

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**JUROS NO BRASIL: UMA ANÁLISE À LUZ DOS RISCOS PAÍS E
CAMBIAL NA ÚLTIMA DÉCADA**

LUCAS SEABRA MAYNARD DA SILVA
MATRÍCULA: 1310770

ORIENTADOR: MÁRCIO GOMES PINTO GARCIA

DEZEMBRO DE 2016

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**JUROS NO BRASIL: UMA ANÁLISE À LUZ DOS RISCOS PAÍS E
CAMBIAL NA ÚLTIMA DÉCADA**

LUCAS SEABRA MAYNARD DA SILVA
MATRÍCULA: 1310770

ORIENTADOR: MÁRCIO GOMES PINTO GARCIA

DEZEMBRO DE 2016

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri a nenhuma forma de ajuda externa para realizá-lo, exceto quando autorizado pelo professor orientador.

Lucas Seabra Maynard da Silva

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Agradecimentos

Ao meu orientador, Márcio Garcia, agradeço pelos ensinamentos ao longo do trabalho e pelas fundamentais oportunidades oferecidas ao longo de toda a graduação.

Ao professor e chefe Marco Cavalcanti, agradeço pelos ensinamentos em econometria e pela primeira oportunidade de estágio em pesquisa econômica no IPEA.

À família, agradeço pelo apoio incondicional ao longo dos quatros anos, tanto nas vitórias quanto nas derrotas.

Aos amigos e à instituição PUC Rio, agradeço pela parceria e pelo estímulo, fazendo com que cada dia de aula nunca fosse apenas “mais um dia de aula”.

“In God we trust, all others bring data.”

William Edwards Deming, (1900-1993)¹

¹Na internet, essa citação é largamente atribuída a Deming e a Robert W. Hayden; entretanto, de acordo com Trevor Hastie em “The Elements of Statistical Learning” (2001), “*Professor Hayden told us that he can claim no credit for this quote, and ironically we could find no “data” confirming that Deming actually said this.*”

Sumário

1	Introdução	1
2	O Risco Cambial	5
2.1	A Formação da Taxa de Juros	5
2.2	O Arcabouço Teórico	7
2.3	Resultados para o Brasil	8
2.4	A Evolução do Coeficiente de Fama	11
2.5	Análise de Regressão do Risco Cambial	15
3	O Risco País	17
3.1	Mobilidade de Capitais	17
3.2	Outras medidas para o Risco País	18
3.3	Análise de Regressão do Risco País	19
4	Riscos Primos	22
5	Conclusão	25

Lista de Figuras

1	Taxa de Juros do Banco Central: Países Centrais x Brasil	1
2	Taxa de Juros do Banco Central: Países Emergentes	1
3	Taxas de Juros no Brasil	2
4	Decomposição da Taxa de Juros no Brasil	6
5	Regressões de Fama: Variáveis	9
6	Evolução do Coeficiente de Fama	11
7	Coeficiente de Fama x EMBI+BR	12
8	Coeficiente de Fama x Volatilidade do IPCA em 12 meses	13
9	Coeficiente de Fama x Crescimento Real do PIB per capita	13
10	Medidas de Risco País	19
11	O Fenômeno dos Riscos Primos	22
12	A Evolução do Coeficiente de Correlação	23

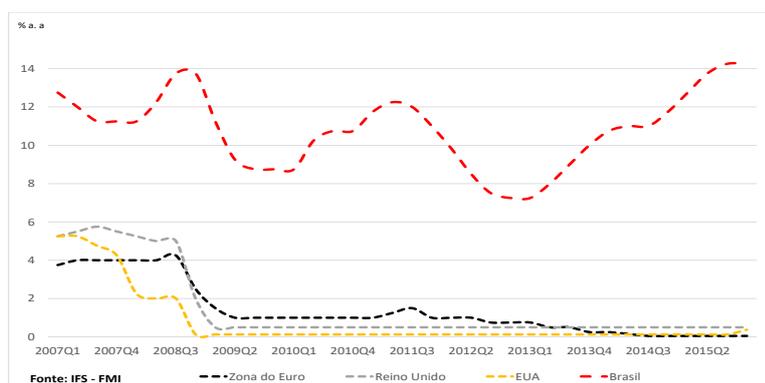
Lista de Tabelas

1	Teste ADF das Variáveis da Regressão de Fama*	10
2	Estimação por MQO da Segunda Regressão de Fama	10
3	Estimação por MQO da Primeira Regressão de Fama	10
4	Correlação do Risco Cambial com as Variáveis Explicativas	15
5	Modelo de Correção de Erros para o Risco Cambial	15
6	Correlação do Risco País com Variáveis Explicativas	20
7	Modelo de Correção de Erros para o Risco País	20
8	Teste ADF das Variáveis dos Riscos Primos *	24
9	Teste de Johansen (Máximo Autovalor)	24

1 Introdução

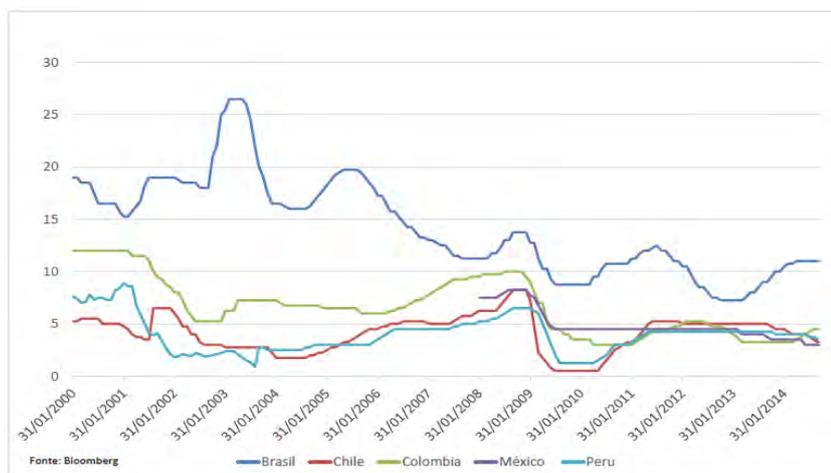
É fato notório que no Brasil se pratica uma das mais altas taxas básicas de juros, e causa maior perplexidade o fato de que, após a crise financeira de 2008, as taxas globais estarem excepcionalmente baixas. Enquanto o *zero lower bound* foi atingido em alguns países desenvolvidos, o Brasil lidera um ingrato ranking em que o segundo colocado trabalha com um juros quase três vezes menor². O gráfico abaixo apresenta dados trimestrais para as taxas de juros de política monetária praticadas num selecionado grupo de países centrais e no Brasil:

Figura 1: Taxa de Juros do Banco Central: Países Centrais x Brasil



Fica clara a trajetória declinante após a crise: os juros básicos saem de um intervalo entre 4 e 6 pontos percentuais (p.p) ao ano para abaixo de 1 p.p, e permanecem estacionados por um prolongado período. Enquanto isso, a taxa de juros mínima praticado no Brasil foi da ordem de 9 p.p, prontamente retornando para 12 p.p em 2011. É interessante observar que essa disparidade permanece quando se compara com uma amostra de outros países emergentes. O próximo gráfico apresenta dados mensais dos juros básicos praticados no Brasil, no Chile, na Colômbia, no México e no Peru.

Figura 2: Taxa de Juros do Banco Central: Países Emergentes



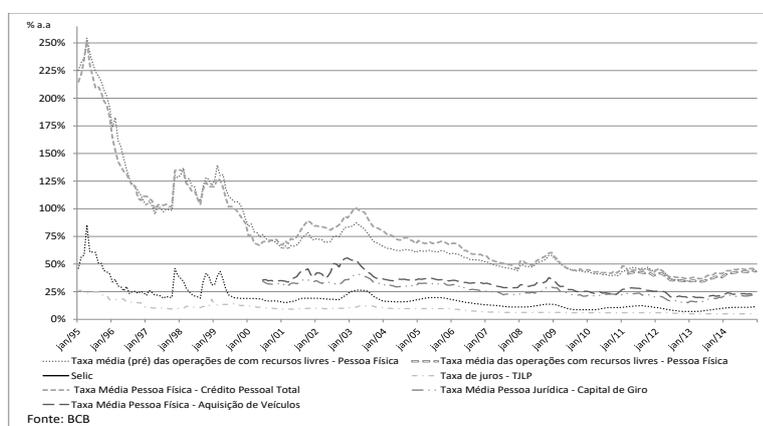
²<http://exame.abril.com.br/economia/noticias/brasil-dispara-na-lideranca-dos-maiores-juros-reais-do-mundo>
e <http://oglobo.globo.com/economia/brasil-continua-com-maior-taxa-de-juros-reais-do-mundo-18512294>

Novamente, enquanto os pares latinoamericanos apresentam uma trajetória declinante consistente, o Brasil timidamente ultrapassa a barreira dos 10 p.p para em 2011 retornar aos 12 p.p. A comparação realizada permite sugerir os altos juros não possuem uma natureza inexorável para país subdesenvolvidos, possivelmente havendo uma saída para a redução consistente dos mesmos.

No atual cenário, as altas taxas de juros são uma anomalia remanescente, possivelmente um fruto da falta de sequência dada às reformas macroeconômicas iniciadas com o Plano Real. Na esteira do controle do dragão inflacionário, a estabilização da economia brasileira ficou incompleta com a ausência de avanços significativos em outros campos, como o previdenciário e o tributário.

A figura seguinte apresenta além da taxa básica diversas outras taxas praticadas na economia brasileira.

Figura 3: Taxas de Juros no Brasil



A trajetória declinante a partir de 1995 fica evidente, com alguma instabilidade nas crises do final dos anos noventa e na eleição do presidente Lula. Essa tendência permanece até a crise financeira de 2008, quando as séries parecem estacionar e encerram o ciclo de queda. As tentativas recentes de retomar esse ciclo “na marra” foram abandonadas diante de ameaças inflacionárias.

Após essa contextualização histórica, é intuitivo depreender os efeitos que a volatilidade dessa importante variável macroeconômica tem sobre emprego, nível de atividade, câmbio e inflação. Ademais, numa economia aberta como a brasileira, o processo de calibragem da taxa de juros interage com a economia global.

A abertura comercial e financeira de um país pode ser caracterizada por medidas que levem na direção de uma maior mobilidade de capitais. De acordo com Garcia e Didier (2001), a edição do célebre Anexo IV em Maio de 1991 é uma possível data de referência para a liberalização financeira, posto que abriu a possibilidade de investimentos externos de portfólio na economia brasileira. A interação entre setor externo e taxa de juros pode ser melhor compreendida à luz do Trilema da macroeconomia aberta. Seguindo a definição de Malan (2011), na macroeconomia aberta existe uma tríade impossível de se obter conjuntamente: taxa de câmbio fixa, livre mobilidade de capitais e política monetária autônoma (para outros fins que não a fixação do câmbio). Sob regime de câmbio controlado, os juros são o instrumento utilizado para esse fim, e diante de um nível baixo, a fuga de capitais (sob livre mobilidade) pode corroer os fundamentos do regime. Por outro lado, sob um regime de câmbio flutuante, os juros podem ser utilizados de maneira autônoma, como no combate à inflação, porém um nível baixo de juros contribui para a volatilidade do

câmbio, com todas as suas implicações para a economia. Naturalmente, entre esses dos pólos existem regimes intermediários, que envolvem a adoção de instrumentos de controle de capitais.

Nesse contexto, essa monografia tem como objetivo investigar a razão das altas taxas de juros domésticas por meio de uma abordagem focada nos riscos inerentes à economia brasileira. A partir das variáveis conhecidas conhecidas na literatura como Risco Cambial e Risco País, a pretensão desse trabalho é avaliar os determinantes das mesmas de modo a, indiretamente, checar a influência na formação da taxa de juros nos últimos 10 anos. O entendimento dos determinantes desses riscos é de extrema valia para a compreensão de possíveis medidas para a redução dos juros domésticos de maneira consistente e sustentável.

O principal instrumental teórico para abordar a determinação das taxas de juros são as definições de Paridade Descoberta da Taxa de Juros (PDJ) e de Paridade Coberta da Taxa de Juros (PCJ). A partir das mesmas, será possível obter as definições para Risco Cambial e Risco País.

A dificuldade em se mensurar o Risco Cambial (ou prêmio de risco cambial) é inerente à sua definição³. A adição do prêmio de risco à expectativa de desvalorização retorna a medida do *forward premium*, embora apenas esse último é verificável empiricamente. Segundo Heck e Garcia (2005), diferentes abordagens podem ser utilizadas para a extração do Risco Cambial. A primeira abordagem seria considerar o prêmio de risco implícito *a posteriori*: considerando que a média do erro de previsão da expectativa do câmbio é zero, seria possível extrair trivialmente o prêmio descontando-se do *forward premium* a variação cambial. Uma segunda técnica seria considerar as expectativas *ex ante*, usando como *proxy* as expectativas de mercados coletadas diariamente pelo boletim focus, e realizando o desconto destas no *forward premium* para extrair o prêmio. Uma terceira alternativa, desenvolvida por Garcia e Olivares (2001), é considerar o prêmio como uma variável não observada passível de ser estimada por um processo ARMA, em conjunto com um component ruidoso de erro de previsão com média zero. A quarta e última alternativa descrita é a utilizada em Lowenkron (2006), que trata como *proxy* para o Risco Cambial o próprio *forward premium* verificado empiricamente.

O Risco País, por sua vez, é possível de medição mais objetiva. De maneira geral, por ser um reflexo da situação econômica, da estabilidade política e do histórico no cumprimento de obrigações financeiras de uma nação, esse risco costuma ser caracterizado por um *spread* nos juros cobrados para títulos de características similares emitidos por um país *benchmark*. Uma primeira maneira de se medir⁴ é através do chamado Diferencial da Paridade Coberta (DPC): num contexto de juros domésticos superando o previsto pela PCJ, o diferencial existente caracteriza o Risco País por contaminar todos os ativos financeiros emitidos pelo país em questão, não sendo passível de *hedge*. Uma metodologia alternativa é a medição através do *spread* do EMBI+ (Emerging Markets Bond Index Plus, baseado nos bônus (títulos da dívida) emitidos pelos países emergentes. Uma terceira medida para captar o Risco País é o Credit Default Swap (CDS), um contrato em que o titular detém o direito à venda de um título emitido por uma entidade pelo seu valor de face na ocorrência de um sinistro, e por isso paga periodicamente ao garantidor da proteção um prêmio de seguro, de modo que quanto maior for esse prêmio, mais arriscado é o evento de *default*.

Uma decorrência da análise conjunta do Risco País e do Risco Cambial é o fenômeno chamado de Riscos Primos. Quando ambos riscos de uma pequena economia aberta são positivamente correlacionados, um choque de liquidez internacional atinge

³A definição mais precisa será dada posteriormente

⁴As diferentes medidas serão abordadas adiante no texto de maneira mais completa

duplamente o ambiente macroeconômico, forçando uma elevação substancial das taxas de juros. Uma das possíveis razões para a associação entre os dois riscos é a existência de um fator gerador comum, responsável pela dinâmica das séries. Uma segunda explicação seria a dinâmica de um dos riscos afetando o comportamento do outro, definindo uma relação de causalidade entre as variáveis.

Para atingir os objetivos descritos anteriormente na presente monografia, será utilizada a seguinte metodologia:

- Para a estimação do Risco Cambial, a metodologia empregada em Lowenkron (2006), que desconsidera o processo de estimação e utiliza como *proxy* para o prêmio de risco o próprio *forward premium*, será utilizada.
- Para o Risco País, o EMBI+Br será a principal medida utilizada, enquanto as alternativas vão contribuir com teste de robustez dos resultados.
- A Análise de Regressão será feita com base em modelos VEC, dando-se prioritária atenção às equações em que as variáveis dependentes sejam os riscos analisados nesse trabalho. As outras variáveis endógenas serão selecionadas com base na presença da literatura do assunto e correlação com os riscos em questão.
- Para verificar a presença do fenômeno dos Riscos Primos, utilizaremos testes de correlação e cointegração entre as variáveis.

Além dessa Introdução, esta monografia apresenta mais três seções: uma referente à discussão acerca do Risco Cambial, outra referente à discussão acerca do Risco País, uma referente à verificação da presença de Riscos Primos e uma Conclusão que compila os resultados.

2 O Risco Cambial

2.1 A Formação da Taxa de Juros

A taxa de juros de um país pode ser considerada uma das principais variáveis macroeconômicas, cujo papel é fundamental para o funcionamento regular da economia via alocação eficiente de recursos, equilíbrio entre oferta e demanda, dentre outras funções. Trata-se de um relevante objeto de estudo que possui um processo de formação complexo, porém uma forma interessante de abordagem é através das condições de não-arbitragem internacional.

Considere duas economias abertas, uma dita doméstica e outra externa: com livre mobilidade de capitais e custos de transação desprezíveis, as taxas de retorno em aplicações nos dois países deveriam ser equivalentes. Entretanto, o investidor leva em consideração o retorno dado em sua moeda, e como as taxas de câmbio costumam flutuar - ainda que em intensidades variadas ao longo de diferentes épocas - a taxa de juros deve compensar os ganhos (ou perdas) diante de uma apreciação (ou depreciação) para que não haja arbitragem. O raciocínio fica completo com a introdução de uma hipótese adicional: os investidores são *neutros ao risco*. Em outras palavras, neutralidade ao risco significa que um investidor não exige um prêmio pela incerteza em seu retorno. Esses argumentos podem ser traduzidos na equação abaixo, conhecida como *Paridade Descoberta da Taxa de Juros (PDJ)*:

$$\frac{1 + i_{t,t+k}}{1 + i_{t,t+k}^*} = \frac{E_t(S_{t+k})}{S_t} \quad (1)$$

onde $i_{t,t+k}$ é a taxa de juros interna para um horizonte de k períodos, $i_{t,t+k}^*$ é a taxa de juros externa para um horizonte de k períodos, $E_t(S_{t+k})$ é a expectativa corrente para a taxa de câmbio vigente em $t+k$ e S_t é a taxa de câmbio vigente.

Todavia, o argumento sintetizado através da PDJ pode ter pouca sustentação no mundo real, devido especialmente ao fato de que a hipótese de neutralidade ao risco dos investidores parecer um pouco forte. Uma rápida analogia pode esclarecer o novo argumento. Suponha um jogo de azar em que dois agentes apostam seus respectivos carros, com probabilidade meio de terminar com dois carros e meio de terminar de mãos vazias. A hipótese questionada implica que um agente racional e maximizador de utilidade estaria indiferente entre entrar e não entrar na aposta, posto que o retorno esperado da aposta é igual à dotação inicial, isto é, ao valor do carro. Não parece razoável que no mundo real alguém ignore a incerteza vinculada à operação, de modo que é mais prudente tratar os investidores como *avessos ao risco*, que para manter a indiferença exigem um prêmio por essa variância no retorno. Dessa forma, para tornar o investidor internacional indiferente entre o retorno em das moedas, é preciso acrescentar à expectativa de depreciação um componente que será tanto mais elevado quanto maior for a incerteza. Esses dois elementos podem ser observados de maneira conjunta através dos contratos de câmbio futuro, negociados nos mercados de derivativos. Os argumentos acima podem ser traduzidos na equação abaixo, conhecida como *Paridade Cobertada Taxa de Juros (PCJ)*:

$$\frac{1 + i_{t,t+k}}{1 + i_{t,t+k}^*} = \frac{F_{t,t+k}}{S_t}$$

sob capitalização contínua:

$$\ln(1 + i_{t,t+k}) = \ln(1 + i_{t,t+k}^*) + f_{t,t+k} - s_t \quad (2)$$

onde $f_{t,t+k}$ é o logaritmo da cotação do contrato de câmbio a termo e $f_{t,t+k} - s_t$ é o chamado *forward premium*.

A teoria apresentado até aqui encontra respaldo em economias cujo risco de crédito é ausente. Enquanto os países desenvolvidos em geral não apresentam esse componente, nas economias emergentes existe a possibilidade de não pagamento ao final do contrato. Esse risco de crédito *soberano* pode ser nos países emergentes em que as taxas de juros domésticas superam o somatório da taxa de juros livre de risco (em geral a da economia externa em questão) com o *forward premium*.

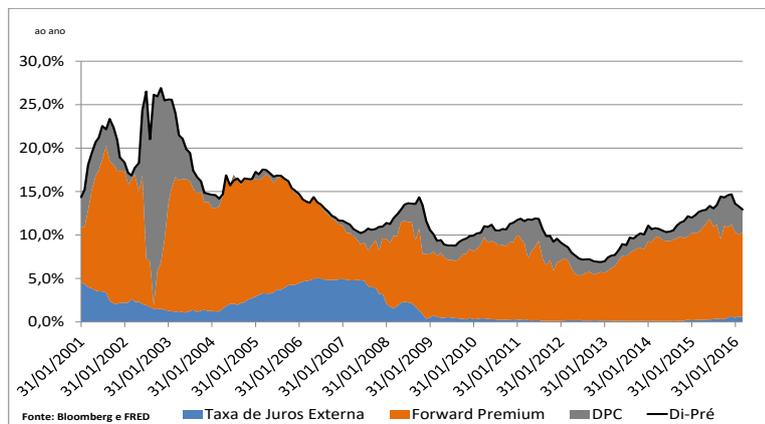
$$\ln(1 + i_{t,t+k}) > \ln(1 + i_{t,t+k}^*) + f_{t,t+k} - s_t$$

$$\ln(1 + i_{t,t+k}) = \ln(1 + i_{t,t+k}^*) + f_{t,t+k} - s_t + \theta \quad (3)$$

onde θ é o componente do risco soberano (ou como definido anteriormente, o DPC).

Para ilustrar a teoria da PCJ exposta acima, a Figura 4 abaixo mostra a decomposição da Taxa de Juros entre Janeiro de 2001 e Março de 2016. Para a taxa de juros doméstica foi utilizada a referente ao Swap DI-Pré⁵ enquanto que para os juros externos foi a escolhida a *1-year treasury constant maturity rate*⁶.

Figura 4: Decomposição da Taxa de Juros no Brasil



⁵Na compra de um contrato desse tipo, está se aplicando em uma taxa pós-fixada (variação do CDI) e pagando uma taxa prefixada (Pré), e a cotação desse tipo de contrato é a taxa Pré.

⁶É uma *proxy* da taxa esperada para um ano, formada pelos rendimentos de títulos negociados no mercado ajustados de forma que representem essa maturidade constante de um ano. Disponível em <https://research.stlouisfed.org/fred2/series/DGS1#>

2.2 O Arcabouço Teórico

O senso comum de que os contratos de câmbio a termo servem como bons previsores da cotação ao fim do acordo parece ser intuitivo numa primeira análise, embora seja um fato estilizado na literatura de que as taxas futuras são, na realidade, preditores viesados do câmbio *spot* futuro.⁷ A aparente lógica do primeiro argumento é que a cotação do câmbio futuro seria uma média das estimativas do dólar “pronto” na maturidade em questão, isto é, agregando diferentes expectativas quanto ao seu comportamento.

De acordo com Garcia (1997), tal explicação deixa de levar em consideração as razões pelas quais investidores entram no mercado futuro: especulação, *hedge* e arbitragem. Um especulador decide a compra ou a venda apenas se espera ganhar com a transação, enquanto um *hedger* toma sua decisão com expectativa de perder dinheiro naquela transação, desde que a mesma permita uma redução do risco de seu portfólio inteiro. Já um arbitrador tira proveito das eventuais diferenças entre os preços de um mesmo ativo em diferentes mercados. Portanto, o preço que vai vigorar no mercado futuro é a resultante desses três agentes, cujas expectativas e conjuntos de informação podem inclusive diferir. Seguindo o argumento de Engel (1995, *apud* Lowenkron, 2003), a principal razão destacada na literatura para a existência do viés é a presença de um **prêmio de risco**.

Prosseguindo nessa linha de raciocínio e conforme argumentam Garcia e Olivares (2001), a compra de um contrato futuro funciona como um seguro, pois o mesmo rende mais quando os demais ativos da economia estão perdendo valor, isto é, existe uma correlação positiva entre o seu retorno com o risco agregado. Quanto maior for o prazo de vencimento, maior o risco envolvido e maior o prêmio de seguro exigido, e tal prêmio funciona como uma cunha entre o preço do dólar futuro e a verdadeira expectativa do dólar *spot* no vencimento. Não é possível encontrar uma “cotação” direta no mercado financeiro para esse prêmio, uma vez que apenas os próprios operadores conhecem as suas verdadeiras expectativas, e as mesmas podem diferir entre cada um de acordo com a razão de entrada do investidor no mercado futuro, como comentado anteriormente.

Uma maneira de se analisar separadamente esse prêmio de risco é fazer uso da metodologia desenvolvida por Fama (1984)⁸. O primeiro passo é decompor, em logarítmicos, a taxa de dólar futuro no mercado em uma componente de expectativa e outro de prêmio de risco:

$$f_t = E_t(s_{t+1}) + \rho_t \quad (4)$$

O próximo passo é adotar a hipótese de expectativas racionais, que nos permite escrever a taxa *spot* futura como um somatório da componente de expectativa e um erro de previsão. Esse erro de previsão deve ser descorrelacionado/ortogonal a todas as variáveis observadas no período anterior.

$$s_{t+1} = E_t(s_{t+1}) + v_{t+1} \quad (5)$$

Subtraindo a taxa *spot* da equação (4), obtém-se:

$$f_t - s_t = E_t(s_{t+1} - s_{t+1}) + \rho_t \quad (6)$$

⁷Os argumentos apresentados são baseados em Garcia (1997), “A Macroeconomia do Dólar Futuro”

⁸Como destacado em Garcia e Olivares (2001), é a versão proposta no livro-texto Obstfeld e Rogoff (1996)

Trata-se da equação do que é conhecido como *forward premium*, que pode ser decomposto nas duas parcelas a seguir: $f_t - s_{t+1}$ e $s_{t+1} - s_t$. A primeira parcela representa o que é conhecido como *forward discount* enquanto a segunda é simplesmente a variação efetiva da taxa de câmbio. A partir dessa decomposição, é possível escrever as seguintes regressões:

$$f_t - s_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(f_t - s_t) + \varepsilon_{1,t+1} \quad (7)$$

$$s_{t+1} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{2,t+1} \quad (8)$$

As equações (7) e (8) são as chamadas “**equações fundamentais**” de Fama. Vale notar que em (7), temos como variável dependente a soma do prêmio de risco ρ_t da equação (4) com o erro de previsão v_{t+1} da equação (3). Um β_1 diferente de zero implica que o *forward premium* ajuda a explicar o *forward discount*. Na equação (8), um β_2 diferente de zero implica que o *forward premium* é relevante para explicar a variação futura da taxa de câmbio. Ademais, para testar a hipótese de eficiência do mercado a termo, com a ausência de viés das previsões do dólar futuro, é possível avaliara hipótese nula $H_0 : \alpha_2 = 0$ e $\beta_2 = 1$.

Seguindo a discussão verificada em Garcia e Olivares (2001), Fama obteve persistentes estimativas negativas para β_2 , o que só seria possível com uma $Cov(E_t(s_{t+1} - s_t), \rho_t) < 0$. A segunda conclusão seria a de que a principal fonte de variação das taxas a termo seria a variação no prêmio de risco cambial, como consequência das persistentes estimativas menores do que $\frac{1}{2}$ encontradas para β_2 . Por outro lado, Bansal & Dahlquist (2000) encontram evidências de que as maiores estimativas de β_2 pertencem aos países com menor *rating* de crédito, maior volatilidade da inflação e menor renda *per capita*. Por esse raciocínio, e pelas evidências obtidas, os países no outro polo, com maior *rating*, inflação menos volátil e maior renda são os naturais candidatos a terem um β_2 negativo. Além do mais, dado que as variáveis consideradas são afetadas pelas políticas fiscal e monetária domésticas, a evidência implicaria que as diferenças nos resultados poderiam ser em parte atribuídas às discrepâncias na condução da economia dos respectivos países.

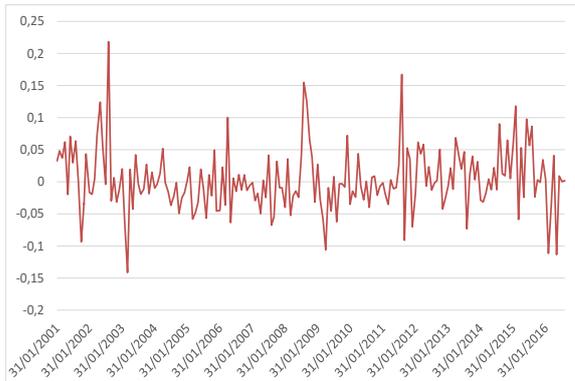
Dando seqüência à discussão, quais os resultados encontrados para o Brasil atualmente?

2.3 Resultados para o Brasil

Para implementar uma metodologia semelhante à empregada por Fama e Garcia & Olivares, foram utilizados dados do câmbio R\$/US\$ à vista e da cotação futura com vencimento 1 mês à frente. Os dados mensais fazem referência ao último dia útil de cada mês com dados disponíveis, e contemplam uma amostra que vai de Janeiro de 2001 a Setembro de 2016. As séries utilizadas⁹ na regressão são apresentadas na figura abaixo:

⁹Os dados para o câmbio spot e para o dólar futuro usados para compor as séries foram obtidos no terminal da *Bloomberg* através dos *tickers* USDBRL e BCO+1M CMPN

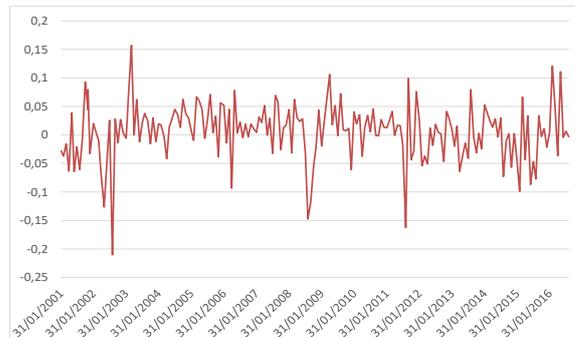
Figura 5: Regressões de Fama: Variáveis



(a) Variação Cambial



(b) Forward Premium



(c) Forward Discount

O primeiro passo para se trabalhar com análise de regressão de séries temporais é verificar a estacionariedade das séries, a fim de evitar quaisquer problemas com regressão espúria.¹⁰ Dessa forma, testamos a hipótese de presença de raiz unitária nas séries através de um teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) com *drift*, que selecionou, através do critério de informação bayesiano (BIC), apenas uma defasagem. Os resultados são apresentados na Tabela 1, e foi possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária para todas as séries.

¹⁰Conforme explicação de Cavalcanti (2012)

Tabela 1: Teste ADF das Variáveis da Regressão de Fama*

	$s_{t+1} - s_t$	$f_t - s_{t+1}$	$f_t - s_t$
Estatística do Teste	-7.8791	-7.6637	-6.7506
Nível de Significância	1	1	1
Número de Defasagens	1	2	1
Constante	Sim	Sim	Sim
R^2	0.4756	0.4811	0.2843
* (2001.1-2016.9)			

Uma vez evitado os problemas com regressão espúria, os resultados da estimação por MQO das equações (7) e (8) são apresentados nas tabelas 2 e 3. Como ambas foram obtidas a partir da decomposição do *Forward Premium* em *Forward Discount* e *Varição Cambial*, a soma dos interceptos $\alpha_1 + \alpha_2$ deve igualar 0 e a soma dos coeficientes de inclinação $\beta_1 + \beta_2$ deve igualar a unidade. De fato, é possível observar que a soma dos coeficientes estimados equivalem ao resultado desejado.

Tabela 2: Estimação por MQO da Segunda Regressão de Fama

Variação Cambial				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercepto	0.0005	0.0057	0.09	0.9323
Forward Premium	0.2713	0.5507	0.49	0.6229
Amostra: 189	R^2 Adj: -0.004	F Stat: 0.243	SD Resíduos: 0.049	

Tabela 3: Estimação por MQO da Primeira Regressão de Fama

Forward Discount				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Intercepto	-0.0005	0.0057	-0.09	0.9323
Forward Premium	0.7287	0.5507	1.32	0.1874
Amostra: 189	R^2 Adj: 0.009	F Stat: 1.751	SD Resíduos: 0.049	

A estimação de um coeficiente β_2 positivo foi condizente com os resultados obtidos em Bansal & Dahlquist (2000) para economias emergentes. Para outras análises do caso brasileiro, o resultado foi na mesma direção do encontrado em Garcia e Olivares (2001) e Pimenta (2006), porém diferiu do encontrado em Melo (2013).¹¹

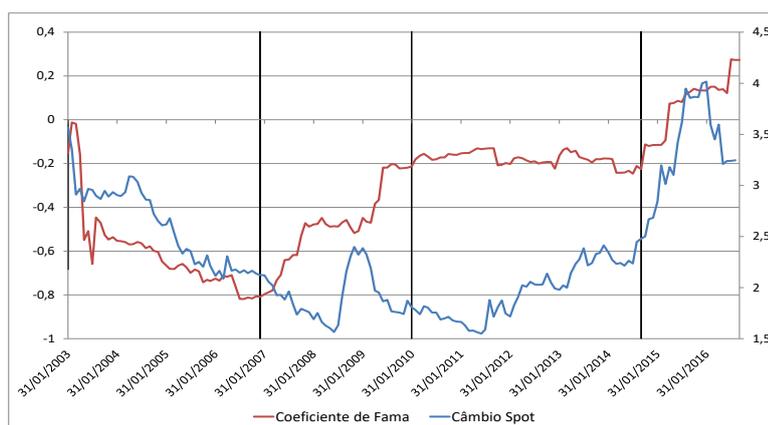
¹¹Os coeficientes foram 0.29, para uma amostra entre 1995 e 1998; 0.61, entre 2001 a 2006; e -0.16, entre 2005 e 2013, respectivamente

2.4 A Evolução do Coeficiente de Fama

Na sequência da análise do caso brasileiro, é interessante levantar o seguinte questionamento: como o coeficiente de Fama evolui ao longo de um período marcado também por transformações e oscilações da própria economia brasileira? A análise com a amostra inteira mostra-se coerente com evidências para países emergentes de quase duas décadas atrás, porém em quais direções apontariam os resultados se o período estudado fosse restringido?

A Figura 6 abaixo apresenta resultados particularmente interessantes, com a linha vermelha mostrando a evolução do coeficiente de Fama (eixo esquerdo) e a linha azul a evolução do câmbio spot mensal (eixo direito). Para construir o gráfico da evolução, fizemos com que o primeiro valor (em Janeiro de 2003) representasse o coeficiente estimado para uma amostra entre Janeiro de 2001 e Janeiro de 2003, enquanto o segundo representasse o coeficiente com uma amostra entre Janeiro de 2001 e Fevereiro de 2003, e assim por diante, isto é, acrescentando a cada novo mês uma nova observação das variáveis analisadas. É fácil ver que o último valor representa o coeficiente estimado com a amostra inteira (até Setembro de 2016), e de fato é a mesma estimativa da Tabela 2.

Figura 6: Evolução do Coeficiente de Fama



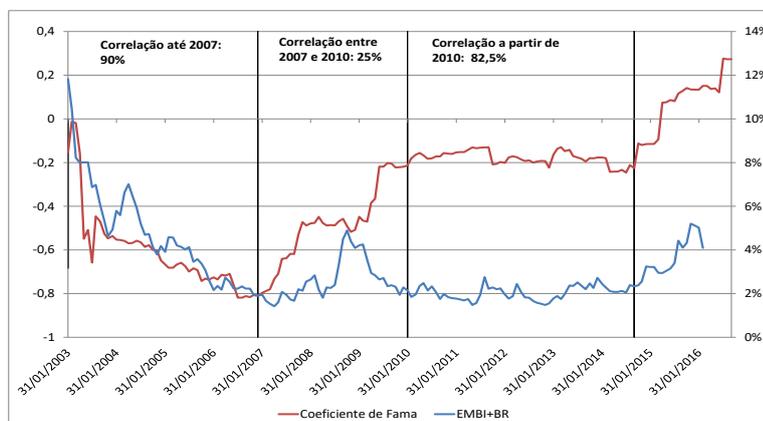
Salta aos olhos verificar que não apenas o coeficiente não permaneceu positivo durante todos os meses como também apresentou diferentes trajetórias por parcelas nada insignificantes do período. Fica evidente a presença de coeficientes negativos e em trajetória declinante até aproximadamente Janeiro de 2007, quando ocorre uma reversão da trajetória, interrompida em Janeiro de 2011. Nos cinco anos seguintes o coeficiente apresenta uma certa estabilidade, porém ainda com valores negativos, e retoma a trajetória ascendente em 2015 para ultrapassar a barreira positiva em meados desse ano.

Como a evidência de Bansal & Dahlquist (2000) era baseada em *rating* de crédito, volatilidade da inflação e renda *per capita*, é preciso verificar o comportamento das variáveis brasileiras no período¹²io.

¹² A cotação do EMBI+BR foi obtida junto ao Ipeadata, enquanto o índice de volatilidade foi construído com dados mensais do BC e os dados anuais de renda *per capita* foram coletados junto ao Banco Mundial

A Figura 7 abaixo apresenta o Coeficiente de Fama conjuntamente ao EMBI+BR, uma medida de Risco País que será utilizada como *proxy* para o *rating* de crédito brasileiro.

Figura 7: Coeficiente de Fama x EMBI+BR



No primeiro subperíodo analisado, a correlação do coeficiente com o risco país é a mais alta da amostra, caracterizando um forte movimento conjunto das duas variáveis na direção do observado em economias mais desenvolvidas, isto é, menor percepção de risco e coeficiente negativo.

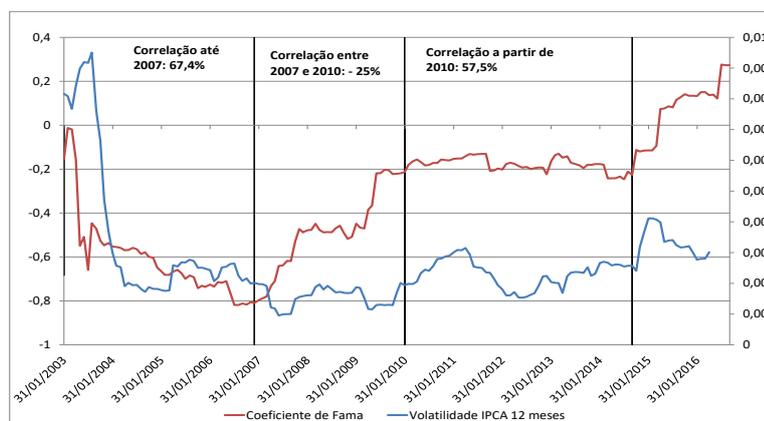
Na sequência da análise, o segundo subperíodo marca a reversão da trajetória declinante do coeficiente de Fama, enquanto o risco país apenas apresenta um aumento entre 2008 e 2009 para retornar posteriormente ao nível anterior. A correlação permanece positiva, embora caracterizando um movimento conjunto muito mais frágil.

Em 2010 a trajetória ascendente do coeficiente é interrompida e tem início um quinquênio de estabilidade, acompanhado pelo risco país também estabilizado na sua baixa histórica. A retomada da trajetória ascendente do coeficiente tem início no final de 2014, e dessa vez vem acompanhada, de maneira mais consistente, da elevação do risco país. No agregado dos últimos dois subperíodos, a correlação volta a ser alta, com um movimento conjunto na direção da piora do quadro econômico interno, com maior risco e maior coeficiente. Em Abril de 2015, o coeficiente de Fama volta a assumir valores positivos e permanece assim por diante.

A segunda variável presente nas evidências de Bansal & Dahlquist (2000) era volatilidade da inflação. A Figura 8 abaixo apresenta o Coeficiente de Fama conjuntamente ao índice de volatilidade do IPCA criado pelo autor¹³.

¹³Esse índice foi criado de maneira que cada observação é o desvio-padrão da variação logarítmica do IPCA (número índice) nos últimos 12 meses.

Figura 8: Coeficiente de Fama x Volatilidade do IPCA em 12 meses



Novamente, é no primeiro subperíodo em que se observa a maior correlação entre as variáveis, com a já comentada trajetória declinante do coeficiente acompanhada de forte queda na volatilidade inflacionária, num movimento conjunto em direção à melhora do quadro econômico interno.

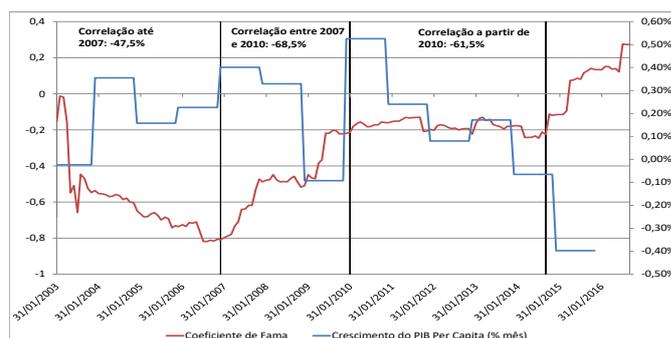
O segundo subperíodo apresenta um enfraquecimento da correlação positiva, assim como ocorrera com o risco país. Entretanto, esse enfraquecimento é tamanho que promove a modificação do sinal, fato que não ocorreu na análise anterior.

A partir de 2010 a correlação volta a ser positiva e substancial, com a volatilidade do quinquênio seguinte estável numa média um pouco acima da observada no período anterior. No final de 2014, seguindo a retomada da trajetória ascendente do coeficiente de Fama, a volatilidade volta a subir e atinge seu maior valor em 10 anos. Em suma, as duas séries aparentam se mover conjuntamente na direção do que poderia se caracterizar como um cenário de piora do quadro econômico doméstico.

A última variável presente nas evidências dos autores era renda *per capita* dos países. Para essa análise, foi preferido o uso do crescimento da renda *per capita*. Como os dados disponíveis tem periodicidade anual, fizemos uma interpolação linear para obter dados mensais, onde o produtório dos índices mensais equivale ao índice anual.

A despeito da maior improvisação para a montagem do gráfico, tentaremos efetuar alguma análise no comportamento conjunto das séries presentes na Figura 9 abaixo:

Figura 9: Coeficiente de Fama x Crescimento Real do PIB per capita



No primeiro subperíodo, a correlação negativa verificada é a esperada. O gráfico sugere um movimento conjunto na direção da melhora do quadro econômico interno, com menor coeficiente de Fama e aumento das taxas de crescimento do PIB *per capita*.

No segundo subperíodo temos a correlação mais forte da amostra, com a reversão da trajetória do coeficiente concomitante ao declínio das taxas de crescimento do PIB *per capita*. O gráfico novamente sugere um movimento conjunto, dessa vez na direção de uma piora do quadro econômico interno.

A partir de 2010, a correlação permanece substancialmente forte e com o sinal esperado. Há uma consistente deterioração das taxas de crescimento, que têm início antes mesmo da retomada da trajetória ascendente do coeficiente de Fama. No agregado dos últimos dois subperíodos, apesar da estabilidade do coeficiente de Fama entre 2010 e 2015, parece novamente haver um movimento conjunto que sugere a piora no quadro econômico interno.

Após a análise dos três gráficos anteriores, os resultados parecem apresentar algum padrão. O primeiro subperíodo avaliado é marcado por dados que sinalizam a melhora do ambiente econômico interno, como a redução da percepção de risco, a queda da volatilidade inflacionária e o aumento das taxas de crescimento do PIB *per capita*. Concomitantemente, a trajetória declinante do Coeficiente de Fama sugere um movimento em direção a evidência presente em economias desenvolvidas. O segundo subperíodo é marcado pela reversão dessa trajetória de queda do coeficiente, porém seu aumento é menos correlacionado com as outras variáveis, especialmente com a medida de risco país e a volatilidade de inflação, que mais parecem se estabilizar do que sinalizar uma piora considerável do quadro econômico interno. Nesse cenário, o ambiente doméstico parece guardar menor relação com o coeficiente. No agregado dos últimos dois subperíodos, a correlação volta a aumentar, e a partir de 2015 fica mais evidente o movimento conjunto do coeficiente - e sua trajetória ascendente - com a piora do risco país e da volatilidade inflacionária. Em suma, os resultados parecem mostrar que na história recente da economia brasileira, a evolução do Coeficiente de Fama esteve relacionado com variáveis que sinalizam o estado do ambiente econômico interno, e que analisar o coeficiente num único período pode esconder resultados interessantes sobre um movimento conjunto.

2.5 Análise de Regressão do Risco Cambial

Na presente subseção, tentaremos através de um Modelo de Correção de Erros (VECM) encontrar determinantes do Risco Cambial e capturar as relações de curto e longo prazo da variável dependente com as variáveis explicativas. Para realizar efetuar essa análise, procuramos variáveis que capturassem a performance macroeconômica, o mercado cambial e a entrada de capitais. No primeiro grupo, o Ibovespa, o IBC e a Volatilidade do IPCA em 12 meses foram as variáveis selecionadas. Com relação ao segundo grupo, temos as séries de Câmbio Contratado (CC), de caráter Financeiro e o saldo total em 12 meses, a volatilidade implícita cotada nos contratos de opções e a Variação nos Haveres da Autoridade Monetária (HAM). No último grupo, temos dados para Investimento Direto Estrangeiro (IED) líquido mensal, Investimento Estrangeiro em Carteira (IEC) Líquido e o Investimento Estrangeiro definido como "Outros" na Conta Financeira.

A primeira das tabelas a seguir apresenta as correlações das variáveis explicativas com o Risco Cambial, fazendo uso de dados mensais entre Setembro de 2006 e Fevereiro de 2015, enquanto a segunda apresenta os resultados do modelo VEC¹⁴

Tabela 4: Correlação do Risco Cambial com as Variáveis Explicativas

Ibovespa	-0.39	CC Saldo em 12M	-0.31
Volatilidade Inflação 12 M	0.22	IEC Líquido em 12 M	-0.12
IED Líquido	-0.11	Outros IE em 12M	-0.30
IBC	-0.22	Variação HAM	0.38
CC Financeiro em 12M	-0.26	Volatilidade Implícita	0.09

Tabela 5: Modelo de Correção de Erros para o Risco Cambial

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
Equação de Cointegração	-0.6028	0.0991	-6.09	0.0000	***
Constante	-3.6662	0.0060	-6.08	0.0000	***
D(Forward Premium)(-1)	-0.1955	0.0914	-2.14	0.0353	**
D(Volatilidade IPCA 12 M)(-1)	-0.3015	1.9763	-1.83	0.0706	*
D(IED Líquido)(-1)	0.0819	0.0002	5.20	0.0000	***
D(IBC Ajustado)(-1)	-0.0701	0.0004	-1.82	0.0720	*
D(IEC Líquido em 12)(-1)	-0.0171	0.1022	-1.68	0.0972	*
D(Var HAM)(-1)	-0.0300	0.0001	-3.29	0.0015	**
D(Volatilidade Implícita)(-1)	0.0226	0.0001	1.90	0.0612	*
R ² Múltiplo:	0.5139	R ² Ajustado :	0.4387		
Significância:	*** para 1%	** para 5%	* para 10%		

¹⁴ Apenas os regressores significantes foram incluídos

A análise do modelo nos leva a resultados intuitivos e contra-intuitivos, sendo possível fazer algumas observações:

- A relação de longo prazo, captada pelo regressor “Equação de Cointegração”, mostrou-se significativa para explicar o Risco Cambial. Esse regressor nada mais é do que uma combinação linear estacionária das variáveis do modelo, sendo o vetor de cointegração normalizado¹⁵ igual a $\beta = [1, -0.02, -0.05, 0.18, 0.72, -0.03, 0.01, -0.02, -0.01, -0.008, -0.02, -0.02]$. O coeficiente negativo é apropriado, uma vez que os valores positivos nesse regressor implicam que o Risco Cambial está acima do seu equilíbrio de longo prazo, de modo que o efeito sobre a variável dependente deve ser negativo para forçar seu retorno à normalidade.
- A defasagem do Risco Cambial apresenta significância, o que poderia sugerir a presença de um componente inercial. Entretanto, o sinal negativo do coeficiente do *forward premium* sugere que a variação positiva num determinado período contribui negativamente para a variação no período posterior. Trata-se de um resultado em que não encontramos uma explicação intuitiva.
- Dentre as variáveis de performance macroeconômica, IBC ajustado sazonalmente e a Volatilidade do IPCA tiveram coeficientes significantes. No primeiro caso, uma melhora da atividade interna contribui para a queda no Risco Cambial, assim como no segundo caso, onde um aumento da volatilidade do IPCA também contribui para a redução do risco. Enquanto o primeiro resultado é condizente com a intuição, o segundo levanta novamente um questionamento sobre as possíveis razões para esse fato.
- Dentre as variáveis referentes ao mercado cambial, tanto a volatilidade implícita das opções cambiais de 30 dias quanto a variação nos HAM (valores positivos indicam acúmulo de reservas) apresentaram significância estatística. Os dois resultados parecem ser intuitivos, com o aumento da volatilidade contribuindo para o aumento da percepção do risco cambial e com o aumento da variação dos HAM contribuindo para a queda.
- No último grupo das variáveis relacionadas com o investimento estrangeiro, tanto o IED líquido mensal quanto o IEC líquido em 12 meses apresentaram coeficientes significativos. O resultado para este último é intuitivo, com o aumento do investimento estrangeiro em carteira contribuindo para a redução na percepção do risco. Já na primeira variável, o resultado não parece ser intuitivo, com uma variável de saldo de entrada de investimento apresentando sinal negativo, lançando novamente um questionamento sobre as razões para esse fato.

¹⁵a variável dependente foi a escolhida para a normalização, e a ordem dos coeficientes é a mesma da tabela de correlação

3 O Risco País

3.1 Mobilidade de Capitais

O alto grau de integração financeira observado nos países desenvolvidos nem sempre foi uma realidade ao longo do século passado. Entre as décadas de quarenta e princípio dos anos setenta, os Acordos de Bretton Woods regeram o sistema financeiro internacional, e não se pode caracterizar o período como dotado de livre fluxo de capitais. De acordo com Eichengreen (2008), a noção de que o sistema reconciliava estabilidade cambial com mercados amplamente abertos era uma ilusão. Mesmo as economias centrais restringiam severamente os fluxos internacionais de capitais visando minimizar a volatilidade que outrora trouxera instabilidade no período entre-guerras. Para as economias emergentes, tais restrições só começaram a ser revertidas na década de noventa, e, a despeito da evolução rumo à integração financeira, não se pode afirmar que haja uma livre mobilidade de capitais.

Segundo Frankel (1991), existem quatro definições alternativas de mobilidade internacional de capitais: i) a definição de *Feldstein-Horioka*; ii) a paridade real das taxas de juros; iii) a paridade descoberta das taxas de juros; iv) e a paridade coberta das taxas de juros.

Nos atentaremos para a última, uma vez que seria um "[...] critério puro de mobilidade de capitais no sentido de integração dos mercados financeiros além das fronteiras nacionais". Por essa definição "fluxos de capitais equalizam as taxas de juros entre os países quando contratadas em uma moeda comum".

Entretanto, a PCJ não é válida para todos os países, e nesses casos as taxas de juros domésticas costumam superar o previsto pelo critério. O chamado Diferencial da Paridade Coberta (DPC) é conhecido como **risco país**, pois afeta os rendimentos de todos os ativos emitidos no país em questão. Nem todos os países possuem esse risco, e para economias desenvolvidas o DPC costuma ser nulo. Como sintetizado em Garcia e Didier (2001), se uma grande multinacional quisesse captar recursos em dólares, a taxa de juros seria a mesma quer a empresa fizesse a emissão no Reino Unido ou nos Estados Unidos. Todavia, se a emissão fosse feita em um mercado emergente, a taxa de juros em dólares seria maior, de modo que justamente essa diferença capta o risco país envolvido.

Adiante, segundo os autores, como o risco país contamina todos os ativos financeiros emitidos, não é possível eliminá-lo com a diversificação dos investimentos. Tratando-se de um risco sistêmico, há um aumento no rendimento requerido dos ativos em relação a ativos idênticos emitidos nos países com ausência de DPC. De acordo com Frankel(1991, *apud* Garcia e Didier, 2001), por englobar todas as barreias à integração dos mercados financeiros como custos de transação, de informação, controle de capitais, leis sobre tributação, jurisdição política e risco de *default*, o DPC é uma relevante medida para a falta de perfeita mobilidade de capitais. Portanto, o risco país reflete além da situação econômica e financeira de um país, a sua estabilidade política e o desempenho histórico no cumprimento de suas obrigações financeiras.

É importante salientar que, conforme definido por Canuto e Santos (2003), risco país e risco soberano, apesar de altamente correlacionados, se referem a objetos diferentes. O primeiro é mais abrangente, relacionado ao risco de inadimplência de empresas e indivíduos, associados a fatores sob o controle do governo, porém fora do alcance daqueles. Entretanto, não iremos distinguir os dois, tratando os termos como substitutos.

3.2 Outras medidas para o Risco País

Uma metodologia alternativa para se medir o Risco País é através do *spread* do EMBI+ (Emerging Markets Bond Index Plus), calculado pelo banco *JP Morgan*. O EMBI+ é um índice baseado nos bônus (títulos de dívida) emitidos pelos países emergentes e mostra a diferença entre os retornos financeiros obtidos a cada dia por uma carteira selecionada de títulos desses países com relação a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano. Essa diferença é o *spread* soberano (Ipeadata, 2016).

Uma terceira medida para captar o risco país é o Credit Default Swap (CDS). Como definido em Castro (2012), o CDS é um contrato em que se oferece uma compensação vinculada à ocorrência de um evento de crédito de uma entidade determinada. O titular de um CDS detém o direito de vender um título de dívida emitido pela entidade pelo seu valor de face na ocorrência de um sinistro, e por isso paga periodicamente ao vendedor de tal proteção um prêmio de seguro, até a data do vencimento do contrato ou até a ocorrência do evento de crédito. Esse prêmio de seguro é comumente expresso em *basis point*, como porcentagem do valor nominal do contrato, e é chamado de prêmio do CDS ou CDS *spread*.

Ainda seguindo a definição de risco país presente no último texto, a mesma inclui além do risco de *default*, medido pelo CDS, uma componente de risco de conversibilidade. Segundo Garcia e Didier (2003), trata-se do risco associado à possibilidade de, detendo-se os reais, convertê-los livremente em divisas estrangeiras. Esse risco engloba a possibilidade de controles de capitais que impeçam a transferência internacional de recursos, mas exclui o risco de uma moratória (explicitado no componente medido pelo CDS). Para o cálculo do risco de conversibilidade, deve-se utilizar ativos similares, porém negociados em praças distintas, como os *Non Deliverable Forwards (NDF)* de real contra dólar, cotados localmente e no exterior (*onshore* e *offshore*).

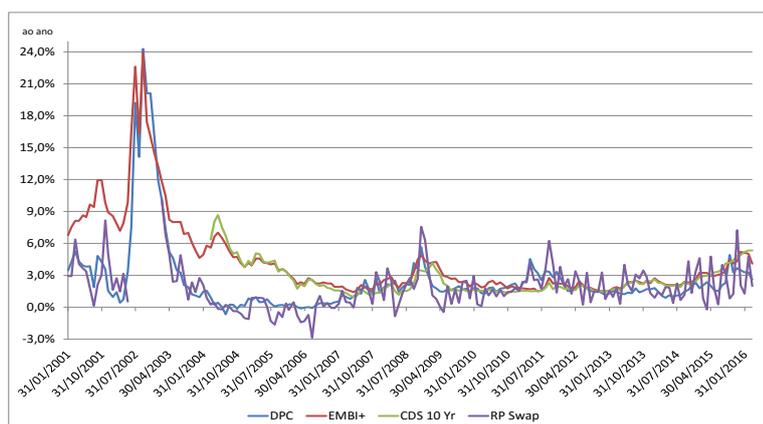
Uma quarta forma de se medir o Risco País é através de dados específicos do mercado de renda fixa brasileiro. Através dos contratos de *swap* DI-Pré e de *swap* DI-Dol¹⁶, é possível extrair a depreciação esperada pela diferença das taxas do primeiro contrato com o segundo. Por sua vez, ao se descontar essa depreciação do diferencial interno e externo das taxas de juros, obtemos uma medida do risco país.

Em muitos estudos sobre os títulos soberanos assume-se a hipótese de que os investidores seriam neutros ao risco, de modo que o valor esperado do retorno deveria igualar a taxa *risk free*. Entretanto, os resultados empíricos de Verdelhan e Borri (2011) não corroboram tal hipótese, e a abordagem mais adequada seria considerar investidores avessos ao risco. O impacto da aversão ao risco é intuitivo. A tendência dos países emergentes em incorrer no *default* diante de um cenário doméstico negativo é potencializado pela correlação positiva com o cenário vivido pela economia norte-americana, de modo que títulos emergentes mais arriscados implicam a exigência pelos investidores de uma compensação na forma de maiores retornos. Em outras palavras, o preço de um título soberano depende não apenas das condições domésticas do país emissor, mas também depende significativamente das condições do país credor. De fato, os resultados mostram que países com maior correlação positiva do ciclo econômico com a economia americana pagavam maiores juros, tão maiores quanto mais alta a probabilidade de *default*.

¹⁶A compra desse contrato implica o recebimento da rentabilidade do DI e o pagamento da variação cambial no período acrescida de uma taxa de juros predeterminada, sendo essa taxa a cotação do contrato.

A figura abaixo apresenta uma compilação das diferentes medidas de risco país para um mesmo horizonte anual (à exceção do CDS). Para todas as séries com dados disponíveis¹⁷, fica clara a instabilidade do período entre 2001 e 2003, com elevados níveis de risco. Entretanto, com a estabilidade retomada e o crescimento do período subsequente, as diferentes medidas começam a convergir, e no final de 2007 o nível e o comportamento das séries apresentam trajetória conjunta.

Figura 10: Medidas de Risco País



Na literatura sobre risco país, os seus possíveis determinantes costumam ser segregados em diferentes grupos. Lowenkron (2005) compila a divisão das variáveis explicativas da seguinte maneira: i) variáveis de liquidez e solvência; ii) variáveis de performance macroeconômica; e iii) variáveis de oferta financeira global (*proxy* para aversão ao risco). No primeiro grupo, o percentual dívida sobre o PIB, nível de reservas internacionais e serviço da dívida são variáveis candidatas a afetar o risco país. No segundo grupo, algumas variáveis são o crescimento do PIB, inflação e termos de troca. No terceiro grupo, o *spread* das *yields* de longo prazo costumam sintetizar a aversão global ao risco.

3.3 Análise de Regressão do Risco País

Fazendo uso da segregação dos determinantes do Risco País feita acima, a presente subseção procura realizar uma Análise de Regressão desse risco através de um Modelo de Correção de Erros (VECM), captando as relações de curto prazo e longo prazo das variáveis explicativas com a variável dependente.

Para o primeiro grupo (solvência e liquidez), as variáveis selecionadas foram percentual sobre o PIB das dívidas Bruta e Líquida, e nível de Reservas Internacionais. Para o segundo grupo (performance macroeconômica), selecionamos Termos de Troca, Ibovespa, IBC e Exportações, Importações e IPCA acumuladas em 12 meses. Para o terceiro grupo (aversão ao risco), foram selecionados o *High Yield Spread* e uma variável construída que representa uma combinação da cotação de EMBI de diferentes países, denominada PCEmbi¹⁸.

¹⁷O CDS foi coletado através do *ticker* BRAZIL CDS USD SR 10Y , enquanto o RP Swap foi obtido através dos contratos de DixDol e DixPré, de *tickers* e BCSWFPD CMPN

¹⁸Tal variável foi obtida através do Primeiro Componente Principal dos dados para México,Colombia, Egito, Panamá, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, Turquia e Uruguai.

A primeira das duas tabelas a seguir apresenta as correlações do Risco País, medido pelo EMBI+Br, com as variáveis explicativas selecionadas, enquanto a seguinte apresenta os resultados do VECM¹⁹. Os dados tem periodicidade mensal, começando em Janeiro de 2003 e terminando em Março de 2016.

Tabela 6: Correlação do Risco País com Variáveis Explicativas

Dívida Líquida	0.67	IPCA em 12M	0.13
Dívida Bruta	0.78	Ibovespa	-0.82
Reservas	-0.52	High Yield Spread	0.18
Termos de Troca	-0.64	PCEmbi	0.90
Importações em 12 M	-0.58	IBC Ajustado	-0.67
Exportações em 12 M	-0.66		

Tabela 7: Modelo de Correção de Erros para o Risco País

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
Equação de Cointegração	0.0917	0.0163	5.63	0.0000	***
Constante	11.5024	2.0494	5.61	0.0000	***
D(Reservas)(-1)	-0.0166	0.0075	-2.19	0.0298	**
D(Exportações em 12 M)(-1)	0.0388	0.0209	1.86	0.0647	*
D(Ibovespa)(-1)	-0.0350	0.0136	-2.57	0.0111	**
D(High Yield Spread)(-1)	0.1517	0.0704	2.15	0.0330	**
D(PCEmbi)(-1)	0.1469	0.0776	-1.89	0.0604	*
R ² Múltiplo:	0.319	R ² Ajustado :	0.2519		
Significância:	*** para 1%	** para 5%	* para 10%		

Após verificarmos os resultados, é possível fazer algumas observações:

- A relação de longo prazo, captada pelo regressor “Equação de Cointegração”, mostrou-se significativa para explicar o Risco País. Esse regressor nada mais é do que uma combinação linear estacionária das variáveis do modelo, sendo o vetor de cointegração normalizado²⁰ igual a $\beta = [1, 0.08, -1.05, 0.06, 0.72, -0.01, -0.07, 0.75, -0.05, 0.94, -2.19, -0.63]$. O coeficiente negativo é apropriado, uma vez que o valores positivos nesse regressor implicam que o Risco País está acima do seu equilíbrio de longo prazo, de modo que o efeito sobre a variável dependente deve ser negativo para forçar seu retorno à normalidade.

¹⁹ Apenas os regressores significantes foram incluídos

²⁰ a variável dependente foi a escolhida para a normalização, e a ordem dos coeficientes é a mesma da tabela de correlação

- O efeito negativo das reservas internacionais é intuitivo, sugerindo que uma elevação das reservas acumuladas fornece uma salvaguarda frente à instabilidade internacional de modo que reduz a percepção de risco do país.
- Diferentemente do item anterior, o coeficiente positivo apresentado para a primeira variável selecionada de performance macroeconômica é contra-intuitivo. De fato, o resultado sugere que um aumento do nível das exportações de alguma maneira se relaciona com o aumento da percepção de risco fornecida pelo Brasil.
- Com relação à segunda variável de performance, o resultado é mais intuitivo. O coeficiente negativo sinaliza que um aumento da cotação do Ibovespa está positivamente associado com a redução do Risco País. Um aumento da melhora do quadro interno, com o aumento da confiança dos investidores refletida na Bolsa de Valores poderia estar relacionado com a queda na percepção de risco brasileira.
- As duas últimas variáveis selecionadas estão no grupo referente à *oferta financeira global*, e captam a aversão ao risco dos mercados internacionais. A primeira delas é a *High Yield Spread to Worst*, coletada no terminal *Reuters*, e o coeficiente positivo associado é um resultado intuitivo, uma vez que o aumento generalizado da aversão ao risco internacional estaria relacionado com o aumento da percepção de risco sinalizada pelo EMBI+BR. A segunda variável o primeiro componente principal associado a um conjunto de dados referentes às cotações do EMBI para outros países emergentes²¹. Em outras palavras, ele extrai um fator comum da percepção de risco de cada um dos países agrupados. O coeficiente positivo associado sugere que um aumento do fator comum à percepção do risco país de outros países emergentes se relaciona positivamente com a percepção de risco do Brasil.

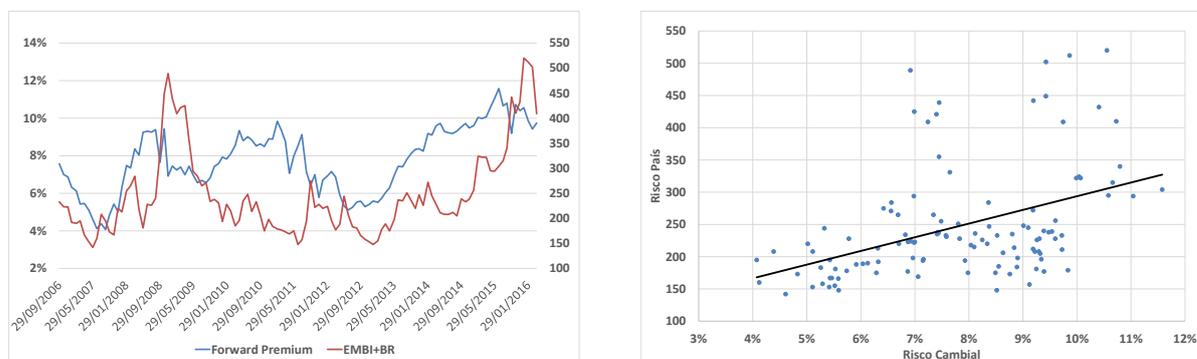
²¹Os países em questão são: México, Colômbia, Egito, Panamá, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia e Uruguai. O fator é responsável por mais de 70% da variância apresentada pelos dados.

4 Riscos Primos

Nas seções anteriores, tanto o Risco País quanto o Risco Cambial foram analisados separadamente, de modo que agora prosseguiremos com um análise conjunta. Uma decorrência dessa nova perspectiva de análise dos riscos é o fenômeno chamado de Riscos Primos. Quando ambos riscos de uma pequena economia aberta são positivamente correlacionados, um choque de liquidez internacional atinge duplamente o ambiente macroeconômico, forçando uma elevação substancial das taxas de juros. Uma das possíveis razões para a associação entre os dois riscos é a existência de um fator gerador comum, responsável pela dinâmica das séries. Uma segunda explicação seria a dinâmica de um dos riscos afetando o comportamento do outro, definindo uma relação de causalidade entre as variáveis.

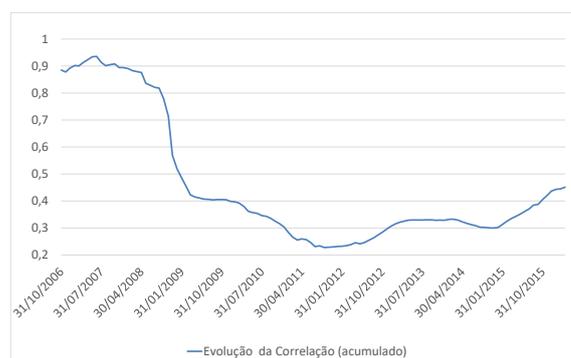
Nossa análise se dará com os dados mensais disponíveis entre Setembro de 2006 e Março de 2016. O Risco País continuará sendo captado pelo EMBI+BR, com sua medida em pontos ao ano, enquanto o Risco Cambial será aproximado novamente pelo *forward premium*, porém em porcentagem ao ano. Os gráficos abaixo apresentam o movimento conjunto das séries, destacando-se a correlação de 43% atingida no período e a presença de dois grupos de *outliers*. No primeiro deles, os dados fazem referência ao período da crise financeira de 2008 e seu imediato, quando o Risco País responde intensamente e o Risco Cambial permanece relativamente estável. No segundo grupo, os dados são referentes à recente crise interna, e após uma ascensão conjunta iniciada em Outubro de 2014, o Risco País responde novamente de maneira intensa e atinge o máximo da série. Por outro lado, o Risco Cambial não tem o mesmo comportamento, embora se estabilize no seu maior nível.

Figura 11: O Fenômeno dos Riscos Primos



Ademais, é interessante observar o comportamento do coeficiente de correlação ao longo da série, em especial nos períodos descritos acima com presença de *outliers*. A partir de Setembro de 2008, a inclusão dos novos dados derruba vertiginosamente o coeficiente de correlação, saindo de 0.8 e atingindo menos de 0.3 em meados de 2011. Em contrapartida, a partir de Outubro de 2014 tem início uma trajetória ascendente da correlação, atingindo 0.43 ao final da amostra.

Figura 12: A Evolução do Coeficiente de Correlação



Portanto, os dados sugerem que, frente à uma crise internacional, a resposta foi uma redução da correlação dos riscos, refletida especialmente na intensa resposta do Risco País e na relativa “insensibilidade” do Risco Cambial. Por outro lado, diante de uma piora significativa do quadro interno a resposta conjunta pareceu mais consistente, dessa vez com o Risco País sendo acompanhado por um Risco Cambial um pouco mais sensível.

Uma correlação positiva dos dados é um indicativo da presença do fenômeno dos riscos primos, entretanto, como as séries são não estacionárias²², é preciso ter um cuidado extra frente a possíveis resultados espúrios. Dessa forma, a identificação da presença dos Riscos Primos será feita através de uma análise de cointegração das séries.

Num cenário em que as séries são cointegradas, é possível afirmar que os coeficientes de correlação são super consistentes, isto é, convergem para o verdadeiro valor mais rapidamente do que se as séries fossem estacionárias. No presente caso, o fenômeno dos riscos primos vem a tona quando não é possível rejeitar a presença de cointegração entre as duas séries integradas e o vetor de cointegração apresenta uma relação positiva entre elas.

A primeira das tabelas abaixo apresenta os resultados do teste ADF realizado sobre as variáveis estudadas, mostrando que de fato são não-estacionárias em nível e integradas de primeira ordem. A segunda apresenta os resultados referentes ao Teste de Johansen realizado para verificar a presença de cointegração

²²As estatísticas do teste ADF com constante minimizando AIC foram -2.1241 e -2.1712, contra um valor crítico de -2.88, não sendo possível a rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade

Tabela 8: Teste ADF das Variáveis dos Riscos Primos *

	EMBI+BR	Forward Premium
Estatística do Teste	-2.1241	-2.1712
Nível de Significância	1	1
Número de Defasagens	1	1
Constante	Sim	Sim
R^2	0.03805	0.1013
* (2006.9-2016.3)		

Tabela 9: Teste de Johansen (Máximo Autovalor)

	EMBI+BR	Forward Premium
Autovalores	0.098	0.012
Estatística de Teste	11.71 (r=0)	1.46 (r<=1)
Valor crítico (5%)	14.90	8.18
Rejeita H_0	Não	Não
R^2	0.03805	0.1013

Pelos resultados apresentados acima, não foi possível rejeitar a hipótese nula de que o número de relações de cointegração fosse igual a zero. Dessa forma, não encontramos evidências de que as séries de Risco País e Risco Cambial fossem cointegradas, de modo que o fenômeno conhecido com Riscos Primos pudesse ser identificado.

5 Conclusão

Nesta última seção, vamos compilar os resultados obtidos nas seções anteriores. Na segunda seção, referente ao Risco Cambial, o primeiro ponto discutido foi a reprodução das Regressões de Fama para dados brasileiros e a avaliação do comportamento do coeficiente de Fama (obtido com a regressão da variação cambial no *forward premium*) ao longo do tempo, e sua relação com o quadro interno. O segundo ponto abordado foi a avaliação dos determinantes do Risco Cambial, aproximado pelo próprio *forward premium* através de um modelo VEC. Na terceira seção, referente ao Risco País, o primeiro ponto foi a avaliação dos determinantes desse risco através da modelagem VEC, enquanto na sequência tentou-se verificar a existência do fenômeno conhecido como Riscos Primos. É de interesse do autor que os resultados aqui apresentados sejam aprofundados futuramente.

A partir da reprodução das Regressões de Fama para os dados brasileiros entre Janeiro de 2001 e Setembro de 2016, o coeficiente encontrado de sinal positivo foi condizente com o evidenciado em Bansal & Dahlquist (2000) para países emergentes - corroborado para o Brasil por Garcia e Olivares (2001) e Pimenta (2006) e na contramão do obtido em Melo (2013). Entretanto, através de uma *rolling regression* foi possível analisar a evolução desse coeficiente a partir de 2003, de modo que ficam claros os diferentes comportamentos assumidos ao longo do tempo. Mais precisamente, foram encontradas evidências de um movimento correlacionado com outras variáveis que refletiam o quadro econômico interno (volatilidade da inflação, percepção de risco e renda *per capita*), também utilizadas em Bansal & Dahlquist (2000) para a segregação de economias emergentes das desenvolvidas. Em suma, quando a economia brasileira vivia um cenário interno positivo, o coeficiente de Fama se comportava como o sugerido pela evidência dos países desenvolvidos, enquanto nos cenários negativos, o mesmo se comportava como o sugerido para países emergentes. Com a amostra inteira, o último resultado prevaleceu.

Na sequência foi realizada uma análise de regressão feita para verificar alguns determinantes para o Risco Cambial. As variáveis testadas se dividiam em grupos referentes à performance econômica interna, mercado cambial e investimentos, e dentre os resultados significantes, tivemos intuitivos e os contra-intuitivos.

Dentre os resultados do primeiro tipo, começamos com a presença de uma relação de longo prazo do Risco Cambial com as outras variáveis, captada pela significância da equação de cointegração, de modo que desvios do equilíbrio de longo prazo tem reflexos na dinâmica de curto prazo para retomada do *steady-state*. O coeficiente negativo obtido pelo IBC correspondeu ao esperado, sugerindo que a melhora na atividade doméstica estava associada à queda no Risco Cambial. Nas variáveis de mercado cambial, Volatilidade Implícita e Variação HAM apresentaram resultado esperado, de modo que aumentos da volatilidade estariam associados ao aumento do Risco Cambial, enquanto aumentos em Var HAM estariam negativamente associados. Por fim, o coeficiente negativo associado ao IEC Líquido em 12 meses sugere uma relação negativa entre essa variável e o Risco Cambial.

O primeiro resultado contra-intuitivo é a presença de um componente “inercial” no *forward premium* porém com coeficiente negativo, sugerindo que a variação num determinado período contribui negativamente para a variação posterior. A Volatilidade do IPCA em 12 meses apresentou coeficiente negativo, sendo um resultado contra-intuitivo uma vez que sugere uma relação negativa entre uma variável de performance macroeconômica associada à inflação e variações positivas no Risco Cambial. O último resultado desse tipo é o coeficiente negativo do regressor IED Líquido mensal, sugerindo que o entrada líquidas de investimento direto estrangeiro estariam associadas ao aumento do risco cambial. Em todos esses casos não encontramos uma

explicação razoável que justificasse os resultados contra-intuitivos.

Para o Risco País também foi realizada uma Análise de Regressão, com as variáveis se dividindo em três grupos: i) variáveis de solvência e liquidez; ii) performance macroeconômica; e iii) aversão ao risco internacional. Novamente, os resultados podem ser divididos entre os intuitivos e os contra-intuitivos.

O primeiro resultado do tipo intuitivo é a presença de uma relação de longo prazo do Risco País com as outras variáveis, captada pela significância da equação de cointegração, de modo que desvios do equilíbrio de longo prazo tem reflexos na dinâmica de curto prazo para retomada do *steady-state*. Na sequência, o nível de Reservas Internacionais e a cotação do Ibovespa obtiveram coeficientes negativos, sugerindo uma associação negativa dessas variáveis com aumento da percepção de Risco País. Por fim, as duas variáveis de aversão internacional apresentaram coeficientes positivos, refletindo uma associação positiva entre o apetite por risco dos mercados internacionais (em geral, não necessariamente ligada exclusivamente aos fundamentos da economia brasileira) e a percepção do Risco País.

Diferentemente da análise para o Risco Cambial, apenas um resultado para o Risco País foi contra-intuitivo. O coeficiente associado à variável Exportações acumuladas em 12 meses foi positivo, sugerindo que uma melhora na performance macroeconômica brasileira via exportações estaria positivamente associada ao aumento na percepção do Risco País.

O último objetivo do trabalho foi avaliar o comportamento conjunto dos riscos e verificar a presença do fenômeno dos Riscos Primos. De fato a correlação observada de 0.43 foi positiva e relativamente significativa, porém a análise da evolução desse coeficiente sugere ainda uma redução da associação frente à crise internacional e um aumento da mesma frente à piora do quadro econômico interno. No teste formal para a presença dos Riscos Primos, apesar das séries serem integradas de primeira ordem, não foi possível encontrar evidências para a rejeição da hipótese de inexistência de relação de longo-prazo, de modo que não podemos afirmar que o fenômeno é verificado nos dados.

Portanto, na medida em que, através da teoria da PCJ, os dois riscos analisados nesse trabalho são componentes da taxa de juros doméstica, a análise dos determinantes dos mesmos podem indiretamente sugerir determinantes da própria taxa de juros. Dessa forma, as variáveis significantes dos modelos testados podem estar associadas à dinâmica da taxa de juros, de modo que atuações por parte dos formulados de política na direção sugerida pelos dados podem contribuir para a redução dos altos juros brasileiros.

Referências

- [1] Bansal, R. e M.Dahlquist. "The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies", *Journal of International Economics*, 51, p.115-144, 2000
- [2] CANUTO, O; SANTOS, P. "Risco-Soberano e Prêmios de Risco em Economias Emergentes". *Temas de Economia Internacional*, Ministério da Fazenda, 2003.
- [3] CASSUCE, F. "O Mercado de Câmbio e a Taxa de Câmbio na economia brasileira: 1999 a 2007". Tese de Doutorado, Universidade Federal de Viçosa, 2008.
- [4] CASTRO, G. "Um Teste de Paridade Coberta de Juros, ajustada por Prêmio de Risco, para a economia brasileira entre 2007 e 2010". Dissertação para Mestrado Profissional, Fundação Getúlio Vargas, 2012.
- [5] EICHENGREEN, B. "Globalizing Capital: A history of the international monetary system". Princeton University Press, 2008.
- [6] ENGEL, C. "The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence". Cambridge: National Bureau of Economic Research, Working Paper 5.312 , 1995.
- [7] FAMA, E. "Forward and Spot Exchange Rates". *Journal of Monetary Economics*, 14, p.319-338, 1984.
- [8] FRANKEL, J. "Quantifying international capital mobility in the 1980's". In: BERNHEIM, B. D., SHOEVERS, J. B. (eds.). *National saving and economic performance*. Chicago: The University of Chicago Press, 1991.
- [9] GARCIA, M. "A macroeconomia do dólar futuro". *Resenha BM&F* , 118, p.37-45, 1997.
- [10] GARCIA, M.; DIDIER, T. "Taxa de juros, risco cambial e risco país". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33(2), p. 253-297, 2003
- [11] GARCIA, M.; HECK, T. "Previsibilidade do Prêmio de Risco Cambial". https://www.researchgate.net/publication/268350543_Previsibilidade_do_Premio_de_Risco_Cambial , visitado em 29 de Junho de 2016.
- [12] GARCIA, M.; OLIVARES, G. "O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real". *Revista Brasileira de Economia*, 55(2), p. 151-182, 2001

- [13] HAMILTON, J.D. "Time Series Analysis". New Jersey, Princeton University Press, 1994.
- [14] IPEADATA. "Metodologia EMBI+ Risco Brasil".
<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=40940&module=M>, visitado em 21 de Junho de 2016.
- [15] LOWENKRON, A. "Riscos Primos: Uma Investigação acerca da ocorrência e das causas da correlação entre o Risco País e o Risco Cambial ". Dissertação de Mestrado, PUC-Rio, 2003.
- [16] LOWENKRON, A. "Riscos Primos: Uma extensão e as causas da correlação positiva entre o Risco País e o Risco Cambial". Texto Para Discussão 507, PUC-Rio, 2005.
- [17] MALAN, P. "Novos Dilemas da Política Econômica: Ensaio em Homenagem a Dionísio Dias Carneiro". LTC Editora, 2010.
- [18] MELO, A. "Análise dos Prêmios de Risco das Paridades Coberta e Descoberta da Taxa de Juros". Dissertação para Mestrado Profissional, Insper, 2013.
- [19] PIMENTA, A. "Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio - Teoria, Evidências Empíricas Gerais e Análise para o Caso Brasileiro". Fundação Getúlio Vargas, 2006.
- [20] VERDELHAN, A; BORRI, N. "Sovereign Risk Premia". MIT Sloan School of Management, LUISSI University, 2011.
- [21] WOLF, C. "Forward Foreign Exchange Rate, Expected Spot Rates and Premia: A Signal-Extraction Approach". *Journal of Finance* , 42:2, p. 395-406, 1987