

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

IGOR NOSSI DAVANZO

**ESTUDO SOBRE A PRESENÇA DO FORWARD PREMIUM PUZZLE NO BRASIL
PÓS PLANO REAL.**

SÃO PAULO

2021

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

IGOR NOSSI DAVANZO

**ESTUDO SOBRE A PRESENÇA DO FORWARD PREMIUM PUZZLE NO BRASIL
PÓS PLANO REAL.**

Monografia de conclusão de curso apresentada ao Curso
de Ciências Econômicas da Universidade de São Paulo,
como requisito para a conclusão de curso.

Orientador: Prof. Dr. Simão Davi Silber

SÃO PAULO

2021

FICHA CATALOGRÁFICA

Davanzo, Igor

Estudo da presença do forward premium puzzle no Brasil pós plano real – São Paulo, 2021.

Nº de páginas: 35

Área de concentração: Economia Internacional.

Orientador: Prof. Dr. Simão Davi Silber.

Tese de conclusão de curso – Instituição com toda a hierarquia.

1.Forward premium puzzle; 2. Paridade Descoberta da taxa de Juros; 3. Plano Real

SUMÁRIO

LISTA DE GRÁFICOS	5
LISTA DE TABELAS	5
RESUMO.....	6
ABSTRACT	7
1. INTRODUÇÃO	8
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	9
2.1. REVISÃO DOS INSTRUMENTOS DE CÂMBIO NO MERCADO BRASILEIRO.....	9
2.1.1. Câmbio à vista.....	9
2.1.2. Dólar futuro	10
2.1.3. Casado de dólar	11
2.2 REFERENCIAL TEÓRICO DE FAMA	12
2.3. BIBLIOGRAFIA ACERCA DO <i>FORWARD PREMIUM PUZZLE</i>	18
3. BASE DE DADOS	21
3.1 DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS	21
3.2 ANÁLISE ESTATÍSTICA DESCRITIVA E COMENTÁRIOS SOBRE OS DADOS	22
4. METODOLOGIA.....	25
4.1 MODELOS REGRESSIVOS	25
4.1.1 Mínimos Quadrados Ordinários de Fama	26
4.1.2 Mínimos Quadrados Ordinários com EMBI+	27
4.1.3 Analisando a causalidade entre câmbio e risco país (EMBI+)	29
5. INTERPRETAÇÕES DOS RESULTADOS OBTIDOS	30
6. CONCLUSÕES	31
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	33
APÊNDICE A - GRÁFICOS	35

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1. COMPARAÇÃO DÓLAR SPOT E 1º FUTURO.....	11
GRÁFICO 2. COMPORTAMENTO DÓLAR CASADO	12
GRÁFICO 3. COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS $St + 1 - St$ E $Ft - St$	22
GRÁFICO 4. SPOT VERSUS EMBI+	24
GRÁFICO 5. EXPANSÃO DA BASE MONETÁRIA AMERICANA	25

LISTA DE TABELAS

TABELA 1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	22
TABELA 2. TESTES PARA PRESENÇA DE RAIZ UNITÁRIA	26
TABELA 3. TESTES DE BP, DW E JB	27
TABELA 4. ESTIMAÇÃO OLS COM NEWEY-WEST	27
TABELA 5. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA EMBI+	28
TABELA 6. TESTES DE BP, DW E JB COM EMBI+	28
TABELA 7. OLS COM EMBI+	28
TABELA 8. RESULTADOS DO MODELO VAR.....	30

Resumo

O objetivo central deste estudo é analisar o viés da taxa a termo do câmbio para o Brasil no período temporal de 2004 a 2021. A expressão utilizada neste modelo fora introduzida em Fama (1984) bem como por outros autores que contribuíram nesta área. Foram realizadas modificações em algumas regressões com o intuito de realizar diferentes análises. O estudo abordará também o mercado cambial brasileiro para apresentar algumas de suas características que o tornam único. O coeficiente do prêmio de risco a termo estimado pelo modelo OLS de Fama (1984) apresenta sinal negativo, e mesmo adicionando o componente de risco representado pelo EMBI+ o coeficiente persiste com sinal negativo. O modelo VAR foi construído para analisar as funções impulso resposta, a qual mostra que o *forward premium* exerce impacto negativo no diferencial entre o câmbio spot a vigorar no futuro contra o câmbio spot atual. Os resultados encontrados confirmam o *forward premium puzzle* para o Brasil no recorte temporal utilizado.

Palavras-chave: Paridade Descoberta da Taxa de Juros. *Forward Premium Puzzle*.

Códigos JEL: F31, F41

Abstract

The main goal of this study it is to investigate the forward premium for Brazil from 2004 to 2021. The equation used on this study it was introduced by Fama (1984) and by other experts in the exchange rate subject, and some adjusts were done to do different analyses. This study will approach as well the exchange market in Brazil, to present a few characteristics that are unique. The forward risk premium coefficient estimated by Fama (1984) OLS show negative signal, even when added to the regression the risk component represented by EMBI+. Further, the VAR model it was used to look deep on causalities showed by impulse response functions. It appears that the forward premium performs a negative impact in the future spot rate against the actual spot rate. The finding results confirm the forward premium puzzle in Brazil for the time series studied.

Keywords: Uncovered Interest Parity. Forward Premium Puzzle.

JEL Codes: F31, F41,

1. Introdução

No século XX diversas teorias foram desenvolvidas acerca do poder de compra, taxa de câmbio e taxas de juros. Como exemplo podemos citar a paridade coberta e descoberta da taxa de juros e a paridade do poder de compra. Desde o fim do tratado de Bretton Woods, que encerra o ciclo de taxa de câmbio fixada a partir da quantidade de ouro disponível de um país, diversos estudos surgiram com o objetivo de verificar o comportamento das taxas cambiais e taxas de juros, colocando em xeque algumas das teorias desenvolvidas anteriormente. Autores se debruçaram sobre assuntos e teorias da economia internacional com o objetivo de averiguá-las e estudar seu comportamento. Alguns *puzzles* ou anomalias foram encontrados. Um dos mais notórios fora a constatação empírica da falha da PDTJ encontrada por Fama em 1984 no artigo '*Forward and Spot Exchange Rates*'. Além da falha, o resultado indicado mostrava ainda direção contrária daquilo que era o esperado, dando origem ao *forward premium puzzle*.

Este estudo visa estudar a presença ou não do *forward premium puzzle* para o Brasil no recorte temporal compreendido entre 2004 a 2021. O artigo se desdobra em 6 seções. Na próxima seção será discutido o ambiente ao qual é negociado o câmbio no Brasil e suas particularidades, além do arcabouço teórico englobado em Fama (1984) e de resultados encontrados por outros autores em estudos de natureza correlata. Na seção 3 é descrito a base de dados para a construção do modelo, com análises estatísticas descritivas e comentários sobre o momento da série de tempo utilizado, a fim de contextualizar o cenário. Na seção 4 é realizado a regressão fundamental elaborada por Fama (1984), bem como o incremento do risco Brasil dado pelo EMBI+, e do desenvolvimento de análises extraídas de funções impulso resposta pelo VAR. A seção 5 traz a luz algumas discussões e comentários sobre os resultados encontrados, enquanto é tecido comentários finais para o estudo na seção 6.

2. Revisão Bibliográfica

2.1. Revisão dos instrumentos de câmbio no mercado brasileiro

As diretrizes e leis que regem o ambiente cambial brasileiro começaram a ser moldadas no século XX, em meados dos anos 1930. Após o início da grande depressão americana de 1929, o Brasil rompe com o câmbio fixo ancorado ao ouro e inicia então em uma jornada de idas e vindas em relação a políticas cambiais. Passando desde o monopólio das operações cambiais concedida ao Banco do Brasil, até o regime que vivemos atualmente, o de câmbio flutuante sujo, que seria definido como o preço de uma moeda dado majoritariamente pela oferta e demanda, porém podendo ocorrer intervenções do Banco Central em casos de alterações agudas na taxa de câmbio.

Antes de explorarmos o *forward premium puzzle* e a teoria que o engloba, é interessante realizar uma breve explicação do funcionamento do mercado cambial brasileiro no que tange aos instrumentos que são de fato negociados no mercado. O real é uma moeda não conversível, não sendo permitido realizar operações financeiras dentro do Brasil que sejam diferentes do real. Nasce então a necessidade de haver *players* que negociem moedas de diversos países dentro da fronteira brasileira, a fim de viabilizar operações comerciais, financeiras, entre outros. O dólar à vista, que é usado para realizar as mais diversas transações, é formado a partir da junção de dois instrumentos, o câmbio futuro e o casado de dólar, e pode ser negociado tanto no mercado primário como no secundário. Aquele pode ser definido como “As operações do mercado primário são realizadas entre as instituições financeiras que são autorizadas a atuar no mercado de câmbio e seus clientes” (FRANÇA, 2010, p. 13). Enquanto este “As operações do mercado secundário são realizadas pelas instituições autorizadas a operar no mercado de câmbio entre si e entre estas e o Banco Central” (FRANÇA, 2010, p. 14). Em seguida será realizado uma breve exposição de cada um dos mecanismos citados acima.

2.1.1. Câmbio à vista

O câmbio à vista é o câmbio utilizado por empresas e outros *players* no mercado para concretizar operações de importações, exportações, pagamentos de empréstimos entre outras movimentações de divisas. Ele é caracterizado pela liquidação em dois dias úteis no mercado interbancário, e envolve necessariamente um cliente e uma instituição autorizada pelo Banco Central do Brasil a realizar tais operações, dando origem ao mercado de câmbio primário. Além disso, a cotação do dólar à vista, ou dólar pronto como é comumente chamado, é formado a partir de dois outros instrumentos, o futuro de dólar e o dólar casado. Quando um banco realiza uma operação de venda de moeda, ele passa a estar exposto a riscos provenientes da variação do dólar, e ao invés do banco utilizar o mercado secundário com o objetivo de zerar sua exposição cambial, é prática de mercado utilizar o produto ‘dólar futuro’ negociado na B3¹, pois apresenta menos burocracia que o mercado secundário, além de maior liquidez, contribuindo para a formação de um preço mais justo.

2.1.2. Dólar futuro

Com vias de explicar a função do dólar futuro neste trabalho, será simplificada a sua função para realizar zeragem de risco cambial decorrente de operações de compra ou venda de dólares no mercado pronto, e para explicar sua participação na cotação do dólar à vista. O contrato de dólar futuro é comercializado pela B3, e é cotado como sendo a taxa de câmbio de Reais (BRL) por Dólar dos Estados Unidos da América (USD), em que o tamanho do contrato é de 50.000,00 USD e lote padrão de 5 contratos, e são negociados todos os meses de ano, e sempre com vencimento para o primeiro dia útil do mês de referência, negociando a PTAX² do dia útil anterior a liquidação do contrato. O produto é precificado da seguinte forma:

$$\text{Dólar a termo} = \text{dólar spot} * \frac{(1 + \text{taxa CDI spot})^{\frac{du}{252}}}{(1 + \text{cupom cambial} * (\frac{dc}{360}))}$$

O instrumento funciona da seguinte forma: quando o agente econômico compra dólares no mercado primário, a instituição financeira vendedora da moeda irá a B3 e

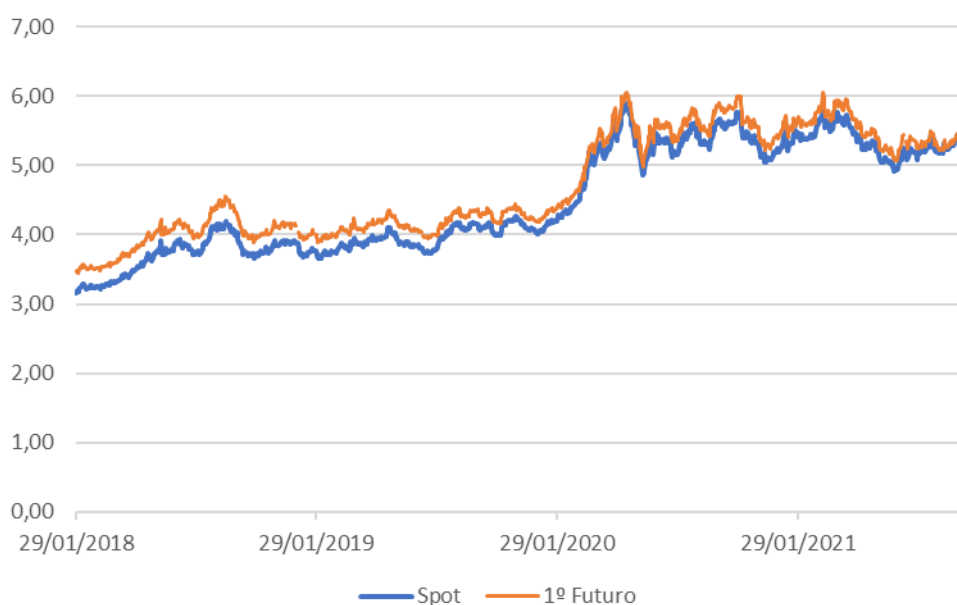
¹ A B3 é uma das principais empresas de infraestrutura de mercado financeiro no mundo, com atuação em ambiente de bolsa e de balcão. Disponível em: <https://www.b3.com.br/pt_br/b3/institucional/quem-somos/>

² Taxa divulgada diariamente pelo Banco Central do Brasil e calculada pela média ponderada das taxas negociadas no mercado registradas no sistema Sisbacen (Sistema de Informações do Banco Central).

comprará contratos de dólar com o objetivo de zerar a exposição cambial decorrente da operação realizada no mercado primário.

De forma simplificada, o cupom cambial se trata da taxa de juros em dólar negociada no Brasil. Com o intuito de ilustrar o comportamento do dólar futuro frente ao dólar spot, em que sempre prevalecerá uma diferença positiva para o instrumento a termo devido a sua forma de precificação, é adicionado o gráfico abaixo. Para construção do gráfico foi utilizado o câmbio spot e 1º Futuro, ambos extraídos do *add-in* do *Thomson Reuters Datastream*, em que o recorte temporal compreende entre 1º de fevereiro de 2018 a 8 de outubro de 2021.

Gráfico 1 - Comparação dólar SPOT e 1º Futuro



Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

2.1.3. Casado de dólar

O casado de dólar é o elo entre o dólar à vista e o dólar futuro. De acordo com a B3 “O Casado de Dólar é uma operação estruturada que combina a negociação de duas operações: (i) um Contrato Futuro de Taxa de Câmbio de Reais por Dólar Comercial (Contrato Futuro de Dólar) (vencimento-base) e; (ii) uma operação inversa ao Contrato de Futuro de Dólar de mesmo montante de Dólar a Vista (Spot).”³ O produto é visto pelos

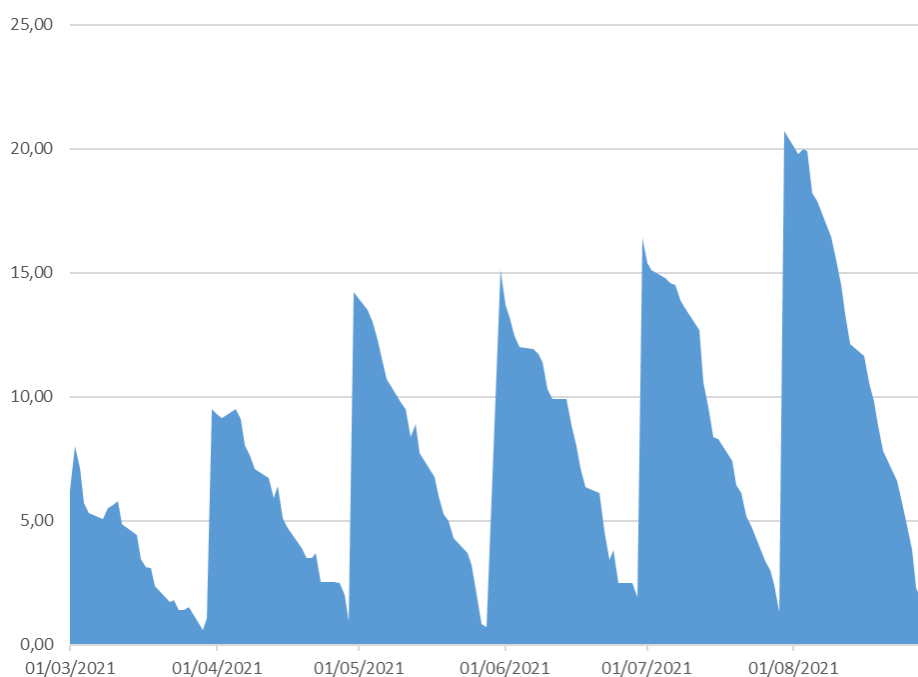
³ Disponível em: <https://www.b3.com.br/pt_br/produtos-e-servicos/negociacao/moedas/operacoes-estruturadas-de-futuro-de-dolar-e-dolar-a-vista-casado-de-dolar.htm>

agentes de mercado, como a oferta e demanda de dólar no mercado, pois são os investidores querendo transformar a posição em derivativo, que não há entrega física da moeda, para uma posição líquida. O casado de dólar é definido da seguinte maneira:

$$\text{casado} = \text{dólar futuro} - \text{spot} \quad (1)$$

Ao negociar o casado, é possível comprá-lo ou vendê-lo. Comprar o casado é equivalente a comprar o spot e vender o primeiro futuro de dólar ao mesmo tempo. Vender o casado é equivalente a vender o spot e comprar o primeiro futuro de dólar ao mesmo tempo. Ou seja, comprar (vender) o casado é comprar (vender) o dólar físico. O gráfico abaixo reflete o comportamento do casado ao longo do mês. O recorte temporal compreende do dia 1º de abril de 2021 a 31 de agosto de 2021.

Gráfico 2 - Comportamento dólar casado



Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

2.2 Referencial Teórico de Fama

Após o término dos acordos de Bretton Woods, que ancorava as taxas de câmbio de câmbio de acordo com a quantidade de ouro de um país, além de estabelecer o controle

sobre os fluxos financeiros, algumas nações adotaram a taxa de câmbio flutuante, que definiria o preço da taxa cambial a partir da oferta e da demanda. Assim, diversos estudos voltados para a economia internacional tentaram modelar quais seriam alguns dos fatores mais importantes para determinação da taxa de câmbio de um país, tais como a Paridade Descoberta da Taxa de Juros (PDTJ) e a teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC). A primeira afirma que a diferença dos juros entre dois países deverá refletir na valorização ou desvalorização entre a moeda desses dois países, pressupondo perfeita mobilidade de capitais, e que títulos em diferentes moedas são substitutos perfeitos. Já a segunda, expressa a taxa cambial necessária para comprar a mesma cesta de produtos e serviços em diferentes países, levando em consideração o nível de preços dos países a serem comparados. Em Obstfeld e Cumby (1984), os autores afirmam que essas duas teorias são importantes conectores internacionais para a definição da taxa de câmbio de um país. O trabalho dos dois autores visa estudar se a PDTJ e a PPC são válidas ou não para um certo conjunto de países escolhido por eles, utilizando agentes com expectativas racionais. Encontram evidências de falhas de ambas as teorias, afirmando ainda que os erros de previsão parecem ser heterocedásticos para a amostra utilizada.

A constatação da falha da PDTJ por parte de Obstfeld e Cumby (1984), como afirmado em Rocha (2021), originou o que ficaria conhecido como *forward premium puzzle*. Em Fama (1984) foi construído um modelo para mensurar a variação do prêmio de risco e do câmbio spot no futuro. Já no início do artigo, o autor afirma que há um consenso que as taxas *forward* não teriam nenhum poder preditivo para as taxas spot a vigorar no futuro. Utilizando a hipótese que os mercados a termo são eficientes, o autor encontra evidências que os componentes dessa taxa variavam no tempo. Entre as conclusões tiradas em Fama (1984), duas são as mais surpreendentes para o autor. São elas: i) a maior parte das variações nas taxas a termo são variações nos prêmios; ii) o prêmio e a expectativa do câmbio spot a vigorar no futuro, componentes da taxa *forward*, são negativamente correlacionadas.

Ainda em Fama (1984) a taxa *forward* observada no momento ' t ', para uma taxa spot a vigorar em ' $t + 1$ ', seria dada pela seguinte equação:

$$F_t = E(S_{t+1}) + P_t \quad (1)$$

Em que F_t seria a taxa a termo no momento ' t ', $E(S_{t+1})$ a expectativa da taxa *spot* a vigorar no futuro e P_t o prêmio de risco no momento ' t '. Fama (1984) assume que a expectativa da taxa *spot* futura seria a previsão eficiente, condicionada a toda informação disponível no momento ' t '. Os argumentos da expressão (1) estão em logaritmo, Em Garcia e Olivares (2001), a expressão (1) é apresentada como uma maneira particular do componente de prêmio da taxa a termo, mas não se limitando a ela, dizendo que a definição da taxa *forward* em Fama (1984), é semelhante a noção de ruído usada por Durlauf e Hall (1989).

Para dar conteúdo econômico à equação apresentada acima, Fama (1984) disserta que modelos capazes de descrever a determinação do prêmio, que será chamado de P_t , são necessários. Garcia e Olivares (2001) realizam manipulações matemáticas a fim de escrever S_{t+1} como a soma de $E_t(S_{t+1})$, e um termo de errado v_{t+1} , que corresponderia, segundo os autores, ao erro de previsão, supondo válida a hipótese de expectativas racionais. A partir da equação (1), a diferença entre a taxa *forward* e a taxa *spot* no momento ' t ', seria dada por:

$$F_t - S_t = E(S_{t+1} - S_t) + P_t \quad (2)$$

Em Garcia e Olivares (2001), é apresentado $(F_t - S_t)$ como sendo costumeiramente conhecido na literatura como prêmio a termo, ou *forward premium*. Em Fama (1984), é realizado a decomposição da equação (2) em duas outras equações:

$$F_t - S_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(F_t - S_t) + \varepsilon_{1,t+1} \quad (3)$$

$$S_{t+1} - S_t = \alpha_2 + \beta_2(F_t - S_t) + \varepsilon_{2,t+1} \quad (4)$$

Essas são as duas equações fundamentais apresentadas em Fama (1984). Para a expressão (3), o autor afirma que $F_t - S_{t+1}$ são o prêmio P_t mais $E(S_{t+1}) - S_t$, que é definido segundo o autor como sendo o erro aleatório da previsão racional ($E(S_{t+1})$). Fama (1984) assevera que se β_1 for diferente de 0, então o prêmio teria variação presente em $F_t - S_{t+1}$. Já para a expressão (4) se β_2 é diferente de zero, o autor diz que o diferencial *forward-spot* ($F_t - S_t$) possui informações para predizer a taxa de câmbio no futuro, e afirma ainda que, se β_2 for diferente de 1, isto indica que há variação temporal do prêmio de risco na taxa *forward*. Em Rocha (2021), o α é apresentado como sendo a elasticidade-renda da demanda por moeda, enquanto β a elasticidade de juros. Obstfeld e

Cumby (1984), afirmam que quando os possuidores de títulos são avessos ao risco, a eficiência de mercado é consistente com a existência de um prêmio de risco diferente de zero e variável com o tempo, o que implicaria em substituição imperfeita de títulos nos portfólios dos investidores. Garcia e Olivares (2001) estima os coeficientes β_1 e β_2 através dos limites em probabilidade dos estimadores de mínimos quadrados ordinário, assim, assumindo que a expectativa futura da taxa *spot* na taxa *forward* é eficiente ou racional, temos:

$$plim(\bar{\alpha}_1^{MQO}) = \frac{Cov(F_t - S_{t+1}, F_t - S_t)}{Var(F_t - S_t)} = \frac{Cov(P_t - v_{t+1}, E_t(S_{t+1} - S_t) + P_t)}{Var(E_t(S_{t+1} - S_t) + P_t)} \quad (5)$$

$$plim(\hat{\beta}_1^{MQO}) = \frac{Var(P_t) + Cov(P_t, E_t(S_{t+1} - S_t))}{Var(P_t) + Var(E_t(S_{t+1} - S_t)) + 2Cov(P_t, E_t(S_{t+1} - S_t))} \quad (6)$$

Seguindo os mesmos passos para β_2 ,

$$plim(\hat{\alpha}_2^{MQO}) = \frac{Cov(S_{t+1} - S_t, F_t - S_t)}{Var(F_t - S_t)} \quad (7)$$

$$plim(\hat{\beta}_2^{MQO}) = \frac{Var(E_t(S_{t+1} - S_t)) + Cov(P_t, E_t(S_{t+1} - S_t))}{Var(P_t) + Var(E_t(S_{t+1} - S_t)) + 2Cov(P_t, E_t(S_{t+1} - S_t))} \quad (8)$$

Como mostrado na expressão (2), $F_t - S_t$ possui dois componentes, sendo eles P_t e $E(S_{t+1} - S_t)$. Após apresentar as expressões (6) e (8), Fama (1984) coloca o caso especial em que P_t e $E(S_{t+1} - S_t)$ são descorrelacionados, mostrando matematicamente que “[...] os coeficientes β_1 e β_2 dividem a variância de $F_t - S_t$ em duas partes: a proporção devida a variância do prêmio e a proporção devida à variância da depreciação esperada da taxa à vista” (GARCIA, Márcio; OLIVARES, Gino, 2010, p. 159). Entretanto, segundo os autores, quando os dois componentes de $F_t - S_t$ são correlacionados, a contribuição da variação entre P_t e $E(S_{t+1} - S_t)$ em relação a $Var(F_t - S_t)$ devido a variância do prêmio e a variância da esperança da diferença entre o *spot* a vigorar no futuro e o *spot* à vista, faz com que a interpretação simples de β_1 e β_2 quando temos P_t e $E(S_{t+1} - S_t)$ correlacionados é perdida. Ainda em Fama (1984), a covariância entre o prêmio e a esperança da diferença entre o *spot* a vigorar no futuro e o *spot* à vista, $Cov(P_t, E_t(S_{t+1} - S_t))$, é tratado como um problema central nos testes empíricos do modelo. Segundo este as regressões descritas pelas equações (3) e (4) possuem informações idênticas sobre a variação de P_t e $E(S_{t+1} - S_t)$.

A expressão derivada dos limites em probabilidades de $\widehat{\beta}_1$ e $\widehat{\beta}_2$, indica a existência das variâncias e covariâncias dos termos sintetizados. A variância pode ser descrita como:

$$Var(X) = E((X - \mu))^2 \quad (7)$$

Sendo X a variável aleatória e μ a média. Já para a covariância, a definição é dada por:

$$Cov(x, y) = \frac{\sum(Xi - \bar{X})(Yi - \bar{Y})}{n} \quad (8)$$

Sendo Xi e Yi os pares de informações, \bar{X} e \bar{Y} suas respectivas médias e 'n' os números de pares de informações. Assim, matematicamente, Fama (1984) afirma que para ter $\beta_2 < 0$, seria necessário que $Cov(P_t, E_t(S_{t+1} - S_t)) < 0$, pois a variância não poderia assumir um valor negativo. Para concluir que a maioria da variação nas taxas a termo é devida a variação no prêmio seria necessário a “[...] consequência de suas estimativas de $\beta_2 < 1/2$ ” (GARCIA, Márcio; OLIVARES, Gino, 2010, p. 159). Assim, esses autores realizam álgebra a partir das expressões (2) e (6) e assumindo $\beta_2 < 1/2$, chegam a seguinte expressão:

$$\frac{1}{2}[Var(P_t) + Var(E_t(S_{t+1} - S_t))] > Var(E_t(S_{t+1} - S_t)) \quad (9)$$

O que implica em:

$$Var(P_t) > Var(E_t(S_{t+1} - S_t)) \quad (10)$$

Em Fama (1984), é desenvolvido os pressupostos econômicos que estariam por detrás de todo seu modelo teórico. Então, é assumido que o mercado internacional de títulos é aberto, e não há arbitragem entre os juros pagos pelos títulos emitidos por dois países diferentes. Portanto, valeria a condição da IRP (*interest rate parity*), a qual é denotada pelo autor como sendo:

$$\frac{f_t^{i,j}}{s_t^{i,j}} = \frac{(1+R_{i,t})}{(1+R_{j,t})} \quad (11)$$

Em que $f_t^{i,j}$ e $s_t^{i,j}$ seria a taxa a termo e a taxa a vista, respectivamente, denotado como unidades da moeda 'i' por unidade da moeda 'j' observada no momento 't'. Já $R_{i,t}$ e $R_{j,t}$ seriam as taxas de juros nominais observadas no momento 't' para as moedas 'i' e 'j'. De acordo com a expressão (11), qualquer prêmio na taxa *forward* se daria através do

diferencial de juros pagos pelos títulos dos dois países diferentes. Ademais, o autor utiliza ainda outros dois conceitos para criar o elo econômico para o modelo, a PPP (*purchase power parity*) e a equação de Fisher afim de isolar o componente prêmio.

$$S_t^{i,j} = \frac{(V_{i,t})}{(V_{j,t})} \quad (12)$$

A expressão (12) denota a PPP, em que $V_{i,t}$ e $V_{j,t}$ se refere ao nível de preços no país i e no país j , respectivamente. Essa teoria, afirma que as moedas estão em equilíbrio quando um produto, ou uma cesta de produtos, é precificada igualmente levando em conta a taxa de câmbio entre os dois países. E por fim, o autor assume que a equação de Fisher é válida para as taxas nominais de juros, sendo denotada por:

$$r \approx i - \pi \quad (13)$$

Em que r é a taxa de juros real, i a taxa de juros nominal e π a inflação. A inflação seria definida por:

$$\Delta_{x,t+1} = \ln \frac{(V_{x,t+1})}{(V_{x,t})} \quad (14)$$

Onde o termo x pode ser substituído por i e j que foram identificados acima. Em seguida, com um pouco de álgebra nas expressões 11, 12, 13 e 14 em que a expressão (11) fora posta em logaritmo, o autor conclui que:

$$\frac{f_t^{i,j}}{s_t^{i,j}} = \frac{(1+[r_{i,t+1} + \Delta_{i,t+1}])}{(1+[r_{j,t+1} + \Delta_{j,t+1}])} \quad (15)$$

E ao juntar as definições de PPP com Fisher, temos:

$$f_t^{i,j} - s_t^{i,j} \approx [E(r_{i,t+1}) - E(r_{j,t+1})] + [E(\ln V_{i,t+1}) - E(\ln V_{j,t+1})] - [\ln V_{i,t} - \ln V_{j,t}] \quad (16)$$

Reduzindo a expressão (16) teremos:

$$\begin{aligned} f_t^{i,j} - s_t^{i,j} &= [E(r_{i,t+1}) - E(r_{j,t+1})] + E(S_{t+1}^{i,j}) - S_t^{i,j} \\ f_t^{i,j} &= [E(r_{i,t+1}) - E(r_{j,t+1})] + E(S_{t+1}^{i,j}) \end{aligned} \quad (17)$$

Após derivar a expressão (17), e comparando-a com a expressão (1), ao assumir a equação de Fisher e a PPP válidas, o prêmio na taxa *forward* seria a diferença entre a

expectativa do retorno real do título atrelado a moeda i' e a expectativa do retorno real do título atrelado a moeda j' . Assim, o autor conclui que, em última instância, as variáveis que determinam a diferença entre a esperança dos retornos reais dos títulos supracitados, também explicam o prêmio na taxa *forward*.

2.3. Bibliografia acerca do *forward premium puzzle*

Rocha (2021), em seu trabalho de caráter inédito, estudou o *forward premium puzzle* para os países emergentes categorizados de acordo com o índice JP Morgan – GBI-(EM)⁴. A autora utiliza técnicas de aprendizados econométricos para tentar explicar o FPP, usando a abordagem de expectativas não racionais para os países emergentes, que segundo a autora, considera que o puzzle do presente estudo seria proveniente de erros sistemáticos de expectativas por parte dos agentes. A autora conclui ainda que o coeficiente do forward premium apresenta viés significativo negativo para 7 moedas estudadas.

O artigo de Frankel e Poonawala (2006), busca estudar o mercado *forward* para as moedas de países emergentes e comparar o viés obtidos para estes países em comparação com os países desenvolvidos. Os autores utilizam tanto países emergentes como desenvolvidos, a fim de construir uma base comparativa entre ambos. O viés é obtido através da regressão SUR, mostrando que países emergentes possuem um viés menos acentuado que países desenvolvidos. Ao agrupar os diversos países presentes no estudo, os autores chegam à conclusão que os países pertencentes ao grupo ‘desenvolvidos’ o coeficiente do puzzle é significativamente menor que zero, enquanto que para os países emergentes o valor encontrado é próximo de zero, e raramente negativo. Os autores concluem então que o viés mais acentuado encontrado nos países desenvolvidos pode ser devido a estabilidade macroeconômica apresentada por eles, sugerindo que o viés pode não ser totalmente conectado a um prêmio de risco da moeda.

Em Garcia e Olivares (2001) é realizado testes econométricos para as expressões (3) e (4) derivado por Fama (1984), para aplicabilidade no Brasil, no período de 1995 a

⁴ Índice elaborado pelo banco JP Morgan, que monitora títulos públicos dos países categorizados como emergentes.

1998 com o propósito de testar a presença ou não do FPP. A conclusão tirada pelos autores é que a PDTJ não seria válida para o período estudado no ambiente brasileiro, entretanto não fora constatado o viés negativo no β das equações (3) e (4) conforme mostrado por Fama (1984). Todavia asseveram que os resultados encontrados se mostram em linha com os resultados obtidos por Bansal e Dahlquist (2000). Adiante, os autores utilizam um modelo de extração de sinal, estimado a partir da metodologia do filtro de Kalman, eles encontram uma medida do prêmio de risco do mercado cambial brasileiro no corte temporal escolhido pelos autores, sendo que o resultado obtido sempre fora positivo.

Em Bansal e Dahlquist (2000) foi realizado um estudo a fim de aprofundar sobre o tema do FPP em países emergentes e desenvolvidos, levando em consideração aspectos macroeconômicos dos países que faziam parte da análise. Segundo os autores, a presença do FPP, de forma geral, é constatada na maioria dos países membros do G-7. Assim, conduzem um estudo utilizando 12 economias emergentes e 16 economias desenvolvidas, sendo que as econômicas emergentes, segundo os autores, possuem em média menor renda per capita, maiores níveis de inflação e imprevisibilidade sobre este fenômeno, além de taxas de juros nominais maiores em comparação as econômicas desenvolvidas. Os autores concluem que a FPP estaria presente apenas em países desenvolvidos desde que a taxa de juros praticada fosse menor que as taxas de juros dos Estados Unidos. O fenômeno, segundos os autores, possui uma estreita relação entre PIB per capita, inflação média, volatilidade da inflação e grau de risco dos países.

O *forward premium puzzle* é intimamente conectado a anomalias no mercado que podem ser utilizadas como estratégia de investimento, como é o caso do *carry trade*, que se caracteriza na prática de tomar dinheiro a uma taxa de juros em um país com taxa de juros baixas e aplicar em outro o qual as taxas de juros negociadas são maiores, ganhando a diferença entre o empréstimo e a aplicação. Tal tipo de operação é largamente utilizada por bancos no Brasil para viabilizar operações de câmbio, como travas de importação e exportação. Segundo Rossi (2016), a operação de *carry trade* não se constitui como uma operação de arbitragem, mas sim como uma operação especulativa, pois a variação cambial não é conhecida a priori. Junior (2017) explora o *carry trade* e o *dollar trade*, onde ambas são estratégias de investimento em um ambiente de falha da PDTJ, que viabilizaria a lucratividade neste tipo de operação. O *dollar trade* é definido pelo autor como sendo a compra de uma cesta de moedas, e venda do dólar quando a taxa de juros

de curto prazo internacional está acima da americana, como em períodos de recessões, ou a operação inversa caso a taxa de juros americana seja superior a internacional. O estudo de Junior (2017) possui diversos países em sua amostra, num corte temporal compreendido entre dezembro de 1984 a junho de 2010. O objetivo do estudo é averiguar se o *forward premium puzzle* originou o carry trade. A conclusão tirada pelo autor é que o FPP e o carry trade são fenômenos distintos, invalidando a hipótese que a estratégia de investimento apresentada acima seja decorrente da FPP.

No estudo realizado por Chrity, Garcia e Medeiros (2006), busca-se identificar “[...] se o viés de previsão é indicação de um prêmio de risco cambial que varia no tempo ou uma violação das expectativas racionais dos agentes em relação aos movimentos do câmbio spot” (CHRITY, GARCIA e MEDEIROS, 2006, p. 124). O prêmio de risco tratado neste estudo segue a mesma metodologia empregada em Garcia e Olivares (2001), bem como os dados utilizados e seu respectivo corte temporal. Os autores asseveram que os erros de previsão dos agentes não englobam apenas o prêmio de risco variável no tempo, afirmando que além do prêmio de risco existem outros pontos que influenciam o viés no mercado futuro de câmbio. Os resultados encontrados pelos autores são consistentes, segundo eles, ao período utilizado na amostra, que inicia em 1995 e vai até 1998, onde figurou um regime denominado como *crawling peg* no Brasil, o que trouxe, segundo eles, maior previsibilidade da taxa cambial.

O puzzle tratado neste estudo, já foi testado e modelado de diversas maneiras, como por exemplo em Boudoukh, Richardson e Whitelaw (2013). Os autores estudam uma amostra de 10 países no corte transversal que compreende de 1980 a 2010. Ademais, reformulam a forma tradicional da PDTJ, reescrevendo-a como uma relação entre movimentos da taxa de câmbio futura contra a diferença futura das taxas de juros entre países, que segundo eles aprofunda o FPP. Também é constatado que o efeito do *carry trade* associado com distorções nas taxas reais exerceria forças para que as taxas de câmbio se movimentassem na direção contrária ao previsto no modelo de PPC.

No artigo escrito por Cieplinski, Braga, Summa (2015), em que o objeto de estudo é averiguar a validade ou não da PDTJ no caso brasileiro, no período de tempo compreendido entre 2000 a 2014. Os autores modificam a equação (4) de Fama, apresentando-a conforme abaixo:

$$S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t$$

Onde S_t e S_{t+1} são denominados na mesma forma que neste presente estudo, enquanto i_t e i_t^* se referem a taxa de juros interna e taxas de juros externa, respectivamente. O estudo imputa ainda a equação acima o índice EMBI+ brasileiro⁵. Os autores realizam o teste econométrico através de um modelo GARCH (1,1), que encontra sinais negativos no viés para a economia brasileira. Os autores concluem que os resultados encontrados corroboram com a imensa quantidade de pesquisas com relação a falha da paridade descoberta da taxa de juros, entretanto o sinal negativo no viés não é vastamente documentado, como chamam atenção os autores.

3. Base de dados

3.1 Descrição da base de dados

Para a definição da base de dados, as informações referentes ao contrato futuro de dólar foram extraídas através do *add-in* do *Thomson Reuters Datastream*. A composição da base é formada pelas taxas de fechamento de câmbio venda na paridade BRL/USD, bem como as cotações das taxas a prazo do dólar 3 meses à frente, ambas extraídas a partir do primeiro dia útil do mês. Além disto, foi utilizado o índice EMBI+ Brasil para mensurar o risco Brasil, onde os dados foram extraídos do Ipeadata⁶. O recorte temporal compreende 1º de março de 2004 a 2º de agosto de 2021, totalizando 210 observações com frequência mensal todas para o 1º dia útil do mês. O período utilizado para compor a base de dados está sob vigência total do regime de câmbio flutuante.

⁵ O EMBI+ brasileiro (Emerging Markets Bond Index Plus) é um índice criado pelo JP Morgan, auxiliando na compreensão de risco ao investir num país denominado como emergente. O índice estima o desempenho diário dos títulos da dívida do Brasil em relação aos títulos do Tesouro dos Estados Unidos. O índice analisa os bônus que um título brasileiro paga em relação a um título americano equivalente. A unidade de medida do índice é o ponto base, em que 100 pontos base, equivalem a 1%. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=40940&module=M>>

⁶ Ipeadata – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. É uma base de dados macroeconômicos, financeiros e regionais do Brasil mantidas pelo Ipea.

3.2 Análise Estatística Descritiva e Comentários Sobre os Dados

Assim como realizado em Fama (1984), Garcia e Olivares (2001), serão apresentados abaixo algumas estatísticas descritivas acerca das variáveis dependentes e independentes de interesse neste estudo.

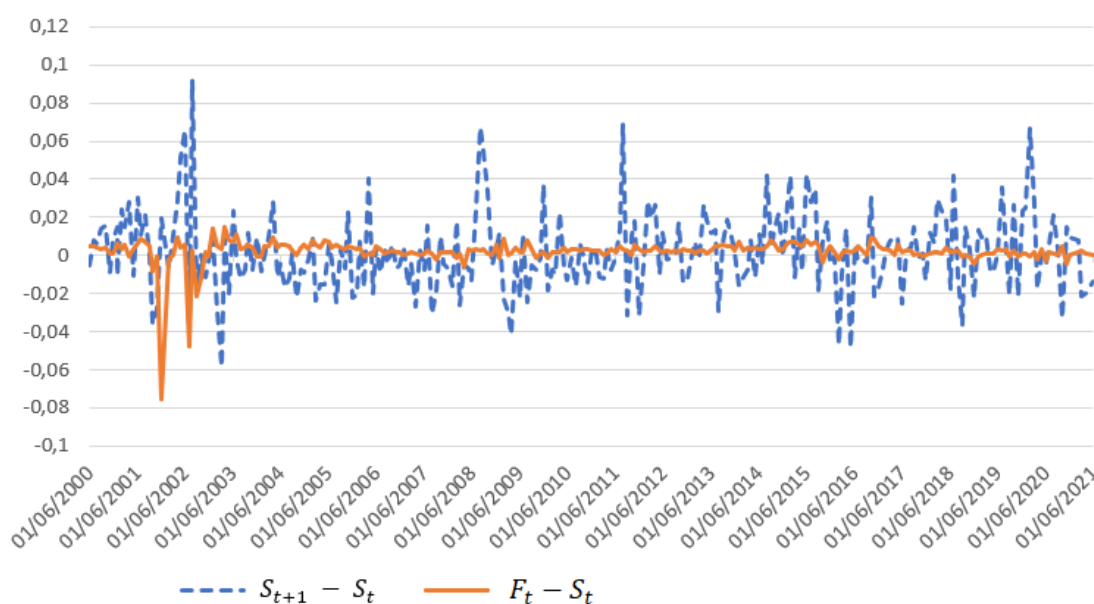
Tabela 1 - Estatísticas Descritivas

	$S_{t+1} - S_t$	$F_t - S_t$	$F_t - S_{t+1}$
Média	0,002486	0,007863	0,00537
Desvio Padrão	0,029037	0,004038	0,02964

Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

Ao analisar a Tabela 1, vemos que em média o erro aleatório da previsão racional ($S_{t+1} - S_t$) erra menos que o *forward premium* ($F_t - S_t$), entretanto a um custo de maior desvio padrão. Uma das hipóteses pode ser devido ao fato que o Brasil, por ser uma economia emergente, possui inflação mais elevada e menor renda per capita em comparação aos países desenvolvidos como sustenta Bansal e Dahlquist (2000). Ademais, como dito anteriormente, o dólar à vista é formado a partir do mercado de derivativos, o que pode acarretar maior variabilidade. O Gráfico 3 abaixo, traz a visualização do comportamento das variáveis $S_{t+1} - S_t$ e $F_t - S_t$.

Gráfico 3 - Comportamento das variáveis $S_{t+1} - S_t$ e $F_t - S_t$

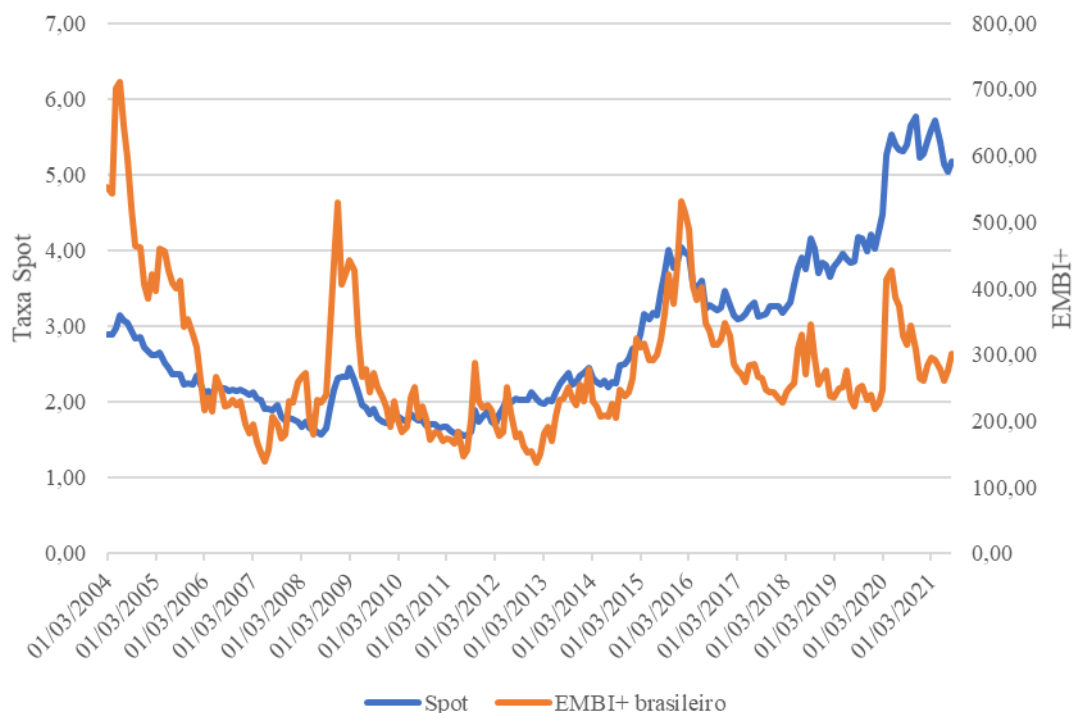


Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

Ao analisar o gráfico, é possível verificar que há um cluster de volatilidade bastante visível na crise do *sub-prime* em 2008, que foi uma grave crise bancária e sistêmica que atingiu o mundo todo, trazendo momentos de instabilidade e insegurança sobretudo aos mercados emergentes. E recentemente, após a crise econômica atravessada pelo Brasil entre os anos de 2015 a 2017, é possível verificar a grande amplitude que a série $S_{t+1} - S_t$ apresenta quando comparado a $F_t - S_t$. Fica evidente para o ano de 2020, especificamente em março, data de início da pandemia do covid-19, que abalou e afetou toda a cadeia de produção e os mercados de capitais do mundo todo, outro cluster de volatilidade refletindo o momento de grande instabilidade ao qual o mercado mundial atravessou. Em crises de tal magnitude, não é incomum a fuga de capital, acarretando desvalorização do real em relação ao dólar. O movimento pode ser compreendido pelo fato de os investidores procurarem posições mais defensivas e menos especulativas, os quais dificilmente países emergentes podem oferecer.

Com o intuito de ilustrar o movimento da moeda brasileira correlacionando-o com a percepção do risco país pelo indicador EMBI+ brasileiro, para o recorte temporal compreendido entre 1º de março de 2004 a 2 de agosto de 2021, será apresentado o Gráfico 2 a fim de identificar visualmente o comportamento do câmbio à vista de acordo com o risco país.

Gráfico 4 - SPOT versus EMBI+



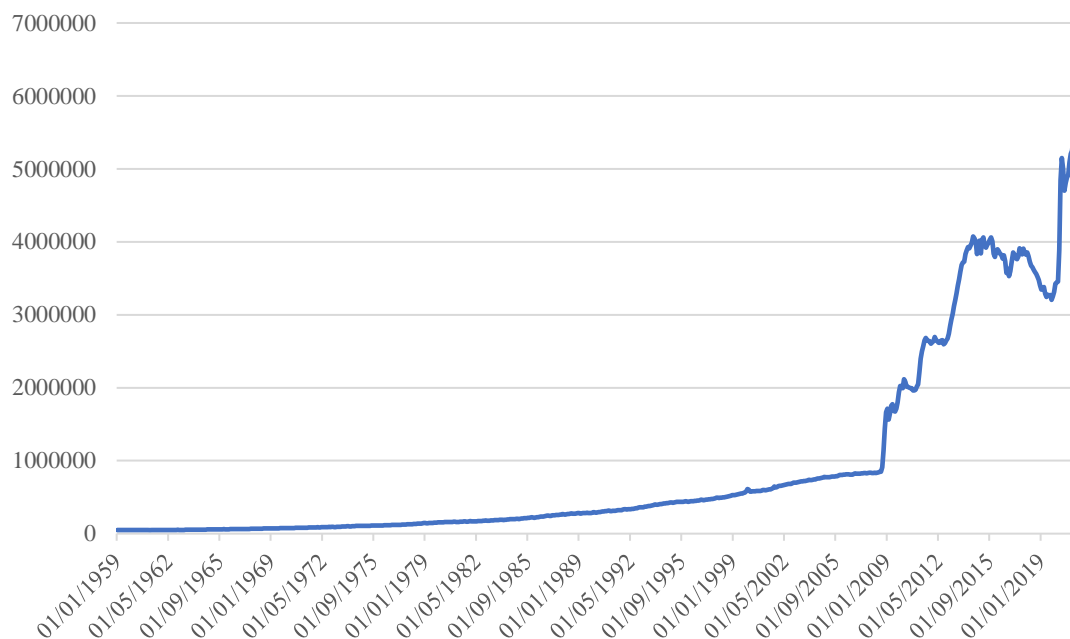
Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

A análise gráfica nos permite visualizar que em momentos de stress da taxa cambial, há com frequência o aumento do risco Brasil, representado neste caso pelos *spreads* entre títulos brasileiros vis a vis títulos americanos comparáveis. Em 2008, no auge da crise do *subprime*, o medo dos agentes de mercado de forma geral, fez com que o EMBI+ disparasse exibindo a aversão a risco daquele instante. Neste movimento, é natural que investidores vendam seus ativos em reais, e busquem comprar dólar para retirá-los do Brasil e assim realizar investimentos em países desenvolvidos, principalmente em ativos com baixo risco. O mesmo movimento é visto em 2016, momento marcado pelas turbulências políticas as quais o Brasil atravessava, e em 2020, ano marcado pela grave crise sanitária provocada pelo coronavírus.

A variação da taxa de câmbio, leva em consideração expectativas dos agentes, à sua alocação de portfólio, e ao ciclo de liquidez. Após 2008, conforme visualizado no Gráfico 3, os dados da base monetária americana divulgadas pelo FRED St. Louis seguem um aumento persistente, que trouxeram ciclos de liquidez nunca visto anteriormente. Segundo Rossi (2016), um fenômeno deste processo é definido como a financeirização das taxas de câmbio, que é explicada pelo autor como sendo um

processo de subordinação das trajetórias cambiais as decisões de portfólios dos agentes financeiros. O autor afirma ainda que este processo poderia levar os movimentos cambiais a não seguirem sua trajetória orientada ao equilíbrio, provocando um deslocamento da taxa de câmbio dos seus reais fundamentos econômicos.

Gráfico 5 - Expansão da Base Monetária Americana



Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

4. Metodologia

4.1 Modelos regressivos

O objetivo do estudo é realizar a regressão da equação (4) para avaliar se a PDTJ é válida ou não para o Brasil, e se há a presença do *puzzle*. Utilizando a mesma terminologia que em Rocha (2021), ao denominarmos β_2 como sendo a elasticidade de juros, seria esperado que seu comportamento na equação (4) apresentasse o valor 1, validando então a PDTJ. Assim, para alcançarmos os resultados para o Brasil, este estudo utilizará dois modelos regressivos, são eles: OLS e VAR. As regressões e análises foram feitas com ajuda do software R.

4.1.1 Mínimos Quadrados Ordinários de Fama

Conforme descrito na seção 2.2, iremos realizar a regressão da expressão (4), conforme verificou-se em Fama (1984), Garcia e Olivares (2001), Bansal e Dahlquist (2000), Godoy (2021), Rocha (2021), entre outros. Inicialmente, iremos analisar se as variáveis presentes na equação (4) são estacionárias. Parâmetros estacionários são aqueles que pressupõem média e variância constante ao longo do tempo. A constatação de séries não estacionárias empobreceria a regressão realizada. Foi utilizando o teste ADF e Phillips-Perron para constatar a presença ou não de raiz unitária, e Akaike como critério de informação para o teste ADF. A Tabela 2 resume as estatísticas encontradas.

Tabela 2 - Testes para presença de raiz unitária

	ADF	PP
$S_{t+1} - S_t$	-9,3424***	<0,01***
$F_t - S_t$	-1,6042	0,07304*
* Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%		

Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

Constata-se através da tabela 2 que a depreciação esperada do câmbio, que é a variável dependente da regressão, não possui raiz unitária, entretanto o erro entre o câmbio spot e o futuro ambos no momento ' t ' possuem raiz unitária de acordo com o teste de ADF. Então, decidiu-se utilizar o teste de Phillips-Perron para averiguar a existência ou não de raiz unitária. Como resultado é possível verificar que enquanto a variável dependente não possui raiz unitária para 1% de significância, a variável independente não possui raiz unitária para 10% de significância. Em seguida, foi realizado a regressão OLS de Fama (1984), utilizando a hipótese dos investidores racionais, que incorporam todas as informações disponíveis em sua decisão, além de serem avessos ao risco. A PDTJ é validada caso $\alpha_2 = 0$ e $\beta_2 = 1$. Entretanto, como constatado por Godoy (2021), Rocha (2021), Cieplinski, Braga e Summa (2015), os resíduos da regressão OLS de Fama (1984) não possuem distribuição normal, inviabilizando a análise de significância dos testes almejados. A seguir foram realizados testes de Breusch-Pagan para heterocedasticidade, Durbin-Watson para autocorrelação serial nos resíduos e Jarque-Bera para análise a distribuição dos resíduos. Os resultados se encontram na Tabela 3.

Tabela 3 - Testes de BP, DW e JB

	Breusch-Pagan	Durbin-Watson	Jarque-Bera
Coefficiente	0,043833	0,86731	47,063
p-valor	0,8342	2,2E-16***	6,03E-11***
* Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%			

Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

Os resultados indicam que os resíduos são homocedásticos, autocorrelacionados e não são normalmente distribuídos. Conforme realizado em Godoy (2021), Rocha (2021), Frankel e Poonawala (2010), iremos regredir novamente a expressão (4), porém com a metodologia de Newey-West, que corrige a heterocedasticidade, e a autocorrelação serial dos resíduos. O resultado pode ser visualizado na Tabela 4.

Tabela 4 - Estimação OLS com Newey-West

$S_{t+1} - S_t = \alpha_2 + \beta_2(F_t - S_t) + \varepsilon_{2,t+1}$				
	Coefficientes	Erro Padrão	t, $\alpha = 0$	t, $\beta = 1$
α	0,007	0,006	1,16667	-
β	-0,593	0,695	-	-2,2921***
R ²	0,007			
Observações	210			
Teste de Wald				
F	p-valor			
10,27746	0,0015589			
* Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%				

Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

Realizando o teste individual, não rejeitamos $\alpha = 0$ a 5% de significância, e rejeitamos $\beta = 1$ a 5% de significância. Através do Teste de Wald realizamos a hipótese conjunta de $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, a qual é rejeitada.

4.1.2 Mínimos Quadrados Ordinários com EMBI+

Nesta seção iremos repetir os mesmos testes e regressões realizados na seção passada, entretanto iremos adicionar a expressão (4) o índice EMBI+, conforme realizado por Cieplinski, Braga, Summa (2015). A expressão assumirá o seguinte formato:

$$S_{t+1} - S_t = \alpha_3 + \beta_3(F_t - S_t) + \delta embi + \varepsilon_{3,t+1} \quad (18)$$

Na Tabela 5 será apresentado apenas o teste de raiz unitária para a nova variável *embi*, pois $S_{t+1} - S_t$ e $(F_t - S_t)$ já se mostraram estacionários conforme a Tabela 3.

Tabela 5 - Testes de raiz unitária para EMBI+

	ADF	PP
$S_{t+1} - S_t$	-11,1852***	<0,01***
* Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%		

Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

Através da Tabela 5 verificamos que o EMBI+ é estacionário utilizando tanto o teste ADF como PP. Em seguida, realizaremos testes para heterocedasticidade, autocorrelação serial e a análise da distribuição dos resíduos.

Tabela 6 - Testes de BP, DW e JB com EMBI+

	Breusch-Pagan	Durbin-Watson	Jarque-Bera
Coefficiente	2,7875	0,94124	41,905
p-valor	0,2481	3,82E-15***	7,95E-15***
* Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%			

Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

Conforme os resultados apresentados na seção 4.1.2, os resíduos são homocedásticos, autocorrelacionados e não são normalmente distribuídos. Para realizarmos uma estimação que possa lidar com os problemas de autocorrelação e não distribuição normal dos resíduos, utilizaremos o regressor de Newey-West para obter resultados consistentes.

Tabela 7 - OLS com EMBI+

$S_{t+1} - S_t = \alpha_3 + \beta_3(F_t - S_t) + \delta embi + \varepsilon_{3,t+1}$					
	Coeficientes	Erro Padrão	t, $\alpha = 0$	t, $\beta = 1$	t, $\delta = 0$
α	0,0068	0,0062	1,09677	-	-
β	-0,5688	0,7442	-	-2,108***	-
δ	0,01581	0,01658	-	-	0,95356
R ²	0,012				
Observações	210				
Teste de Wald					
F	p-valor				
7,4782	8,90E-05				
* Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%					

Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

Os resultados de α e β , quando adicionado a variável EMBI+, assumem praticamente os mesmos valores quando realizamos a primeira regressão na subseção anterior. Realizamos o teste *t-student* para $\delta = 0$, entretanto podemos rejeitar tal hipótese para um nível de significância de 5%. O teste de Wald realizado considera as seguintes hipóteses conjuntas: $\alpha = 0$, $\beta = 1$ e $\delta = 0$. O resultado é que podemos rejeitar a hipótese conjunta explicitada acima. O modelo apresenta uma leve melhora no R² em relação a primeira regressão, entretanto aumentar uma variável no modelo acarreta a melhora do R², porém a um custo de maior variância.

4.1.3 Analisando a causalidade entre câmbio e risco país (EMBI+)

Para avaliar a causalidade existente entre o câmbio e o EMBI+ será utilizado um modelo VAR. O objetivo é analisar como o risco país interfere na variável independente do modelo representado pela expressão (18). Este modelo considera basicamente a estacionariedade das séries que o compõe. O critério de informação a ser utilizado será escolhido para satisfazer a parcimônia do modelo, evitando o problema de hiper parametrização. Utilizaremos o critério de informação Hannan-Quinn, com 2 defasagens. Os resultados dos coeficientes e das raízes são apresentados na tabela abaixo. Todas as variáveis apresentam raízes inferiores a unidade.

Tabela 8 - Resultados do modelo VAR

$S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta_1(S_{t+1} - S_t).l1 + \beta_2(F_t - S_t).l1 + \beta_3(embt).l1 + \beta_4(S_{t+1} - S_t).l2 + \beta_5(F_t - S_t).l2 + \beta_6(embt).l2 + \varepsilon_{3,t+1}$			
	Coeficientes	Raizes	
α	0,005142	-	
β_1	0,820310	0,9440677	
β_2	0,385665	0,5067387	
β_3	0,048763	0,5067387	
β_4	-0,486737	0,4790591	
β_5	-0,877327	0,4790591	
β_6	0,004579	0,2330331	
	Portmanteau	JB-Test	ARCH
p-valor	0,0008892***	2,2E-16***	4,61E06***
* Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%			

Fonte: Elaboração própria do autor com dados da pesquisa

No entanto, ao realizar a análise dos resíduos, conclui-se que são autocorrelacionados, heterocedásticos e não são normalmente distribuídos. Apesar do VAR não possuir as propriedades desejáveis para estimação, iremos seguir para análise das funções impulso resposta, que serão ilustrados no apêndice A.

5. Interpretações dos resultados obtidos

O resultado da regressão de OLS conforme descrito por Fama (1984) apresentado na Tabela 1, temos a sugestão que a PDTJ não é presente no mercado brasileiro de acordo com a amostra utilizada pelo presente estudo. Os resultados dos trabalhos de Garcia e Olivares (2001), Godoy (2021) apresentaram β inferior a unidade, no entanto maiores que 0. Enquanto o presente trabalho indica que o *puzzle* estaria presente no mercado brasileiro, apesar do que fora asseverado por Bansal e Dahlquist (2000) e Frankel e Poonawala (2006), que países emergentes apresentariam o β próximo a zero. Uma das hipóteses da PDTJ é assumir um ambiente sem incertezas, o que na realidade é bastante difícil de assegurar, visto que os agentes econômicos estão constantemente formulando novas expectativas. Outro ponto é que os ativos seriam perfeitamente substitutos, o que em teoria desconsideraria o fato que os fundamentos macroeconômicos entre países são

diferentes, afetando assim a rentabilidade paga por cada título, a fim de remunerar o investidor pelo risco incorrido em investir no Brasil, por exemplo.

Hooper e Morton (1982) adiciona ao modelo da PDTJ um prêmio de risco, pois consideram o caso em que a substituição entre os ativos não é perfeita. Ao adicionarmos esse prêmio de risco, dado pela medida em pontos base do EMBI+, rodamos a regressão apresentada na subseção 4.1.2. Os resultados são bastante próximos daqueles apresentados na subseção 4.1.1. O prêmio a termo continua apresentando o parâmetro β negativo, e o parâmetro δ do EMBI+ apresenta um resultado próximo a unidade. Realizando o teste t-student para tal parâmetro, é possível identificar que ele é diferente de zero a um nível de significância de 5%, indicando que há interferência no erro de previsão do câmbio spot em relação ao câmbio spot a vigorar no futuro.

Já na seção 4.1.3 foi realizada uma regressão em um modelo VAR com o objetivo de analisar como seria a causalidade existente entre o EMBI+ e o erro de previsão do câmbio, e no prêmio de risco. Pode-se concluir que a variável independente EMBI+ possui impacto positivo na diferença do spot a vista a vigorar no futuro menos o spot a vista. Vemos também que o diferencial entre taxa de câmbio a termo e a vista inicialmente possui impacto positivo no câmbio, invertendo o impacto ao decorrer do tempo. Deve-se analisar os resultados com cautela, visto que não se trabalhou com um modelo VAR com as propriedades desejáveis.

6. Conclusões

O presente estudo teve como objetivo avaliar se o *forward premium puzzle* estaria presente no Brasil entre os períodos 2004 a 2021. O estudo visa contribuir para a bibliografia do FPP para o Brasil, com o objetivo de utilizar dados mais recentes, os quais possuem momentos de crescimento da economia global, bem como de grandes instabilidades e recessões. Na literatura sobre o FPP, diversos estudos apontam para a não validade da paridade descoberta da taxa de juros para o Brasil. Há estudos que indicam o coeficiente β da regressão de Fama (1984) próximo de zero, porém positivo e outros apresentando coeficiente negativo. Utilizando o método OLS, este estudo encontra β inferior a unidade para o recorte temporal estudado. Fazemos o uso do índice EMBI+

para adicionar risco país e reavaliarmos como seria o comportamento do coeficiente β . Os resultados continuam apontando que o parâmetro é negativo, contradizendo o que se esperava em um cenário o qual a PDTJ fosse válida.

Outro ponto explorado foi a tentativa de averiguar a presença ou não de causalidade entre o EMBI+ e o erro de previsão do câmbio. Os resultados mostram que há impacto positivo para o diferencial do câmbio à vista a vigorar no futuro contra o câmbio à vista. Ademais, o *forward premium* exerce impacto negativo na variável independente do trabalho, fortalecendo os resultados encontrados nas regressões OLS. Os resultados obtidos enfraquecem ainda mais a validade da PDTJ para o Brasil no período analisado, trazendo algumas reflexões sobre movimentos que acontecem no mercado cambial local. Afinal, a intervenção do Banco Central no mercado de câmbio causa distorções a ponto de invalidar a PDTJ? Estudos posteriores podem contribuir nesta frente para entender quais seriam as possíveis causas desta distorção, e se no longo prazo teremos retorno do $\beta = 1$, ou seja, se a paridade descoberta da taxa de juros voltaria a valer num prazo temporal maior que os 3 meses aqui utilizados.

Referências Bibliográficas⁷

- BANSAL, R.; DAHLQUIST, M. **The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies**. Journal of International Economics, v. 51, p. 115-144, 2000.
- BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. Cengage, 2012
- BOUDOUKH, Jacob; RICHARDSON, Matthew; WHITELAW, Robert. **A New Look At The Forward Premium Puzzle**. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2013
- CHRITY, Daniel; GARCIA, Márcio G. P.; MEDEIROS, Marcelo C. **Tendenciosidade do Mercado Futuro de Câmbio: Risco Cambial ou Erros Sistemáticos de Previsão?** Revista Brasileira de Finanças, vol. 4, núm. 2, 2006, pp. 123-140
- CIEPLINSKI, A.; BRAGA, J; SUMMA, R., 2015. **Estimação do teorema da paridade descoberta da taxa de juros no Brasil**. Working paper IE 04/2015, Instituto de Economia, UFRJ, 2015.
- FAMA, Eugene F. **Forward and Spot Exchange Rates**. Journal of Monetary Economics, v.14, n.3, p. 319-338, 1984.
- FRANÇA, Daniel Mussi. **Derivativos Cambiais do Mercado Brasileiro: Precificação e Administração de Riscos**. 2010. Tese de Mestrado.
- FRANKEL, Jeffrey A. **In search of the Exchange Risk Premium: A Six-Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization**. Journal of International Money and Finance 1. Dec 255-274, 1982.
- FRANKEL, Jeffrey; POONAWALA, Jumana. **The forward market in emerging currencies: less biased than in major currencies**. Journal of International Money and Finance, v. 29, n. 3, p. 585-598, 2010.
- FAMA, Eugene F. **Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work**. The Journal of Finance, v25, n2, 383-417, 1969.

⁷ De acordo com a Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT NBR 6023).

GARCIA, Márcio; OLIVARES, Gino. **O Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio no Brasil durante o Plano Real**. Revista Brasileira de Economia, v. 55, n. 2, p. 151-182, 2001.

GODOY, Gustavo Soares de. **Viés no Mercado de Câmbio. Seria o fim do Forward Premium Puzzle?**. 2021. Tese de Doutorado.

HOOVER P.; MORTON, J. **Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination**. Journal of International Money and Finance, Amsterdam, NL, v.1, p. 39-56, 1982.

NAVARRO JUNIOR, Edson. **Carry Trade e Forward Premium Puzzle: Uma Decomposição em Diferentes Dimensões**. 2017.

PEREDA, Paula Carvalho; DE OLIVEIRA ALSVES, Denisard. **Econometria Aplicada**. Elsevier Brasil, 2018.

PIMENTA, Amanda. **Prêmio de Risco da Taxa de Câmbio – Teoria, Evidências Empíricas Gerais e Análise para o Caso Brasileiro**. Tese de Doutorado, 2006.

ROCHA, Bárbara. **O forward premium puzzle nas moedas dos países emergentes: Uma análise baseada no aprendizado econométrico**. 2021. Tese de Mestrado.

ROSSI, Pedro. **Taxa de câmbio e política cambial no Brasil: teoria, institucionalidade, papel da arbitragem e da especulação**. Editora FGV.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introductory Econometrics**. Cengage Learning, 2015

WOOLDRIDGE, Jeffrey, M. 2001. **Applications of Generalized Method of Moments Estimation**. Journal of Economic Perspectives, v. 15, n. 4, p. 87-100, 2001.

APÊNDICE A – Gráficos de força impulso resposta

