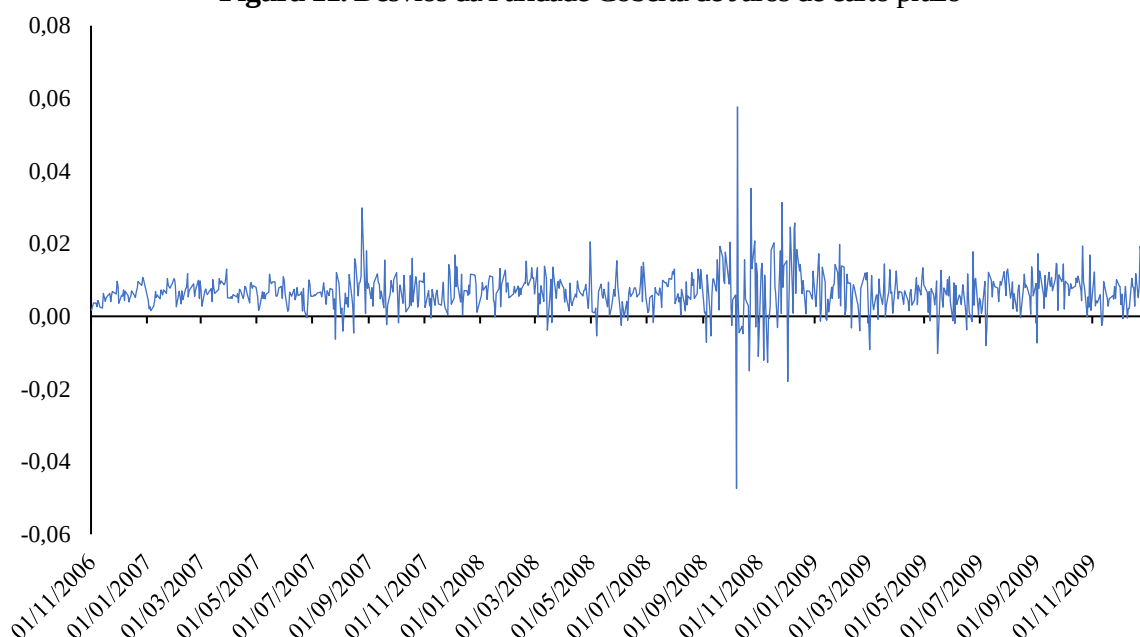
A formulação original da PCJ é comumente denotada em artigos acadêmicos apresentando um cenário ideal onde há correspondência entre o prazo de maturidade do contrato futuro “ F_T ” e das taxas de juros “ i_n ”, expressas em termos anuais. Para realização de seu teste, é preciso ajustar os valores nominais de juros em termos do período de capitalização “ N ” (1 ano) até o tempo decorrido até a maturação do contrato futuro expresso em anos “ T ”. No caso das séries 90 dias, obtém-se $T = \frac{90}{365} \cong 1/4$, enquanto na série longa, $T = 5$. Para linearização da PCJ, parte-se da fórmula apresentada por Cieplinski e Summa (2015, p.4).

$$\begin{aligned}
 i. \quad & F = S * \left(\frac{1+i}{1+i^*} \right)^T \\
 ii. \quad & \ln(F) = \ln(S) - T * (\ln(1+i) - \ln(1+i^*)) \\
 iii. \quad & \ln(F) = \ln(S) - \frac{T}{N} * (i - i^*) \\
 iv. \quad & \ln(F) = \ln(S) - \left(\frac{i-i^*}{N} \right)
 \end{aligned}$$

Deste modo, é possível obter a referência algébrica da série de desvios “ $DPCJ$ ” que conduz a presente etapa:

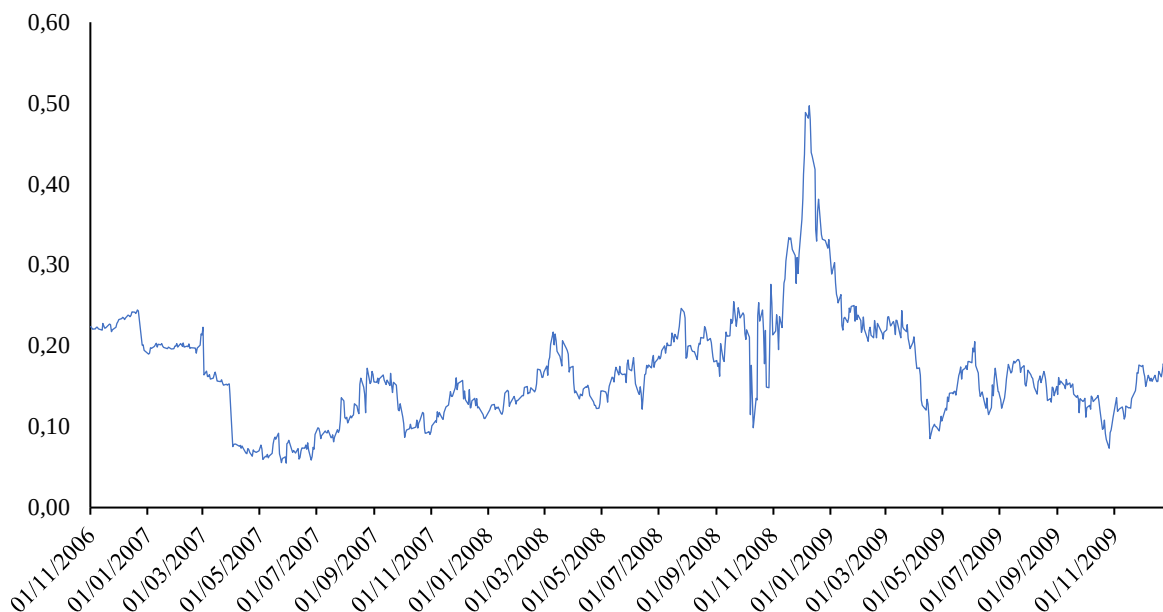
$$v. \quad DPCJ = \ln\left(\frac{F}{S}\right) - \left(\frac{i-i^*}{N}\right)$$

Aplicando este racional às séries apresentadas na subseção 3.1 são obtidos os desvios da PCJ sem ajuste à risco de crédito. No caso do curto prazo, verificou-se na maior parte do tempo a sustentação da condição em uma faixa positiva relativamente próxima ao zero, sugerindo forte atribuição à custos de transação. Desvios não sistemáticos e de maior magnitude passaram a se manifestar conforme desencadeava-se a crise dos “*sub-primes*”, gerando pânico e aversão a risco nos mercados. Embora não seja o intuito deste trabalho, a análise de observações extraordinárias, ou “*outliers*”, pode ser feita de maneira individualizada, partindo da associação a datas relevantes, como as quebras do banco Lehman Brothers e da seguradora AIG.

Figura 11. Desvios da Paridade Coberta de Juros de curto prazo

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo empregado neste estudo dedicado ao caso brasileiro corroborou com a constatação de Skinner e Mason (2001) de não validade da paridade coberta no longo prazo em economias emergentes. A desconexão entre as taxas de câmbio futuras e as expectativas derivadas das taxas de juros domésticas e estrangeiras ficou evidente em torno da crise financeira de 2008, onde houve um pico significativo de volatilidade. O uso de *Credit Default Swaps* como indicador de risco percebido para o ajuste de diferenciais de juros da PCJ se mostrou valioso ao permitir a padronização de parâmetros entre as diversas moedas abrangidas no estudo de referência. No entanto, os próprios autores salientaram as limitações deste método em análises com maior ênfase no papel do risco de crédito, identificando persistente sobre precificação do derivativo no caso brasileiro. Além disso, o mercado de *Credit Default Swaps* passou por desafios significativos durante e após a crise financeira de 2008 que vieram a comprometer seu papel como uma métrica de risco fiel.

Figura 12. Desvios da Paridade Coberta de Juros de longo prazo

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em norma, prêmios de *Credit Default Swaps* são calculados em bases anuais e sua cotação determina o custo de assegurar um montante de US\$ 10.000,00 por um período, devendo ser trazidos à ordem de grandeza dos juros nominais no contexto do ajuste. Algebricamente, o spread de CDS é adicionado à taxa de juros estrangeira para calcular a versão da PCJ com risco de crédito. Deste modo, denota-se:

$$vi. \quad \frac{F}{S} = \left[\frac{(1-i^*)}{(1+i)} \right]^N - \left[\frac{(1-i)^{N-1}}{i} \right] * \frac{CDS}{(1-i)^N}$$

Mediante à aplicação de logaritmos para linearizar os termos de juros compostos, resulta-se nos desvios ajustados²⁰:

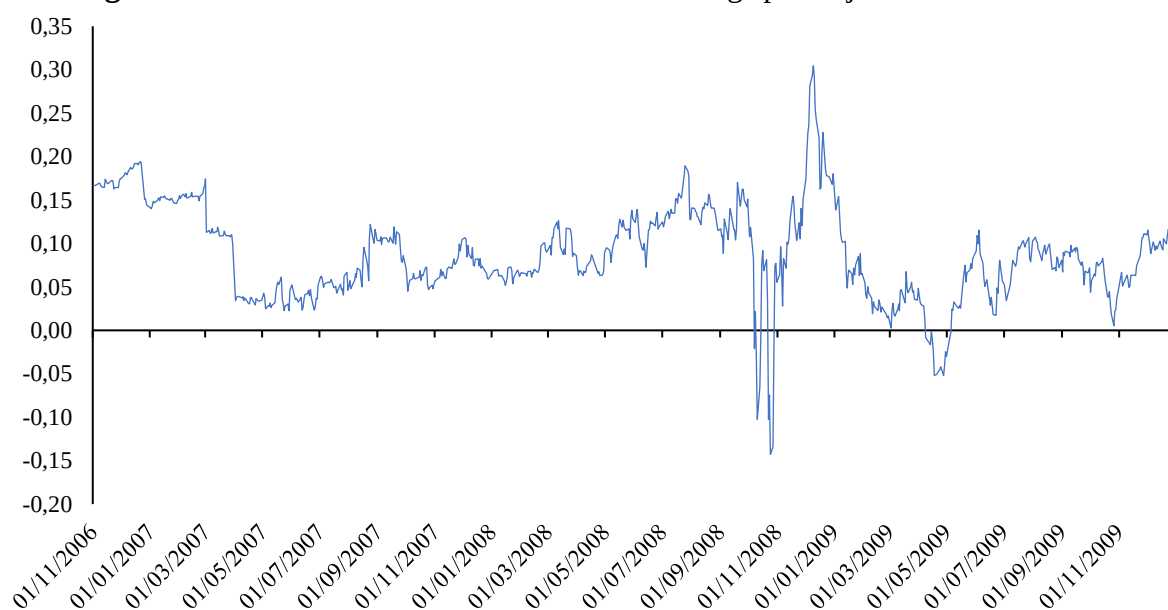
$$vii. \quad DPCJ_{Ajustada \text{ à Risco}} = \ln \left(\frac{F}{S} \right) - \left(\frac{i - (i^* + CDS)}{N} \right)$$

Em teoria, a eliminação do risco de calote por meio do seguro torna os investidores propensos a aproveitarem todas as oportunidades de arbitragem livre de risco indicadas pelos desvios da PCJ. No entanto, verificou-se que, mesmo com a introdução de CDS, os desvios permaneceram, havendo em certo momento a inversão de sinal da PCJ, que pode indicar sobrepreço nestes instrumentos. Blanco (2005)

²⁰Método da expansão de Taylor.

investigou empiricamente esta imperfeição, constatando que o spread relativo a títulos corporativos de graus de risco semelhantes é consistentemente menor que o prêmio dos CDS.

Figura 13. Desvios na Paridade Coberta de Juros de longo prazo ajustada a risco de crédito



Fonte: Elaborado pelo autor.

A Tabela 3 consolida as estatísticas relevantes para as séries de desvios de PCJ, com e sem a introdução do fator de risco. O modelo de curto prazo se aproxima do cenário de validade perfeita da teoria, em que a média e desvio padrão seriam nulos. O ajuste promovido no modelo de longo prazo se mostrou limitado, uma vez que não alterou o desvio padrão de forma significativa. A média positiva de desvios indica um descasamento entre os retornos do prêmio futuro e os diferenciais de juros, havendo excesso de retorno de taxas de juros com relação à expectativa de câmbio.

Tabela 3. Estatísticas das séries de desvios resultantes

	<i>DPCJ CP 3M</i>	<i>DPCJ LP 5A</i>	<i>DPCJ LP 5A + CDS</i>
Média	0,0067	0,1673	0,0871
Erro padrão	0,0002	0,0023	0,0019
Mediana	0,0066	0,1592	0,0822
Desvio Padrão	0,0058	0,0644	0,0533
Variância	0,0000	0,0041	0,0028
Curtose	19,0518	4,0541	1,7881
Assimetria	-	1,3314	0,1305
Amplitude	0,1051	0,4418	0,4473
Mínimo	-	0,0549	-
Máximo	0,0576	0,4967	0,3045
Soma	5,19	129,81	67,56
Observações	776	776	776

Fonte: Elaborado pelo autor. Da esquerda para a direita, a tabela reporta as estatísticas para a PCJ de 3 meses, 5 anos e 5 anos ajustada à risco de crédito.

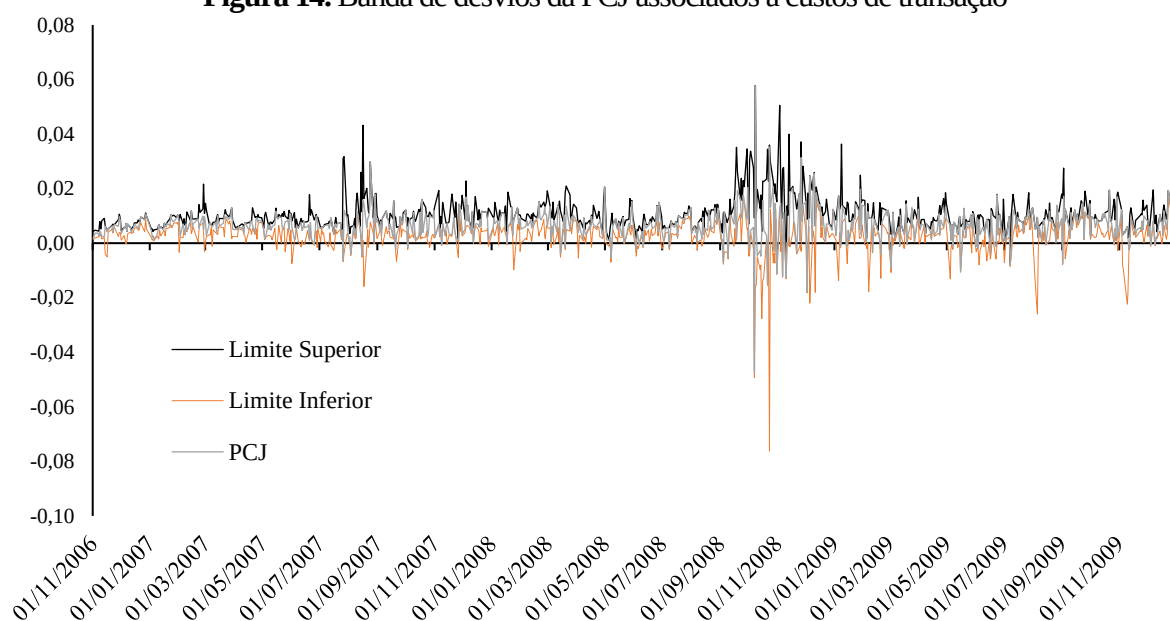
4.2.2. Modelo ajustado à custos de transação

Visualmente, é possível perceber que o comportamento da curva de desvios delineada na figura 11 indica que os custos de transação possam ter um papel relevante na explicação das violações da PCJ de curto prazo. Para testar essa hipótese, é preciso remontar ao conceito de Frenkel e Levich (1975, 1977, 1981) da zona neutra delimitada pelos encargos e emolumentos de negociação, que restringem a viabilidade de operações de arbitragem àquelas com ganhos líquidos superiores a tais custos. O processo envolve a aplicação da expressão “ iv ” à duas novas curvas da PCJ formadas pelos valores limítrofes das variáveis de análise: o *bid-ask spread*. Respectivamente, estes correspondem ao valor mais alto/baixo que o comprador/vendedor está disposto a pagar/receber por um ativo.

Quanto à implementação prática, além das séries PTAX do BCB para compra e venda de dólar spot, foram reunidos dados da BM&F para os preços mínimo e máximo praticados para contratos futuros de dólar e DI à cada pregão. Deste modo, reorganiza-se a expressão “ iv ” implementando as ordens de compra e venda limítrofes das variáveis para estabelecimento do “teto” e “pisso” por onde os desvios da estarão associados à custos de transações:

$$\begin{aligned} \text{viii. } \textit{Limite Inferior} &= \ln(F^{bid}) - \ln(S^{ask}) - (i^{ask} - i_*^{bid}) * \frac{T}{N} \\ \text{ix. } \textit{Limite Superior} &= \ln(F^{ask}) - \ln(S^{bid}) - (i^{bid} - i_*^{ask}) * \frac{T}{N} \end{aligned}$$

Figura 14. Banda de desvios da PCJ associados à custos de transação



Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados corroboraram a expectativa do ajuste, indicando que o grau de influência de custos de transação na explicação dos desvios da PCJ no curto prazo foi significativo para a amostra, mesmo com as limitações dos dados. Durante o período de estresse do mercado causado pela crise financeira de 2008, onde é plausível supor tais custos tenham se expandido, houve um aumento da amplitude da zona neutra que, por conseguinte, acomodou as violações não corrigidas por arbitragem. A magnitude da curtose no limite inferior condiz com a prevalência de *outliers* verificada na curva da Figura 14. Menos de 3% dos desvios observados excederam o limite superior delimitado, enquanto nenhum foi inferior ao limite oposto.

Tabela 4. Estatísticas das séries de ajuste à custos de transação

	<i>DPCJ</i>	<i>Limite Superior</i>	<i>Limite Inferior</i>
Média	0,0067	0,0107	0,0022
Erro padrão	0,0002	0,0002	0,0002
Mediana	0,0066	0,0094	0,0029
Desvio Padrão	0,0058	0,0061	0,0062
Variância	0,0000	0,0000	0,0000
Curtose	19,0518	10,7236	40,8922
Assimetria	- 0,0456	2,3766	- 4,2801
Amplitude	0,1051	0,0676	0,0942
Mínimo	- 0,0474	- 0,0098	- 0,0762
Máximo	0,0576	0,0578	0,0179
Soma	5,1930	8,2756	1,7428
Observações	776	776	776

Fonte: Elaborado pelo autor. Da esquerda para a direita, a tabela representa os desvios da PCJ de curto prazo normal, de seu limite superior e de seu limite inferior.

5. REGRESSÃO

Findadas as etapas de validação empírica e intervenções de ajuste para a PCJ no Brasil, constatou-se inválida a condição no caso de ativos com maturação longa dentro da janela analisada. Deste modo, torna-se natural a implementação de estratégias de regressão que permitam correlacionar fatores exógenos às violações persistentes. Dadas as limitações apresentadas pelos resultados de CDS para ajuste de risco de crédito, foi considerada a série de desvios da PCJ clássica de longo prazo como variável dependente, atrelando-a a um conjunto de três fatores de regressão que representam aspectos de retorno de mercado, volatilidade e tendência estrutural do ciclo econômico, calculados em suas primeiras diferenças. Deste modo, o prêmio de risco é diluído entre componentes de caráter distinto.

5.1. Fatores de Regressão

A primeira variável preditora adotada é o fator de risco de mercado (MF) conforme idealizado por Flama e French (1993), que consiste no retorno médio ponderado do mercado de ações americano com relação à taxa de juros livre de risco. Este mensura o prêmio intrínseco ao mercado de ações de forma coletiva, sem incorporar outros dois pilares da teoria original. Os dados foram extraídos da fonte primária: biblioteca digital dos autores. Skinner (2001) pressupõe que retornos acionários maiores implicam em menor probabilidade de delinquência em títulos soberanos e, por conseguinte, uma correlação negativa com os desvios de paridade.

Amplamente reconhecido nos meios acadêmico e de mercado, adotou-se o índice VIX como vetor de volatilidade implícita e de expectativas de incerteza. Produto de um dos principais formadores de mercado de derivativos do mundo, *Chicago Board of Options Exchange*²¹, consolida expectativas do mercado de opções do S&P 500 em 30 dias. Aumentos na incerteza de mercado acusadas pela métrica do VIX sugerem correlação positiva com os DPCJ.

Por último, é calculado o *market slope*, a componente de tendência ou estrutura a termo de taxas de juros, definida pela diferença entre o retorno anual da curva de juros americana livre de risco em maturações de 10 anos (*10 year Treasury Bonds*²²) e 3 meses (*3 month T-Bill*²³). A dinâmica entre estas

²¹ Dados do CBOE consolidados e disponibilizados pelo Federal Reserve Economic Data. Série de código VIXCLS.

²² Série de código DGS10 disponibilizada pelo Federal Reserve Economic Data.

²³ Série de Código TB3MS disponibilizada pelo Federal Reserve Economic Data. Frequência mensal.

variáveis de curto e longo prazo sugere uma sensibilidade quanto a expectativas de inflação, crescimento econômico e condução de políticas monetárias. Para o mercado americano, o adverso cenário onde a curva de juros curta ultrapassa os retornos da curva longa indica forte movimento contracionista de política monetária, no sentido de arrefecer a economia *vis a vis* reduzir a inflação. Estrella e Mishkin (1997, 1998) relataram que incrementos na resultante do *market slope* (SLOPE) antevêm melhorias na atividade econômica, assim como o inverso sugere aumento de probabilidade de recessões futuras. Os dados foram coletados no portal virtual do Federal Reserve Bank de Saint Louis, Missouri.

Visando garantir a estacionariedade das variáveis independentes e reduzir a de autocorrelação temporal dos resíduos, o modelo foi estruturado na primeira diferença dos termos, conforme denotado na expressão a seguir:

$$x. \quad \Delta DPCJ_{i,m,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta MF_t + \beta_2 \Delta VIX_t + \beta_3 \Delta SLOPE_t + \varepsilon_{i,m,t}$$

A análise de multi-colinearidade não apontou correlações suficientemente significantes para impugnar a escolha de regressores. A relação entre o índice VIX e a estrutura a termo mostrou-se moderada, sugerindo associação entre períodos de incerteza e aumento da inclinação em uma das curvas de juros. Através do teste de Dickey-Fuller (1979) aumentado, verificou-se a inexistência de raiz unitária de modo a rejeitar a hipótese nula na primeira ordem de integração, confirmando a estacionariedade das séries.

Tabela 5. Matriz de Correlações

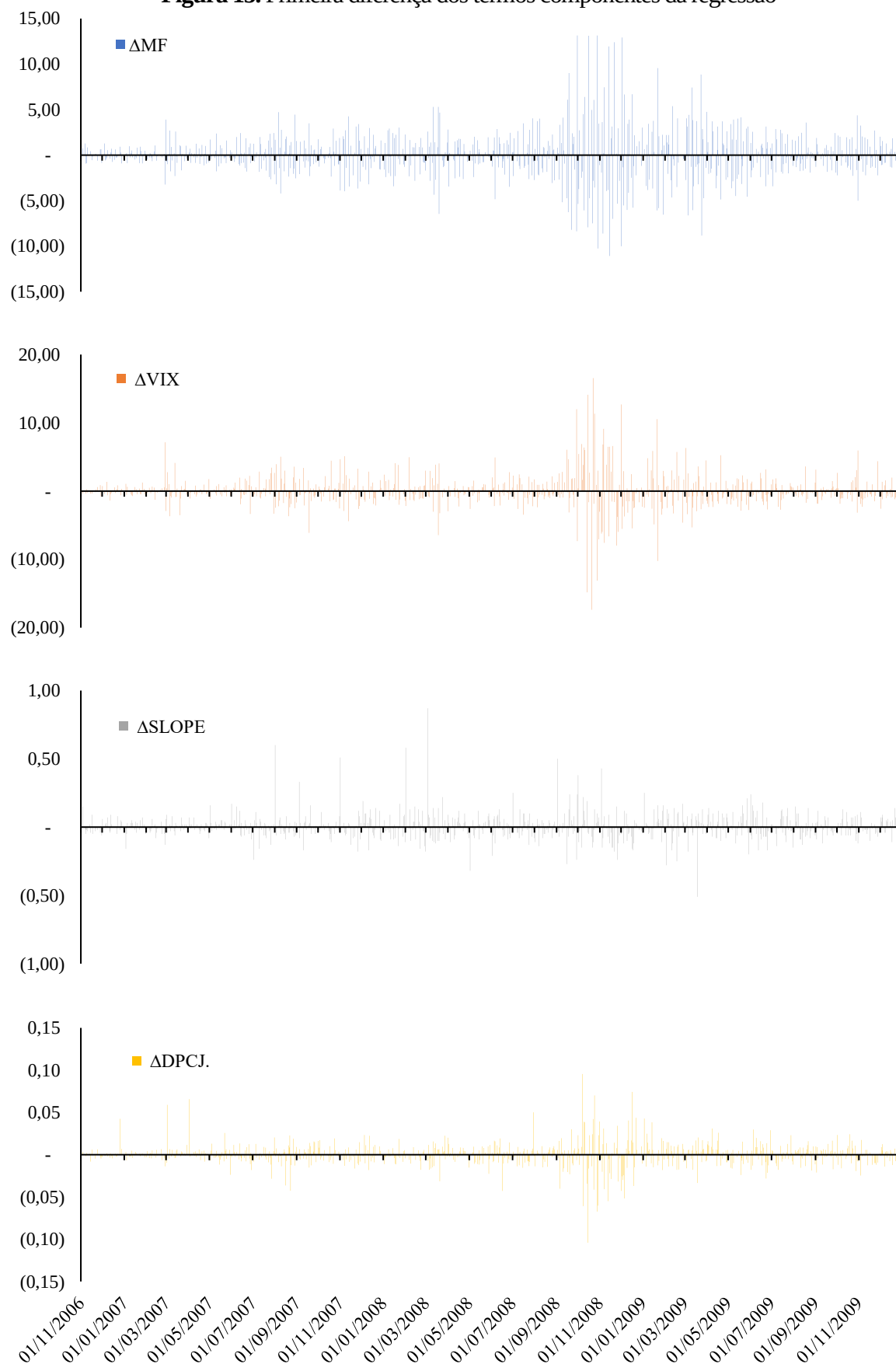
	<i>MF</i>	<i>VIX</i>	<i>SLOPE</i>	<i>DPCJ</i>
MF	1			
VIX	-0,12252	1		
SLOPE	-0,00174	0,5846	1	
DPCJ (5Y)	0,030462	0,532192	0,223889	1

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 6. Teste de raízes unitárias ADF

<i>Variável</i>	<i>Dickey-Fuller</i>	<i>Lag</i>	<i>p-valor</i>
ΔMF	-2.58	4	0.10
ΔVIX	-3.45	5	0.02
$\Delta SLOPE$	-7.10	7	0.00
$\Delta DPCJ (5Y)$	-8.22	9	0.01

Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura 15. Primeira diferença dos termos componentes da regressão

Fonte: Elaborado pelo autor.

5.2. Resultados do modelo de MQO

Através do método de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), foram estimados os coeficientes $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ e β_3 , expostos na Tabela 7 apresentada a seguir. O valor do intercepto β_0 se mostrou nulo, conforme esperado visto que o modelo foi estruturado na primeira ordem de integração. O coeficiente de fator de mercado e de estrutura a termo se mostraram estatisticamente significativos, indicando associações direta e inversa com os desvios da PCJ, respectivamente. No entanto, o p-valor do coeficiente de volatilidade VIX rejeitou a significância estatística desta variável na relação com os DPCJ, conflitando com as expectativas. Isto indica a possibilidade de efeitos de defasagem (*lag*) ou a autocorrelação em volatilidade verificada por Skinner (2011). Adicionalmente, o pequeno valor observado para o R-Quadrado implica que a regressão linear teria pouco poder explicativo quanto aos desvios, impondo a necessidade de uma reestruturação com um modelo mais sofisticado.

Tabela 7. Estatísticas do modelo de regressão por MQO

<i>Termo</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>F-Estatística</i>	<i>p-valor</i>
(Intercepto)	0,0000	0,0005	0,0008	0,9993
ΔMF	0,0006	0,0002	2,6995	0,0071
ΔVIX	0,0000	0,0002	0,0822	0,9344
$\Delta SLOPE$	- 0,0196	0,0055	- 3,5398	0,0004

Fonte: elaborado pelo autor. Valores arredondados na quarta casa decimal.

Quanto à análise dos resíduos, foi realizado o teste de Chi-Quadrado (χ^2) para averiguação de heterocedasticidade e efeitos ARCH. O resultado obtido, $\chi^2 = 167,21$, com p-valor de ordem de grandeza na décima sexta casa decimal ($<2.2e-16$), evidenciou a variância condicional dos resíduos.

5.3. Modelo GARCH

Tendo em vista que o modelo de MQO não atendeu às premissas da regressão linear de resíduos independentes e identicamente distribuídos, foi preciso expandi-lo de modo a acomodar os padrões de estrutura e autocorrelação serial observados. Para tanto, foi implementado um modelo GARCH (1,1) estimado por máxima verossimilhança com termo de erro desmembrado em componentes constante α_0 , de volatilidade defasada (*lag*) α_1 e de variância ajustada β , conforme denotado a seguir:

$$xi. \quad \sigma_{i,m,t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{i,m,t-1}^2 + \beta \sigma_{i,m,t-1}^2$$

Tabela 8. Resultados GARCH

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>
α_0^{***}	0,0000	-
α_1^{***}	0,0767	0,0154
β^{***}	0,8639	0,0134

Fonte: elaborado pelo autor. Valores arredondados na quarta casa decimal.

Em oposição aos resultados obtidos por Skinner e Mason (2011) para o caso da PCJ de 5 anos, a condição de não-negatividade foi confirmada uma vez que a soma dos coeficientes α_1 e β é menor que 1, evidenciando o sucesso do modelo na captura da heterocedasticidade condicional dos dados. Com isso, não foi preciso reproduzir o teste de estimativas de Newey e Este (1987) conforme o artigo mencionado. Os coeficientes do modelo GARCH corroboraram com a pressuposição de que a volatilidade teria papel relevante na determinação de desvios da PCJ. Ambas as componentes de volatilidade pregressa e variância condicional indicaram significância estatística, demonstrando a presença de memória na estrutura da série de DPCJ.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho se propôs a avaliar a validade da PCJ no Brasil através de uma abordagem metodológica inspirada em Skinner e Mason (2011), considerando ajustes a custos de transação e prêmios de risco complementada por modelos GARCH para o tratamento da volatilidade dos dados. Embora o horizonte temporal adotado atravessasse o período de turbulência em mercados ocasionado pela crise financeira de 2008, não foram empregadas estratégias econométricas de decomposição da série para uma análise segregada dos impactos deste evento. Esta escolha visou avaliar se a estrutura de desvios se alteraria após o choque e avaliar a efetividade dos ajustes tradicionais da literatura empírica de Paridade Coberta de Juros no contexto de mercados emergentes.

Os resultados do modelo de curto prazo apresentaram pequena evidência de desvios positivos na PCJ entre a moeda brasileira e estadunidense, quase inteiramente explicados pelos custos de transação, mostrando-se eficaz mesmo diante de certas na base de dados de spread de compra e venda. Os aumentos de volatilidade percebidos durante os meses mais intensos da crise financeira não se traduziram em aumento dos DPCJ, uma vez que os limites da zona neutra também se esticaram de modo a acomodar as variações. No longo prazo, constatou-se a não validade da PCJ mesmo quando ajustada à prêmio de risco via securitização de dívida. A inversão no sinal da série de DPCJ após o ajuste de *Credit Default Swaps* durante o período da crise sugere que o aumento da incerteza tenha se manifestado de forma exacerbada nos prêmios do derivativo, corroborando com Skinner e Mason (2011). O modelo de regressão para explicação da DPCJ tentou associar fatores de mercado a origem das violações, resultando em coeficientes com baixo poder de explicação da variável dependente e efeitos ARCH nos resíduos. Ao contrário do imaginado, a variável independente de volatilidade (VIX) não apresentou coeficiente com significância estatística através da regressão via MQO. Quando ajustados os resíduos em modelo GARCH, foi possível confirmar as propriedades de volatilidade em agrupada (*clusters*) e memória temporal. De todo o modo, com base nos resultados obtidos, não é possível afirmar que as variáveis explicativas elencadas forneceram um desempenho satisfatório no contexto dos desvios da PCJ de longo prazo.

De modo geral, os resultados de curto prazo reforçaram a validade da condição de Paridade Coberta de Juros na determinação de taxas futuras de câmbio, mesmo sem qualquer ajuste ao prêmio de risco. O método de ajuste ao risco de crédito por meio de *Credit Default Swaps* para o longo prazo não se mostrou eficaz, indicando que tal derivativo pode não incorporar plenamente as componentes do risco soberano.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALIBER, R. Z., The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation. **Journal of Political Economy**, p.1451-1459, 1973.

BABA, N.; PACKER, F. Interpreting deviations from covered interest parity during the financial market turmoil of 2007–08, **Journal of Banking and Science**, v.33, n.11, p.1953-1962, 2009.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; SATYA D. Transaction Costs and the Interest Parity Theorem, **Journal of Political Economy**, v.93, n.8, p.793-799, 1985.

BAKSHI, G., KAPADIA, N.; MADAN, D. Stock return characteristics, skew laws and the differential pricing of individual equity options. **The Review of Financial Studies**, v.16, n.1, p.101-143, 2003.

BALKE, N. S.; WO HAR, M. E. **Nonlinear Dynamics and Covered Interest Rate Parity**. *Working Paper* do departamento de pesquisa do Federal Reserve Bank of Dallas, n.1, 1997. Disponível em <https://link.springer.com/article/10.1007/BF01205993> Acessado em outubro de 2023.

BANK OF INTERNATIONAL SETTLEMENTS, **Triennial Central Bank Survey: OTC foreign exchange turnover in April 2022**, Monetary and Economic Department, Basileia, 2022.

BLANCO, R., BRENNAN S., MARCH I. An empirical analysis of the dynamic relation between investment-grade bonds and credit default swaps. **The Journal of Finance**, v.60, p.2255-2281, 2005.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v.31, p. 307-328, 1986.

CASSEL, G. **Money and foreign exchange after 1914**. Constable and Company Limited, Londres, 1922.

CERUTTI, E.; ZHOU, H. **Uncovering CIP deviations in Emerging Markets: Distinctions, Determinants and Disconnect**. Working Paper do Fundo Monetário Internacional, v. 23, n.28, 2023. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2023/02/10/Uncovering-CIP-Deviations-in-Emerging-Markets-Distinctions-Determinants-and-Disconnect-529681> Acessado em novembro de 2023.

CIEPLINSKI, A; BRAGA, J; SUMMA, R. Avaliação empírica do teorema da paridade coberta de juros entre o real brasileiro e o dólar americano (2008-2013), **Nova Economia**, v.28, n.1, p.213-243, 2018.

CIEPLINSKI, A; SUMMA, R. Keynesian Roots of Interest Parity Theorems. Texto para Discussão n.x, Instituto de Economia da UFRJ, 2015.

CLINTON, K. Transactions Costs and Covered Interest Arbitrage: Theory and Evidence. **Journal of Political Economy**, v.96, n.4, p.358-370, 1988.

COSTA, M. G.; MARÇAL, E. F. **Deviations from Covered Interest Parity: The role played by fundamentals, financial and political turmoils and market frictions**. Working Paper da FGV – São Paulo School of Economics – CEMAP, n.503, 2019. Disponível em <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/27455/TD%20503%20-%20CEMAP%2014%20CEQEF%2050CC.pdf?sequence=1> Acessado em outubro de 2023.

COULBOIS, P.; PRISSERT, P. Forward exchange, short term capital flows and monetary policy. **De Economist**, v. 122, n. 4, p.283-308, 1974.

COULBOIS, Paul; PRISSERT, Pierre. Forward exchange, short term capital flows and monetary policy: A reply. **De Economist**, v. 124, n. 4, p. 490-492, 1976.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, 1979.

DUARTE, A. P. Paridade do Poder de Compra e das Taxas de Juro: Um Estudo Aplicado a Três Países da UEM*. **Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra – Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF)**, Coimbra, Portugal, 2001.

EINZIG, P. **The Theory of Forward Exchange**. Macmillan, Londres, 1937.

ESTRELLA, A., & MISHKIN F. Predicting U.S. recessions: Financial variables as leading indicators. **Review of Economics and Statistics**, v.80, p.45-61, 1998.

ESTRELLA, A.; MISHKIN F. The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European central bank. **European Economic Review**, v41, p.1375-1401, 1997.

FAMA, F.; FRENCH, K. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v.33, p 3-56, 1993.

FERNANDES, A. V. **Microestrutura do mercado cambial brasileiro: Comparação do mercado à vista e futuro**. Dissertação de mestrado na Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil, 2008.

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

FLETCHER, D.; TAYLOR L. W. A Nonparametric Analysis of Covered Interest Parity in Long-Date Capital Markets, **Journal of International Money and Finance**, v.13, n.8, p.459-475, 1994.

FONG, W.M.; VALENTE, G.; FUNG, J. K. W. Covered interest arbitrage profits: The role of liquidity and credit risk. **Journal of Banking & Finance**, v. 34, n. 5, p. 1098-1107, 2010.

FRENKEL, J. A.; LEVICH R. M. Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits? **Journal of Political Economy**, v.83, n.4, p.325-338, 1975.

FUKUDA, S.; TANAKA, M. Monetary policy and covered interest parity in the post GFC period: Evidence from the Australian dollar and the NZ dollar. **Journal of International Money and Finance**, v.74, p.301-317, 2017.

GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. Taxa de Juros, risco cambial e risco Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico – PPE**, v.33, n.2, p.253-297, 2003.

ISARD, P. **Uncovered Interest Parity**. Working paper do Fundo Monetário Internacional, n.06, 1996. Disponível em <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/001/2006/096/article-A001-en.xml> Acessado em novembro de 2023.

KEYNES, J. M. **A tract on monetary reform**. McMillan, Londres, 1923.

KOSSA, K. T. Z. **The impact of macrofinancial variables on Covered Interest Parity violations after the 2008 global financial crisis**. Dissertação de mestrado na Université Laval, Québec, Canadá, 2020.

LEVICH, R. Empirical Studies of Exchange Rates, **Handbook of International Economics 2**, Amsterdam: Elsevier Publisher B, p.1025-1035, 1985.

LEVICH, R. Is the Foreign Exchange Market Efficient? **Oxford Review of Economic Policy**, v.5, n.3, 40-66, 1989.

MAASOUMI, E.; PIPPENGER, J. Transaction Costs and the Interest Rate Parity Theorem: Comment, **Journal of Political Economy**, v.97, n.2, p.236-243, 1989.

MCCALLUM, B. T. International monetary economics. **Oxford: Oxford University Press**, v.270, 1996.

MIGUEL, P. P. Paridade de juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidência dos anos 90. **Rio de Janeiro, 23º Prêmio BNDES de Economia**, BNDES 2001.

PELLEGRINI, S.; RODRIGUEZ, A. Financial Econometrics and SV models. Departamento de estatística da Universidade Carlos III de Madrid, 2007.

PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 58, n. 1, p. 165-193, 1990.

ROSSI, P.; ARAUJO, E.; BARBOSA-FILHO, N. H. Ajuste da taxa de câmbio à paridade coberta da taxa de juro no Brasil. **Nova Economia**, v.30, n.1, p.95-110, 2020.

SILVA, S. S.; TRICHIES, D.; HILLBRETCH, R. O. Investigação da mobilidade de capitais da Paridade coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis. **EconomiA**, v.10, n.3, 2009.

SKINNER, F. S.; MASON, A. Covered interest rate parity in emerging markets. **International Review of Financial Analysis**, v.20, n.2, p.219-236, 2003.

SPRAOS, J. The theory of forward exchange and recent practice. **The Manchester School**, v.21, n.2, p.87-117, 1953.

TAYLOR, M. P. Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence. **The Economic Journal**, v.99, n.396, p.376-391, 1989.

TAYLOR, M. P. Risk premia and foreign exchange: a multiple time series approach to testing uncovered interest rate parity. **Weltwirtschaftliches archive**, v.123, n.4, p.579-591, 1987b.

TSIANG, S. C. A Theory of Foreign-Exchange Speculation under a Floating Exchange System. **The Journal of Political Economy**, v. 66, n. 5, p.399-418, 1958.

TSIANG, S. C. **The Theory of Forward Exchange and Effects of Government Intervention on the Forward Exchange Market**. Staff paper da divisão de estudos especiais do Fundo Monetário Internacional, v.7, n.1, p. 75-106, 1959. Disponível em <https://economics.cornell.edu/s-c-tsiang-macroeconomics-workshop>. Acessado em novembro de 2023.

VILARINO, D. Previsão da ETTJ Brasileira com Fatores Latentes e Variáveis Macroeconômicas via Filtro de Kalman. **INSPER**, São Paulo, 2011.

APÊNDICE I

Código em Python para extração de dados da BM&F:

```
pip install selenium
```

```
pip install BeautifulSoup4
```

```
pip install pandas
```

```
from selenium import webdriver
```

```
from selenium.webdriver.common.by import By
```

```
from selenium.webdriver.support.ui import WebDriverWait
```

```
from selenium.webdriver.support import expected_conditions as EC
```

```
from selenium.common.exceptions import NoSuchElementException
```

```
from bs4 import BeautifulSoup
```

```
import pandas as pd
```

```
import time
```

```
from datetime import datetime
```

```
options = webdriver.ChromeOptions()
```

```
driver = webdriver.Chrome(executable_path='/Users/downloads', options=options)
```

```
caminho_arquivo = '/Users/downloads/TCC.xlsx'
```

```
df_dados = pd.read_excel(caminho_arquivo)
```

```
dados_com_erro = []
```

```
mercadoria = 'DI1'
```

```
wait = WebDriverWait(driver, 10)
```

```
for index, row in df_dados.iterrows():
```

```
    if index >= 1 and row['D.U'] == 1:
```

```
        data = row['Data'].strftime('%d/%m/%Y')
```

```
        try:
```

```
            driver.get('https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/historico/derivativos/resumo-estatistico/sistema-pregao/')
            driver.switch_to.frame(driver.find_element_by_tag_name("iframe"))
```

```
            wait.until(EC.presence_of_element_located((By.ID, 'dData1'))).send_keys(data)
```

```
            wait.until(EC.presence_of_element_located((By.ID, 'comboMerc1'))).send_keys(mercadoria)
```

```
            time.sleep(5)
```

```
            soup = BeautifulSoup(driver.page_source, 'html.parser')
```

```
            tabela_vencimento_temp = soup.find('td', {'id': 'MercadoFut0'})
```

```
            tabela_volume_temp = soup.find('td', {'id': 'MercadoFut1'})
```

```
            tabela_dados_temp = soup.find('td', {'id': 'MercadoFut2'})
```

```
            if tabela_vencimento_temp and tabela_volume_temp and tabela_dados_temp:
```



```

tabela_vencimento = tabela_vencimento_temp.find('table')
tabela_volume = tabela_volume_temp.find('table')
tabela_dados = tabela_dados_temp.find('table')

df_vencimento = pd.read_html(str(tabela_vencimento))[0]
df_volume = pd.read_html(str(tabela_volume))[0]
df_dados = pd.read_html(str(tabela_dados))[0]

max_length = max(len(df_vencimento), len(df_volume), len(df_dados))
df_vencimento = df_vencimento.reindex(range(max_length))
df_volume = df_volume.reindex(range(max_length))
df_dados = df_dados.reindex(range(max_length))

df_final = pd.concat([df_vencimento, df_volume, df_dados], axis=1)

data_formatada = datetime.strptime(data, '%d/%m/%Y').strftime('%Y-%m-%d')
nome_arquivo = f'/Users/downloads{mercadoria}_{data_formatada}.xlsx'
df_final.to_excel(nome_arquivo, index=False)
print(f'Dados salvos com sucesso em '{nome_arquivo}''')

else:
    datas_com_erro.append(data)
    continue

except NoSuchElementException:
    datas_com_erro.append(data)
    driver.refresh()
    continue
except Exception as e:
    datas_com_erro.append(data)
    print(f'Erro ao processar a data {data}: {e}')
    driver.refresh()
    continue

driver.quit()

if datas_com_erro:
    print("Não foi possível extrair os dados para as seguintes datas:")
    for data_erro in datas_com_erro:
        print(data_erro)
else:
    print("Dados foram extraídos com sucesso.")

```

Código VBA para depuração de base de dados

```

Sub ExtrairDadosDI1()
    Dim pasta As String
    Dim arquivo As String
    Dim data As Date
    Dim codigo As String
    Dim wsDestino As Worksheet

```

```
Dim wsOrigem As Worksheet
Dim ultimaLinha As Long
Dim i As Long
Dim j As Integer

pasta = "C:\Users\Luiz\Documents\TCC\Dados\DADOS B3\DI1\"

Set wsDestino = ThisWorkbook.ActiveSheet

For i = 2 To wsDestino.Cells(Rows.Count, 1).End(xlUp).Row
    data = wsDestino.Cells(i, 1).Value

    codigo = wsDestino.Cells(i, 2).Value

    arquivo = pasta & "dados_b3_DI1_" & Format(data, "yyyy-mm-dd") & ".xlsx"

    If Dir(arquivo) <> "" Then
        Set wsOrigem = Workbooks.Open(arquivo).Sheets(1)

        ultimaLinha = wsOrigem.Cells(wsOrigem.Rows.Count, 1).End(xlUp).Row
        For j = 1 To ultimaLinha
            If wsOrigem.Cells(j, 1).Value = codigo Then
                wsOrigem.Range("B" & j & ":O" & j).Copy wsDestino.Cells(i, 3)
                Exit For
            End If
        Next j

        wsOrigem.Parent.Close False
    Else
        MsgBox "Arquivo não encontrado: " & arquivo
    End If
Next i
End Sub
```

