

Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Programa de Mestrado Profissional em Economia

**ANÁLISE DE PREVISIBILIDADE DO EXCESSO DE
RETORNO CAMBIAL BRASILEIRO UTILIZANDO UM
MODELO COM DOIS FATORES DE RISCO**

ANDRÉ DAL BEN ROSSETTO

São Paulo

2017

ANDRÉ DAL BEN ROSSETTO

**ANÁLISE DE PREVISIBILIDADE DO EXCESSO DE
RETORNO CAMBIAL BRASILEIRO UTILIZANDO UM
MODELO COM DOIS FATORES DE RISCO**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças Internacionais

Orientador: Prof. Dr. Marco Tulio Lyrio

SÃO PAULO

2017

Dal Ben Rossetto, André

Análise de Previsibilidade do Excesso de Retorno Cambial Brasileiro Utilizando um Modelo com Dois Fatores de Risco / André Dal Ben Rossetto; orientador: Prof. Dr. Marco Lyrio – São Paulo: Insper, 2017. XX f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças Internacionais) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

1.Paridade coberta da taxa de juros 2.Paridade descoberta da taxa de juros 3.Paridade do poder de compra 4.Taxa de câmbio 5.Diferencial da taxa de juros 6.Taxa real de câmbio 7.Modelo cambial 8.Previsibilidade cambial

FOLHA DE APROVAÇÃO

André Dal Ben Rossetto

Análise de Previsibilidade do Excesso de Retorno Cambial Brasileiro Utilizando um Modelo com Dois Fatores de Risco

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças Internacionais

Aprovado em:

Banca Examinadora

Prof. Dr. Marco Tulio Lyrio - Orientador
Instituição: Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa

Assinatura: _____

Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito
Instituição: Insper Instituto de Pesquisa e Ensino

Assinatura: _____

Prof. Dr. Clemens Vinicius de Azevedo Nunes
Instituição: Fundação Getúlio Vargas - FGV

Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

Meu especial e eterno agradecimento a minha esposa, Michelle, por todo apoio dado nesta caminhada de dois anos. Sem sua valiosa ajuda, teria sido muito difícil superar os momentos longe da família e as longas jornadas de estudos.

Gostaria de agradecer a minha filha, Rachel, que, apesar da pouca idade, aguentou pacientemente minhas constantes ausências. E a meus pais, Maria Augusta e Adilson, e a minha sogra, Cleonice, pelo apoio, mesmo que distante, a este meu desafio pessoal.

Agradeço enormemente aos professores Marco Lyrio e Regina Madalozzo pelo apoio dado tanto no decorrer do curso como na fase da dissertação do mestrado.

Saio deste mestrado uma pessoa muito diferente da que entrou. Não só pelo nobre conhecimento adquirido, mas também pela nova visão de mundo que a academia me proporcionou.

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho a todos que acreditam e se empenham para que o conhecimento seja uma fonte inesgotável de transformação positiva para a vida das pessoas e, conseqüentemente, para sociedade.

RESUMO

Desenvolvimentos recentes no campo da determinação da taxa de câmbio atrelam o prêmio de risco cambial a dois fatores de risco, o diferencial da taxa de juros entre ativos equivalentes denominados em moedas estrangeira e doméstica e um termo associado à Paridade do Poder de Compra. Enquanto o primeiro fator tem maior relevância no curto prazo, há uma reversão desta característica com o passar do tempo e o segundo fator passa a ser mais relevante no longo prazo.

Dahlquist e Penasse (2017) desenvolveram um modelo de previsibilidade do excesso de retorno cambial baseado nesses dois fatores de risco, o qual foi utilizado para estudar o comportamento das taxas de câmbio entre economias desenvolvidas com alta renda. O trabalho aqui desenvolvido aplica esta mesma metodologia para a moeda brasileira, real, frente ao dólar, euro, libra esterlina e uma cesta com estas as três moedas estrangeira igualmente distribuídas.

O principal objetivo deste trabalho é verificar se os achados do modelo de Dahlquist e Penasse (2017) em termos de previsibilidade e comportamento dos fatores de risco se repetem quando aplicados à moeda brasileira.

Palavras-chave: Paridade coberta da taxa de juros, Paridade descoberta da taxa de juros, Paridade do poder de compra, Taxa de câmbio, Diferencial da taxa de juros, Taxa real de câmbio, Modelo cambial, Previsibilidade cambial

ABSTRACT

New developments on exchange rate determination ties the currency risk premium to two risk sources, interest rate differential between risk free assets denominated in foreign and domestic currency and a term associate to the Purchase Power Parity. As long as the first source is more relevant in the short term, there is a reverting behavior and the second source becomes more relevant in the long run.

Dahlquist and Penasse (2017) have developed a predictivity model to currency excess return based on these two risk sources which was applied in an exchange rate study for high income and developed economies. The present work applies the same methodology to Brazilian currency, Real, in its relation to American Dollars, European Euros, British Pounds and an equally weighted Portfolio of these three foreign currencies.

This work main objective is verify if Dahlquist and Penasse (2017) model findings in terms of predictability and risk sources behavior are comparable when it is applied to Brazilian currency.

Key words: Covered interest parity, Uncovered interest parity, Purchase power parity, Exchange rate, Interest rates differential, Real exchange rate, Currency models, Currency predictability

LISTA DE GRÁFICOS

Figura I – Desvio TRC e retorno cambial 60 meses subsequentes – BRL/USD	35
Figura II – Desvio TRC e retorno cambial 60 meses subsequentes – BRL/EUR	35
Figura III – Desvio TRC e retorno cambial 60 meses subsequentes – BRL/GBP	36
Figura IV – Desvio TRC e retorno cambial 60 meses subsequentes – BRL/Portfólio	36
Figura V – Previsibilidade do MDP no longo prazo – BRL/USD	37
Figura VI – Previsibilidade do MDP no longo prazo – BRL/EUR	38
Figura VII – Previsibilidade do MDP no longo prazo – BRL/GBP	38
Figura VIII – Previsibilidade do MDP no longo prazo – BRL/Portfólio	39

LISTA DE TABELAS

Tabela I: Média, desvio padrão e auto correlação de primeiro grau	27
Tabela II: Coeficientes das regressões BV e AR(1) do diferencial da taxa de juros	28
Tabela III: Resultados da regressão UV	29
Tabela IV: Parâmetros do MDP base mensal	30
Tabela V: Resultado regressão da TRC pelo diferencial da taxa de juros	31
Tabela VI: Cálculo do R_{OS}^2 para o teste fora da amostra	32

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	11
2. ARCABOUÇO TEÓRICO	
2.1. Paridade Coberta da Taxa de Juros	13
2.2. Paridade Descoberta da Taxa de Juros	14
2.3. Paridade do Poder de Compra	15
2.4. Regressões de Fama (1984)	17
2.5. Modelo de Campbell e Shiller (1988)	19
2.6. Excesso de Retorno Cambial	21
3. MODELO TEÓRICO	22
4. ANÁLISE EMPÍRICA DO MDP PARA A MOEDA BRASILEIRA	
4.1. Estrutura de Dados	26
4.2. Construção da Modelagem Empírica para o MDP	28
4.3. Teste Fora da Amostra	32
4.4. Previsibilidade do MDP no Longo Prazo	34
5. CONCLUSÃO	39
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	41

1. INTRODUÇÃO

Como observado por Engel (2016), a taxa de câmbio é uma das poucas, senão a única, variável macroeconômica que é precificada a mercado. Esta característica fez com que os estudos de previsibilidade da taxa de câmbio baseados em precificação de ativos ganhassem relevância frente aos modelos macroeconômicos. Esta tendência se acentuou, principalmente, depois do estudo de Fama (1984), o qual especificou as características do prêmio pelo risco para que o mesmo pudesse explicar a rejeição da Paridade Descoberta da Taxa de Juros (PDTJ).

O estudo de Engel (2016) demonstrou que o prêmio de risco cambial está correlacionado com o diferencial da taxa de juros entre ativos livres de riscos denominados em moedas estrangeira e doméstica (diferencial da taxa de juros), mas que esta relação tem maior relevância no curto prazo e tende a se reverter em horizontes estendidos. Em outras palavras, o desvio da PDTJ tende a diminuir com o passar do tempo.

Dahlquist e Penasse (2017) propõem que a reversão da relação entre prêmio de risco cambial e diferencial da taxa de juros observada por Engel (2016) tem sua origem no fato de que existe uma fonte adicional de risco no longo prazo, a qual está relacionada com os desvios da Paridade do Poder de Compra (PPC), mais especificamente com os desvios da Taxa Real de Câmbio (TRC).

Neste contexto, Dahlquist e Penasse (2017) propõem um modelo que busca explicar o excesso de retorno cambial, que é o diferencial do retorno entre ativos livres de risco operados em moedas estrangeira e doméstica, através de duas fontes de risco, o diferencial da taxa de juros e um termo associado à PPC. Por esta última variável não ser diretamente observável, os autores a derivaram através de um modelo de valor presente similar ao proposto Campbell e Shiller (1988), o qual, originalmente, explica a relação dividendo-preço como sendo a somatória dos futuros retornos e futuras variações dos dividendos por ação. No modelo proposto por Dahlquist e Penasse (2017), que será designado a partir de agora como MDP, a TRC é apresentada como a somatória de todos os futuros diferenciais de taxa de juros descontado o excesso de retorno cambial.

As principais premissas utilizadas para a formulação do MDP são que o prêmio de risco cambial está correlacionado com o diferencial da taxa de juros, a PPC vale para o longo prazo, a TRC é estacionária, o diferencial da taxa de juros e o termo associado à PPC assumem um processo auto regressivo de primeira ordem e o diferencial de inflação entre moeda estrangeira

e doméstica (diferencial de inflação) é de difícil projeção e, como tal, será tratado como uma constante. O MDP é desenvolvido a partir de uma série temporal das taxas de câmbio à vista e a termo.

Os principais resultados atingidos pelo MDP no estudo original foram um aumento de aproximadamente 30% no R^2 frente à previsibilidade de um modelo baseado exclusivamente no diferencial da taxa de juros. Nas projeções de longo prazo, o R^2 subiu de aproximadamente 3% para previsão do excesso de retorno cambial no período de 1 mês para cerca de 60% no acumulado de 10 anos. A persistência do termo associado à PPC se mostrou maior que a do diferencial da taxa de juros. Adicionalmente, o diferencial da taxa de juros e o termo associado à PPC apresentaram correlação negativa, o que se alinha com a premissa de reversão da relevância do diferencial da taxa de juros no longo prazo.

O trabalho original utilizou o MDP para testar a previsibilidade do excesso de retorno cambial do dólar americano, moeda doméstica, frente a nove moedas estrangeiras de economias desenvolvidas com alta renda. O trabalho aqui desenvolvido segue o mesmo conceito, tendo o Real brasileiro (BRL) como moeda doméstica e o dólar americano (USD), o euro europeu (EUR), e a libra esterlina britânica (GBP) como moedas estrangeiras. Adicionalmente, incluiu-se no estudo uma cesta composta pelas moedas estrangeiras igualmente distribuída. O principal objetivo deste trabalho é verificar se é possível obter resultados similares aos de Dahlquist e Penasse (2017) em termos de previsibilidade e comportamento dos fatores de risco quando relaciona-se a moeda de uma economia em desenvolvimento com a de economias desenvolvidas.

A organização do trabalho está estruturada da seguinte forma. No segundo capítulo, é feita uma revisão do arcabouço teórico que suporta a construção do MDP. Nas quatro primeiras seções, são descritas as três paridades base de finanças internacionais (PCTJ, PDTJ e PPC) e as regressões de Fama (1984). Na quinta seção, é apresentado resumidamente o modelo de Campbell e Shiller (1988) com o objetivo de demonstrar a origem do método utilizado para derivar o termo associado à PPC. A última seção foca na apresentação da formulação do excesso de retorno cambial, que é o ponto de partida do modelo. O terceiro capítulo detalha a derivação do MDP. No quarto capítulo, é apresentado o estudo empírico, no qual a descrição dos dados utilizados encontra-se na primeira seção, a estruturação empírica do MDP está na segunda seção, o teste fora da amostra é apresentado na terceira seção e, por último, na quarta seção, é apresentada a previsibilidade do MDP para o longo prazo.

2. ARCABOUÇO TEÓRICO

2.1. Paridade Coberta da Taxa de Juros

O conceito da paridade coberta da taxa de juros (PCTJ) prevê que, num ambiente sem barreira para arbitragem nos mercados financeiros internacionais, a atuação dos agentes faria com que o diferencial entre as taxas de câmbio a termo e à vista equivaleria, na maturidade, ao diferencial da taxa de juros entre ativos livres de risco estrangeiro e doméstico. Desconsiderando os custos de transação, a PCTJ pode ser expressa em termos nominais da seguinte forma:

$$\frac{F_t}{S_t} = \frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t^*)} \quad (2.1)$$

onde F_t é a taxa de câmbio nominal a termo em t para o período $t+1$ expressa em unidades de moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira, S_t é a taxa de câmbio nominal à vista em t expressa em unidades de moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira, i_t é a taxa nominal de juros para o período entre t e $t+1$ de um ativo denominado em moeda doméstica e i_t^* é a taxa nominal de juros para o período entre t e $t+1$ de um ativo denominado em moeda estrangeira. Todos os termos acompanhados do caractere * são denominados em moeda estrangeira.

A premissa de que a PCTJ deve valer se baseia no fato de que se $[(F_t/S_t)(1 + i_t^*) - (1 + i_t)]$ for positiva, surgiria uma oportunidade de arbitragem que rapidamente seria neutralizada pelos agentes através do ajuste no valor da taxa de câmbio a termo, F_t . Em termos logarítmicos, a equação (2.1) pode ser expressa da seguinte maneira:

$$s_t - f_t = i_t^* - i_t \quad (2.2)$$

onde f_t e s_t representam a forma logarítmica de F_t e S_t , respectivamente, e utiliza-se a aproximação $\ln(1 + x) \approx x$ para valores pequenos de x , que, neste caso, referem-se a i_t e i_t^* .

Diversos estudos ao longo do tempo, como Clinton (1988) e Taylor (1987, 1989), testaram empiricamente a PCTJ e puderam comprovar a validade de tal relação considerando o impacto dos custos de transação.

2.2. Paridade Descoberta da Taxa de Juros

Outro conceito básico do estudo de finanças internacionais é a PDTJ, a qual sustenta que, num ambiente sem custos de transação, onde os agentes são neutros ao risco e com expectativas racionais, uma variação na taxa de juros entre duas economias geraria um deslocamento contrário e da mesma magnitude na taxa de câmbio, o que acabaria por anular a diferença gerada nos juros. Em outras palavras, a diferença na taxa de juros seria neutralizada por uma depreciação cambial na mesma proporção. A PDTJ é definida da seguinte forma:

$$E_t(s_{t+1} - s_t) = -(i_t^* - i_t) \quad (2.3)$$

Com base neste conceito, economias com taxas de juros mais elevadas tenderiam a ter uma taxa de câmbio depreciada frente a outra economia com taxa de juros menores.

A hipótese semi forte de eficiência dos mercados financeiros internacionais considera que os investidores são neutros ao risco e com expectativas racionais. A forma utilizada na literatura para validar empiricamente esta hipótese é através do teste da PDTJ utilizando a seguinte regressão:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha - \beta(i_t^* - i_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.4)$$

Para que a referida eficiência seja válida, pressupõem-se que $\beta = 1$, o que não se comprova empiricamente nos estudos sobre o tema como o de Fama (1984) e, no caso brasileiro, o de Olivares e Garcia (2001). Com a rejeição da hipótese de neutralidade ao risco, pode-se inferir que existe um componente de aversão ao risco nas operações financeiras internacionais. Uma das hipóteses para isto é que, os agentes esperam um prêmio de risco para operar com ativos denominados em moeda estrangeira.

2.3. Paridade do Poder de Compra

O conceito de Paridade do Poder de Compra (PPC) se desenvolve sobre a premissa de um Mercado de Capitais Perfeito, onde não há oportunidade de arbitragem, não incide custos de transação e os impostos são nulos. Neste contexto, a eficiência de mercado é total, as informações são refletidas rapidamente no preço dos ativos.

O princípio básico da PPC pressupõe que os preços de produtos e serviços entre dois países se equivalem quando tratados na mesma moeda. Esta definição é referida como PPC absoluta e remonta à Lei do Preço Único (em inglês Law of One Price – LOOP), a qual sustenta que, para um mesmo produto (substituto perfeito) comercializado entre dois países, a razão de preço entre eles é a taxa de câmbio.

$$P_{i,t} = P_{i,t}^* S_t \quad (2.5)$$

onde $P_{i,t}$ é o preço do produto i no mercado doméstico em t e $P_{i,t}^*$ é o preço do produto i no mercado estrangeiro em t .

A PPC relativa pressupõe que a taxa de depreciação entre duas moedas é equivalente à diferença nos índices de preços agregados destas duas economias, o que pode ser representado da seguinte forma:

$$\frac{P_{i,t+1}^* S_{t+1}}{P_{i,t+1}} = \frac{P_{i,t}^* S_t}{P_{i,t}} \quad (2.6)$$

A PPC se baseia nas seguintes premissas, os produtos são transacionáveis internacionalmente, são substitutos perfeitos e vendidos pelo mesmo preço em uma mesma localidade. Adicionalmente, os países têm preferências similares, o que implica que a participação dos produtos nas duas economias é a mesma. Considerando todos os produtos comercializáveis da economia, tem-se:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t} = S_t \sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t}^* \quad (2.7)$$

onde α_i é a participação do bem na economia e $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$. Em termos logarítmicos, tem-se:

$$\sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t} = s_t + \sum_{i=1}^N \gamma_i p_{i,t}^* \quad (2.8)$$

onde γ_i é o peso geométrico dos produtos que satisfaz $\sum_{i=1}^N \gamma_i = 1$ e as letras minúsculas representam o logaritmo das variáveis descritas anteriormente. Tanto a distribuição de α_i como a de γ_i são baseados na estrutura do índice de preços ao consumidor agregado (em inglês Consumer Price Index – CPI). Considerando as cestas de produtos doméstica e estrangeira como P_t e P_t^* , respectivamente, e suas formas logarítmicas como p_t e p_t^* , pode-se derivar a PPC absoluta como:

$$s_t = -p_t^* + p_t \quad (2.9)$$

de onde pode-se derivar que a TRC em sua forma logarítmica é:

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (2.10)$$

onde q_t é o logaritmo da TRC. Quando a PPC é válida, a TRC é uma constante. Logo, os movimentos da TRC podem ser vistos como um desvio da PPC.

2.4. Regressões de Fama (1984)

Com a não observância da eficiência semi forte para mercados financeiro internacionais como discutido na seção 2.2, onde a hipótese básica de neutralidade ao risco não é observada, considera-se que uma componente de aversão ao risco faz com que os agentes demandem um retorno maior que o diferencial da taxa de juros.

Para a existência de um prêmio de risco em operações financeiras internacionais, Fama (1984) propôs que a taxa de câmbio a termo deveria conter informação sobre a expectativa futura da taxa à vista e um prêmio de risco.

$$f_t = E_t(s_{t+1}) + \rho_t \quad (2.11)$$

onde ρ_t é o prêmio de risco da taxa a termo em t. Subtraindo-se s_t em ambos os lados de (2.11), tem-se:

$$f_t - s_t = E_t(s_{t+1}) - s_t + \rho_t \quad (2.12)$$

Logo, o diferencial entre as taxas a termo e à vista equivaleria à variação esperada da taxa de câmbio à vista mais um prêmio de risco. Para testar o prêmio de risco, Fama (1984) propôs as seguintes regressões:

$$f_t - s_{t+1} = \gamma + \delta(f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.13)$$

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.14)$$

Em (2.13), busca-se entender quanto o prêmio a termo ($f_t - s_t$) explica o diferencial entre f_t e s_{t+1} . Enquanto em (2.14), busca-se entender quanto o prêmio a termo explica a variação da taxa de câmbio à vista entre t e t+1. Os coeficientes das regressões de (2.13) e (2.14) são dados pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} \delta &= \frac{cov(f_t - s_{t+1}, f_t - s_t)}{\sigma^2(f_t - s_t)} \\ &= \frac{\sigma^2(\rho_t) + cov(\rho_t, E_t(s_{t+1} - s_t))}{\sigma^2(\rho_t) + \sigma^2(E_t(s_{t+1} - s_t)) + 2cov(\rho_t, E_t(s_{t+1} - s_t))} \end{aligned} \quad (2.15)$$

$$\beta = \frac{cov(s_{t+1} - s_t, f_t - s_t)}{\sigma^2(f_t - s_t)} = \frac{\sigma^2(E_t(s_{t+1} - s_t)) + cov(\rho_t, E_t(s_{t+1} - s_t))}{\sigma^2(\rho_t) + \sigma^2(E_t(s_{t+1} - s_t)) + 2cov(\rho_t, E_t(s_{t+1} - s_t))} \quad (2.16)$$

Como é observado por Fama (1984), nas análises empíricas β é recorrentemente negativo. Como as variâncias que compõem seu cálculo não são menores que zero, para que β seja negativo a seguinte desigualdade é necessária: $cov(\rho_t, f_t - s_t) < 0$, ou seja, a correlação entre os prêmios de risco e a termo é negativa.

Partindo-se de uma hipótese menos extremada de que β seja baixo, mas não negativo, considera-se $\beta < 0,5$, de onde tem-se o seguinte:

$$\beta = \frac{\sigma^2(E_t(s_{t+1} - s_t)) + cov(\rho_t, E_t(s_{t+1} - s_t))}{\sigma^2(\rho_t) + \sigma^2(E_t(s_{t+1} - s_t)) + 2cov(\rho_t, E_t(s_{t+1} - s_t))} < \frac{1}{2}$$

$$2\sigma^2(E_t(s_{t+1} - s_t)) + 2cov(\rho_t, E_t(s_{t+1} - s_t)) < \sigma^2(\rho_t) + \sigma^2(E_t(s_{t+1} - s_t)) + 2cov(\rho_t, E_t(s_{t+1} - s_t))$$

$$\sigma^2(\rho_t) > \sigma^2(E_t(s_{t+1} - s_t))$$

Desta forma, para se considerar que há um prêmio de risco embutido nas operações entre diferentes moedas é preciso considerar que a variância deste prêmio é maior que da depreciação cambial esperada para o período.

2.5. Modelo Dividendo-Preço de Campbell e Shiller (1988)

Um dos pontos chaves para a derivação do MDP, o modelo de Campbell e Shiller (1988) foi desenvolvido com o objetivo de explicar a variação temporal da relação dividendo-preço com a taxa de desconto e a de crescimento dos dividendos. Os autores definem o modelo como uma forma dinâmica do modelo de Gordon (1962), que pode ser descrito da seguinte forma:

$$D/P = r - g \quad (2.17)$$

onde D são os dividendos por ação, P é o preço da ação, r é a taxa de desconto de um período e g o crescimento dos dividendos de um período.

A breve demonstração do modelo parte da equação do log retorno de uma ação, ζ_t :

$$\zeta_t = \log(P_{t+1} + D_t) - \log(P_t) \quad (2.18)$$

onde os subscritos t e $t+1$ referem-se ao tempo em t e ao período subsequente a t . Pela equação de ζ_t ser não linear, pode-se fazer a seguinte transformação:

$$\zeta_t \cong \xi_t = k + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)d_t - p_t \quad (2.19)$$

onde as letras minúsculas representam a forma logarítmica das variáveis nominais e ρ é a proporção entre o preço da ação e a soma de preço e dividendo, o qual pode ser definido da seguinte forma:

$$\rho = P_t / (P_t + D_{t+1}) = e^{(g-\zeta)} \quad (2.20)$$

onde ζ é a média amostral do retorno da ação e g é a média amostral do crescimento dos dividendos por ação.

A relação dividendo-preço pode ser definida em sua forma logarítmica da seguinte maneira:

$$\delta_t \equiv d_{t-1} - p_t \quad (2.21)$$

Desta relação deriva-se para uma condição estática que:

$$\delta_t = \delta = \log(1/\rho - 1) \quad (2.22)$$

Assim, pode-se definir k da seguinte forma:

$$k = -\log(\rho) - (1 - \rho) \delta \quad (2.23)$$

Reescrevendo ζ_t tem-se:

$$\zeta_t \cong \xi_t = k + \delta_t - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_t \quad (2.24)$$

A equação pode ser resolvida por iteração futura impondo-se que $\lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i \delta_{t+i} = 0$. Desta forma, tem-se que:

$$\delta_t \cong \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (\zeta_{t+j} - \Delta d_{t+j}) - \frac{k}{1 - \rho} \quad (2.25)$$

Para dar uma visão econômica ao modelo dividendo-preço, é necessário impor a seguinte restrição ao comportamento de ζ_t :

$$E_t \zeta_t = E_t r_t + c \quad (2.26)$$

onde E_t representa a expectativa condicional utilizando toda informação disponível no início do período t , ζ_t e r_t são medidos no final de t e c é uma constante igual ao retorno da ação ex ante para o período. Aplicando a expectativa condicional aos dois lados da equação (2.25) e utilizando a equação (2.26), tem-se:

$$\delta_t \cong E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (r_{t+j} - \Delta d_{t+j}) - \frac{c - k}{1 - \rho} \quad (2.27)$$

Pode-se interpretar a equação (2.27) da seguinte forma, o log da relação dividendo-preço é o valor descontado de todos os valores futuros de $r_{t+j} - \Delta d_{t+j}$ de um período menos uma constante. Este modelo é um referencial para diversas derivações utilizadas em finanças internacionais como a de Engel e West (2005). Uma das aplicações do modelo de valor presente neste contexto é que, a taxa de câmbio à vista representa a somatória de todos os valores futuros dos fundamentos econômicos atribuídos ao comportamento da moeda.

2.6. Excesso de Retorno Cambial

Conforme definição existente na literatura de finanças internacionais e expressa por Engel (2016), o excesso de retorno cambial é a diferença entre o retorno de uma operação com um ativo livre de risco denominado em moeda estrangeira ($i_t^* + s_{t+1} - s_t$) e o retorno de um ativo equivalente denominado em moeda doméstica, i_t .

Pode-se representar o excesso de retorno cambial em termos contínuos da seguinte forma:

$$r_{t+1} = s_{t+1} - s_t + i_t^* - i_t \quad (2.28)$$

onde r_{t+1} é o excesso de retorno cambial entre os períodos t e $t+1$.

Dahlquist e Penasse (2017) observam que o prêmio de risco cambial pode ser entendido como a expectativa condicional a toda informação disponível em t do excesso de retorno cambial, $E_t(r_{t+1})$.

3. MODELO TEÓRICO

O MDP, desenvolvido por Dahlquist e Penasse (2017), considera que o prêmio de risco cambial é explicado, no curto prazo, pelo diferencial da taxa de juros e, no longo, prazo por um termo associado à PPC. As principais premissas para o desenvolvimento do modelo são que o prêmio de risco cambial está correlacionado com o diferencial da taxa de juros, a PPC é válida no longo prazo, a TRC é estacionária, o diferencial da taxa de juros assume um processo auto regressivo de primeira ordem e o diferencial de inflação não pode ser previsto e, assim, é uma constante.

A derivação do MDP parte do excesso de retorno cambial conforme a equação (2.28), $r_{t+1} = s_{t+1} - s_t + i_t^* - i_t$, e do modelo empírico da PDTJ representado pela equação (2.4), $s_{t+1} - s_t = \alpha - \beta(i_t^* - i_t) + \varepsilon_{t+1}$. Somando-se $i_t^* - i_t$ nos dois lados de (2.4), tem-se:

$$\begin{aligned} s_{t+1} - s_t + i_t^* - i_t &= \alpha - \beta(i_t^* - i_t) + i_t^* - i_t + \varepsilon_{t+1} \\ r_{t+1} &= \alpha + (1 - \beta)(i_t^* - i_t) + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (3.1)$$

onde α é o intercepto da regressão e β é elasticidade do excesso de retorno cambial frente ao diferencial da taxa de juros.

Para derivação do MDP, o termo de erro ε_{t+1} é decomposto em duas partes, um termo associado à PPC de média zero, que nas equações será representado por η_t , e um choque de retorno puro, ε_{t+1}^r , também de média zero. Assim, a equação (3.1) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$r_{t+1} = \alpha + (1 - \beta)(i_t^* - i_t) + \eta_t + \varepsilon_{t+1}^r \quad (3.2)$$

Conforme premissa do modelo, η_t assume um processo auto regressivo de primeiro grau, AR(1), e o erro ε_{t+1}^η é independente e igualmente distribuído (iid). Pode-se expressar esta relação como a seguir:

$$\eta_{t+1} = \rho_n \eta_t + \varepsilon_{t+1}^\eta \quad (3.3)$$

onde ρ_n é o coeficiente de auto correlação de primeiro grau, AC(1), do termo associado à PPC. O intercepto foi intencionalmente omitido.

A inflação doméstica e estrangeira entre os períodos t e $t+1$ podem ser expressas, respectivamente, da seguinte maneira:

$$\pi_{t+1} = p_{t+1} - p_t \quad (3.4)$$

$$\pi_{t+1}^* = p_{t+1}^* - p_t^* \quad (3.5)$$

Aplicando a equação (2.10) da TRC, $q_t = s_t + p_t^* - p_t$, em (2.28), pode-se expressar o excesso de retorno cambial, em termos reais, da seguinte forma:

$$r_{t+1} = q_{t+1} - q_t + (i_t^* - i_t) - (\pi_{t+1}^* - \pi_{t+1}) \quad (3.6)$$

Reescrevendo a equação (3.6) em função da TRC em t e aplicando, conforme Engel e West (2005), a iteração futura e a expectativa condicional a toda informação disponível no tempo t , tem-se:

$$q_t = q_{t+T} + \sum_{j=1}^T E_t[(i_{t+j-1}^* - i_{t+j-1}) - (\pi_{t+j}^* - \pi_{t+j}) - r_{t+j}] \quad (3.7)$$

Considerando que $T \rightarrow \infty$ e que, conforme premissa do modelo, a PPC vale no longo prazo, tem-se:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E_t(q_{t+T}) = E_t(q_t) = \mu_q \quad (3.8)$$

Logo, a equação (3.7) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$q_t - \mu_q = \sum_{j=1}^{\infty} E_t[(i_{t+j-1}^* - i_{t+j-1}) - (\pi_{t+j}^* - \pi_{t+j}) - r_{t+j}] \quad (3.9)$$

Substituindo (3.2) em (3.9), tem-se:

$$\begin{aligned} & q_t - \mu_q \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} E_t[(i_{t+j-1}^* - i_{t+j-1}) - (\pi_{t+j}^* - \pi_{t+j}) - \alpha - (1 - \beta)(i_{t+j-1}^* - i_{t+j-1}) - \eta_{t+j-1} - \varepsilon_{t+j}^r] \end{aligned} \quad (3.10)$$

Conforme as premissas do modelo, assume-se que o diferencial de inflação é uma constante e que o diferencial da taxa de juros segue uma AR(1). Estas duas equações podem ser descritas da seguinte forma:

$$\pi_t^* - \pi_t = \mu_\pi + \varepsilon_{t+1}^\pi \quad (3.11)$$

$$i_{t+1}^* - i_{t+1} = (1 - \rho_i)\mu_i + \rho_i(i_t^* - i_t) + \varepsilon_{t+1}^i \quad (3.12)$$

onde μ_π é uma a média amostral do diferencial de inflação, μ_i é a média amostral do diferencial da taxa de juros e ρ_i é o coeficiente de autocorrelação de primeiro grau do diferencial da taxa de juros.

Substituindo (3.11) e (3.12) em (3.10), a equação pode ser reescrita da seguinte forma:

$$q_t - \mu_q = \sum_{j=1}^{\infty} E_t[\beta(i_{t+j-1}^* - i_{t+j-1} - \mu_i) + \beta\mu_i - \mu_\pi - \alpha - \eta_t] \quad (3.13)$$

Para que q_t seja estacionária, $E(q_t) = \mu_q$, a seguinte relação deve-se manter: $\alpha = \beta\mu_i - \mu_\pi$. Adicionalmente, tem-se a seguinte propriedade do processo auto regressivo:

$$y_{t+1} - a = b(y_t - a) + \varepsilon_{t+1}$$

$$E_t(y_{t+j}) = a + b^j(y_t - a) \quad (3.14)$$

Aplicando (3.14) em (3.13), a equação pode ser expressa da seguinte forma:

$$q_t - \mu_q = \sum_{j=1}^{\infty} \left[\beta \rho_i^{j-1} (i_t^* - i_t - \mu_i) - \rho_\eta^{j-1} \eta_{t+j-1} \right]$$

$$q_t - \mu_q = \beta \frac{i_t^* - i_t - \mu_i}{1 - \rho_i} - \frac{\eta_t}{1 - \rho_\eta} \quad (3.15)$$

Esta fórmula implica que a estrutura de dois fatores contida no MDP para explicar o excesso de retorno cambial está presente na TRC. Adicionalmente, a TRC está correlacionada com o diferencial da taxa de juros atual e o η_t , mas não é afetada pelo diferencial de inflação. Se β não for zero, estas hipóteses implicam que a TRC é perfeitamente correlacionada com o diferencial da taxa de juros e não depende da validade da PDTJ.

Reescrevendo (3.15), η_t é função do diferencial da taxa de juros e do desvio da TRC:

$$\eta_t = (1 - \rho_\eta) \left[\beta \frac{i_t^* - i_t - \mu_i}{1 - \rho_i} - (q_t - \mu_q) \right] \quad (3.16)$$

Inserindo (3.16) em (3.2) e utilizando a relação de estacionaridade da TRC, $\alpha = \beta\mu_i - \mu_\pi$, tem-se que o MDP pode ser definido como:

$$r_{t+1} = \beta\mu_i \left(\frac{\rho_\eta - \rho_i}{1 - \rho_i} \right) - \mu_\pi + \left(1 - \beta \frac{\rho_\eta - \rho_i}{1 - \rho_i} \right) (i_t^* - i_t) - (1 - \rho_\eta)(q_t - \mu_q) + \varepsilon_{t+1}^r \quad (3.17)$$

Utilizando a equação (3.15), a variação da TRC pode ser definido como:

$$q_{t+1} - q_t = \beta\mu_i - \beta(i_t^* - i_t) + \eta_t + \beta \frac{\varepsilon_{t+1}^i}{1 - \rho_i} - \frac{\varepsilon_{t+1}^\eta}{1 - \rho_\eta} \quad (3.18)$$

Aplicando (3.11) e (3.17) em (3.6), o excesso de retorno cambial fica:

$$r_{t+1} = \beta\mu_i - \mu_\pi + (1 - \beta)(i_t^* - i_t) + \eta_t + \beta \frac{\varepsilon_{t+1}^i}{1 - \rho_i} - \frac{\varepsilon_{t+1}^\eta}{1 - \rho_\eta} - \varepsilon_{t+1}^\pi \quad (3.19)$$

Logo, o cálculo do termo de erro do excesso de retorno cambial, ε_{t+1}^r , fica:

$$\varepsilon_{t+1}^r = r_{t+1} - E(r_{t+1}) = \beta \frac{\varepsilon_{t+1}^i}{1 - \rho_i} - \frac{\varepsilon_{t+1}^\eta}{1 - \rho_\eta} - \varepsilon_{t+1}^\pi \quad (3.20)$$

Conforme verificado, o MDP engloba 3 choques. O do diferencial da taxa de juros, ε_t^i , o do diferencial de inflação, ε_t^π , e o do termo associado à PPC, ε_t^η . Os três choques são iid, $N(0, \sigma^2)$.

$$\text{Var} \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^\eta \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} \sigma_i^2 & \sigma_{i\pi} & \sigma_{i\eta} \\ \sigma_{\pi i} & \sigma_\pi^2 & \sigma_{\pi\eta} \\ \sigma_{\eta i} & \sigma_{\eta\pi} & \sigma_\eta^2 \end{bmatrix} \quad (3.21)$$

onde σ_i^2 é a variância dos resíduos da AR(1) do diferencial da taxa de juros, σ_π^2 é a variância do diferencial de inflação, σ_η^2 é a variância dos resíduos da AR(1) do termo associado à PPC, $\sigma_{i\pi}$ é a covariância do diferencial de inflação com os resíduos da AR(1) do diferencial da taxa de juros, $\sigma_{i\eta}$ é a covariância dos resíduos da AR(1) do diferencial da taxa de juros com os resíduos da AR(1) do termo associado à PPC e $\sigma_{\eta\pi}$ é a covariância dos resíduos da AR(1) do termo associado à PPC com o diferencial de inflação.

4. ANÁLISE EMPÍRICA DO MDP PARA A MOEDA BRASILEIRA

4.1. Estrutura de Dados

Para a aplicação do MDP à moeda brasileira foram utilizados os dados da Reuters coletados via plataforma Datastream. O período em estudo é de março de 2004 a setembro de 2017, 163 meses, o qual foi restringido pela indisponibilidade de dados da taxa a termo de 1 mês do EUR e GBP. A amostra foi composta da relação entre a moeda doméstica, BRL, e as estrangeiras, USD, GBP e EUR. Adicionalmente, foi montada uma cesta com as 3 moedas estrangeiras igualmente distribuídas, a qual denominou-se Portfólio. Os dados foram coletados em base mensal, tendo como referência o último dia de negociação de cada mês. As informações que compõem a base de dados são a taxa de câmbio à vista (S_t) e a taxa de câmbio a termo de 1 mês (F_t), que foram convertidas para base logarítmica, passando a serem denominadas por s_t e f_t , respectivamente.

Para a estimação do diferencial da taxa de juros de 1 mês entre as economias estrangeira (i_t^*) e doméstica (i_t), utilizou-se a PCTJ através da equação (2.2), $s_t - f_t = i_t^* - i_t$. Para a estimação do log do excesso de retorno cambial para o período t+1 usou-se a equação (2.28), $r_{t+1} = s_{t+1} - s_t + i_t^* - i_t$.

Os índices de inflação estrangeiro e doméstico foram coletados através da plataforma OECD Statistics. O indicador escolhido foi o índice de preço agregado, CPI All, o qual é a somatória de todos os sub índices disponíveis nesta mesma fonte de informação. A TRC foi calculada a partir da equação (2.10), $q_t = s_t + p_t^* - p_t$, onde utilizou-se o log do CPI estrangeiro como p_t^* e o log do CPI doméstico como p_t . O diferencial de inflação entre a economia estrangeira (π_t^*) e a doméstica (π_t) foi calculado através da seguinte relação: $\pi_t^* - \pi_t = (p_t^* - p_{t-1}^*) - (p_t - p_{t-1})$. A tabela I mostra a média, o desvio padrão e a auto correlação de primeiro grau, AC(1), dos dados utilizados.

Tabela I: Média, Desvio Padrão e Auto Correlação de Primeiro Grau

		USD	EUR	GBP	Portfólio
s_t	Média	0,8228	1,0711	1,3149	1,0916
	DP	0,2483	0,1742	0,2218	0,2061
	AC(1)	0,9830	0,9726	0,9808	0,9810
f_t	Média	0,8306	1,0793	1,3223	1,0994
	DP	0,2494	0,1758	0,2231	0,2076
	AC(1)	0,9835	0,9729	0,9808	0,9813
π_t	Média	0,47%	0,47%	0,47%	0,47%
	DP	0,27%	0,27%	0,27%	0,27%
	AC(1)	0,6620	0,6620	0,6620	0,6620
π_t^*	Média	0,17%	0,15%	0,19%	0,17%
	DP	0,41%	0,39%	0,36%	0,31%
	AC(1)	0,5222	0,0791	-0,1180	0,3197
r_t	Média	-0,72%**	-0,79%**	-0,88%**	-0,81%**
	DP	4,52%	4,08%	4,35%	4,01%
	AC(1)	0,0124	-0,0457	-0,0907	-0,0481
$q_t - \mu_q$	Média	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
	DP	20,20%	16,52%	23,39%	19,87%
	AC(1)	0,9599	0,9498	0,9637	0,9608
$i_t^* - i_t$	Média	-0,77%**	-0,82%**	-0,74%**	-0,77%**
	DP	0,51%	0,29%	0,28%	0,29%
	AC(1)	0,3190	0,7438	0,6889	0,6954
$\pi_t^* - \pi_t$	Média	-0,30%**	-0,32%**	-0,28%**	-0,30%**
	DP	0,48%	0,48%	0,46%	0,41%
	AC(1)	0,5520	0,2353	0,2037	0,4566

Esta tabela apresenta os dados de média, desvio padrão e auto correlação de primeiro grau para as variáveis primárias do estudo, que são: s_t (log da taxa de câmbio à vista), f_t (log da taxa de câmbio a termo), π_t^* (inflação estrangeira) e π_t (inflação doméstica), e para as variáveis chaves do estudo, que são: r_t (log do excesso retorno para uma operação captando em BRL e aplicando em moeda estrangeira), q_t (log da taxa real de câmbio), $i_t^* - i_t$ (diferencial de taxa de juros entre moeda estrangeira e doméstica) e $\pi_t^* - \pi_t$ (diferencial de inflação entre moeda estrangeira e doméstica). Os resultados estão em base mensal e são apresentados para a relação do BRL com o USD, EUR, GBP e Portfólio (cesta das moedas estrangeiras igualmente distribuída). Os itens demonstrados com os caracteres ** apresentaram significância estatística para estacionaridade com base no teste de Dikey-Fuller Aumentado com intervalo de confiança de 90%.

Para os dados das variáveis chaves apresentados acima vale ressaltar a baixa AC(1) do excesso de retorno cambial (r_t) em todas as moedas. No caso do USD, chama atenção o baixo patamar da AC(1) do diferencial da taxa de juros em relação às outras moedas estrangeiras. Como era esperado, o desvio da TRC se apresentou como um sério não estacionária devido a derivação desta variável partir da taxa de câmbio à vista.

4.2. Construção da Modelagem Empírica para o MDP

A aplicação do MDP demanda a estimação dos parâmetros β , ρ_η , ρ_i , μ_i , μ_π e μ_q , sendo que os dois primeiros, β e ρ_η , são calculados a partir da combinação dos coeficientes de duas regressões. A primeira é uma bivariada (BV) do excesso de retorno cambial controlado pela defasagem de 1 período do diferencial da taxa de juros e da TRC. A segunda é a AR(1) do diferencial da taxa de juros. Estas regressões são expressas da seguinte forma:

$$r_{t+1} = a + (1 - b)(i_t^* - i_t) + cq_t + \varepsilon_{t+1}^r \quad (4.1)$$

$$i_{t+1}^* - i_{t+1} = d + e(i_t^* - i_t) + \varepsilon_{t+1}^i \quad (4.2)$$

Para o cálculo dos coeficientes e erros padrões das regressões, utilizou-se a metodologia econométrica para sistema de equações chamada *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR) desenvolvida por Zellner (1962), o que diferiu do estudo original onde utilizou-se para os referidos cálculos o método OLS, *Ordinary Least Squares*, com correção de erros padrões pelo procedimento de Newey e West (1987). Conforme apresentado por Creel e Farrell (1996), a SUR apresenta estimadores mais eficientes para múltiplas séries temporais do que o OLS. Os coeficientes apurados, excluindo-se o intercepto, são apresentados na tabela II.

Tabela II: Coeficientes das regressões BV e AR(1) do diferencial da taxa de juros

$$r_{t+1} = a + (1 - b)(i_t^* - i_t) + cq_t + \varepsilon_{t+1}^r$$

	USD	EUR	GBP	Portfolio
a	0,0237***	0,0608***	0,0430***	0,0375***
(s.e.)	(0,0139)	(0,0194)	(0,0187)	(0,0165)
b	1,9296	2,1452	1,1564***	2,3164
(s.e.)	(0,6882)	(1,6561)	(1,5161)	(1,3801)
c	-0,0490***	-0,0764***	-0,0417***	-0,0533***
(s.e.)	(0,0229)	(0,0321)	(0,0185)	(0,0222)
R^2	0,0499	0,0549	0,0330	0,0506

$$i_{t+1}^* - i_{t+1} = d + e(i_t^* - i_t) + \varepsilon_{t+1}^i$$

	USD	EUR	GBP	Portfolio
d	-0,0052***	-0,0021***	-0,0024***	-0,0024***
(s.e.)	(0,0007)	(0,0004)	(0,0004)	(0,0005)
e	0,3190***	0,7438	0,6889***	0,6954***
(s.e.)	(0,0740)	(0,0491)	(0,0522)	(0,0555)
R^2	0,1029	0,5858	0,5184	0,4926

Estas tabelas apresentam os resultados da regressões do excesso de retorno cambial, r_{t+1} , pela defasagem de 1 período do diferencial da taxa de juros, $i_t^* - i_t$, e da TRC, q_t , e da auto correlação de 1º grau do diferencial da taxa de juros, $i_t^* - i_t$. Os coeficientes e erros padrões das regressões foram estimados simultaneamente através da metodologia Seemingly Unrelated Regressions (SUR). Os itens demonstrados com os caracteres *** apresentaram significância estatística para um intervalo de confiança de 90%.

Para avaliar o poder de previsibilidade do diferencial da taxa de juros e utilizá-lo como base comparativa do MDP, fez-se uma regressão univariada (UV) do excesso de retorno pela defasagem de 1 período do diferencial da taxa de juros. O procedimento econométrico utilizado para esta regressão foi o mesmo empregado na BV, regressão (4.1), ou seja, calcula-se os coeficientes e erros padrões utilizando a SUR num sistema com a AR(1) do diferencial da taxa de juros. Desta forma, tem-se estimativas comparáveis. A tabela III apresenta os resultados obtidos ressaltando-se que, os valores para a AC(1) do diferencial da taxa de juros são iguais aos estimados para a BV e não foram expressos.

Tabela III: Resultados da regressão UV

$$r_{t+1} = a + (1 - b)(i_t^* - i_t) + \varepsilon_{t+1}^r \quad (4.3)$$

	USD	EUR	GBP	Portfolio
a	-0,0106	0,0005	-0,0012	-0,0054
(s.e.)	(0,0064)	(0,0095)	(0,0101)	(0,0091)
b	1,4318	-0,0243	-0,0288	0,6546
(s.e.)	(0,6898)	(1,4518)	(0,0114)	(1,2789)
R^2	0,0024	0,0053	0,0040	0,0006

Esta tabela apresenta o resultados da regressões do excesso de retorno cambial, r_{t+1} , pela defasagem de 1 período do diferencial da taxa de juros, $i_t^* - i_t$. Os coeficientes e erros padrões da regressão foi estimado simultaneamente com a auto correlação de 1º grau do diferencial da taxa de juros, $i_t^* - i_t$, através da metodologia Seemingly Unrelated Regressions (SUR).

Alguns pontos de interesse já podem ser observados nos dados apresentados nas tabelas I, II e III. Conforme observado na literatura, Garcia e Olivares (2001) e Bansal e Dahlquist (2000), o β para regressões do excesso de retorno cambial controlado pela defasagem de 1 período do diferencial da taxa de juros é positivo para moedas de economias emergentes frente

às das desenvolvidas. Nos resultados da UV, regressão (4.3), verifica-se este comportamento somente para o USD e Portfólio. Adicionalmente, conclui-se que, na UV, o diferencial da taxa de juros tem um poder muito baixo de explicação para o excesso de retorno cambial, pois os R^2 são pouco significativos para todas as moedas. Na regressão BV, os coeficientes β (termo b) são positivos para todas as moedas e, quando comparados aos da UV, apresentam maior proporção. O poder explicativo, R^2 , cresce significativamente em relação à UV. Tomando como base o Portfólio, o R^2 sai de 0,06% na UV para 5,06% na regressão BV. Outro ponto a ser ressaltado é a baixa AC(1) do diferencial da taxa de juros para a taxa de câmbio BRL/USD. O valor estimado é de 0,3190, o que representa uma meia vida de 0,6 meses. Esta mesma AC(1) para as relações de BRL com EUR e GBP apresentou meias vidas de 2,3 e 1,9 meses, respectivamente. No estudo de Garcia e Olivares (2001), a AC(1) do diferencial da taxa de juros do BRL/USD foi de 0,70, o que representa uma meia de 1,9 meses, equivalente às encontradas atualmente para a conversão do BRL para EUR e GBP.

Para o cálculo dos parâmetros β e ρ_η do MDP, utilizam-se as equações (4.4) e (4.5), demonstradas a seguir, são derivadas da equação (3.17). Nelas são aplicados os parâmetros obtidos nas regressões (4.1) e (4.2), onde o termo e representa ρ_i . O cálculo do erro padrão para estas combinações de coeficientes é feito através do método Delta proposto por Oehlert (1992), o que difere do estudo original onde utilizou-se o método Bootstrap. Esta alteração se deu pelo fato de que este último método apresentou valores mais elevados que o esperado para os erros padrões dos cálculos de coeficientes. Esta inconsistência não se fez presente utilizando-se o método Delta.

$$\widehat{\rho}_\eta = 1 + \hat{c} \quad (4.4)$$

$$\hat{\beta} = \hat{b} \frac{1 - \hat{e}}{\widehat{\rho}_\eta - \hat{e}} \quad (4.5)$$

A tabela IV apresenta o resultado do cálculo dos parâmetros do MDP com base na amostra de 163 meses da conversão do BRL para USD, EUR, GBP e Portfólio. Para a apuração do desvio padrão residual do termo associado à PPC, σ_η , calculou-se o η_t para cada período da amostra através da equação (3.16) e, a partir daí, estimou-se uma AR(1) conforme equação (3.3). Para o cálculo da R^2 do MDP, utilizou-se um OLS do excesso de retorno cambial controlado pela defasagem de 1 período do diferencial da taxa de juros e do termo η_t .

Tabela IV: Parâmetros do MDP base mensal

	USD	EUR	GBP	Portfólio
ρ_i	0,3190***	0,7438***	0,6889***	0,6954***
(s.e.)	(0,0740)	(0,0491)	(0,0522)	(0,0555)
β	2,0791***	3,0564	1,3353	2,8074***
(s.e.)	(0,7716)	(2,0071)	(1,5641)	(1,5716)
ρ_η	0,9510***	0,9236***	0,9583***	0,9467***
(s.e.)	(0,0177)	(0,0216)	(0,0150)	(0,0172)
μ_i	-0,0077	-0,0082	-0,0074	-0,0077
μ_q	0,7793	1,0219	1,2714	1,0463
μ_π	-0,0030	-0,0032	-0,0028	-0,0030
$\sigma_i \times 100$	0,4815	0,1817	0,1774	0,1992
$\sigma_\eta \times 100$	0,2202	0,3410	0,1752	0,2326
$\sigma_\pi \times 100$	0,4753	0,4765	0,4552	0,4085
$\rho_{i\eta}$	0,2710	0,5261	0,3027	0,4389
$\rho_{\pi\eta}$	0,0368	0,0405	-0,0587	-0,0177
$\rho_{i\pi}$	0,0848	0,1316	0,1480	0,0560
R ²	0,0499	0,0566	0,0528	0,0508

Esta tabela apresenta o cálculo dos parâmetros do MDP e a respectiva matriz de covariância. A variável ρ_i foi estimada através da auto correlação do diferencial da taxa de juros, enquanto ρ_η e β foram estimados pela combinação de coeficientes das regressões do excesso de retorno cambial controlado pela defasagem de 1 período do diferencial da taxa de juros e TRC e da auto correlação do diferencial da taxa de juros. Os parâmetros μ_i , μ_q e μ_π foram obtidos através das médias amostrais do diferencial da taxa de juros, TRC e diferencial de inflação, respectivamente. O desvio padrão dos termos de erro das regressões de auto correlação do diferencial da taxa de juros e do termo associado à PPC são representados por σ_i e σ_η , respectivamente, enquanto σ_π é o desvio padrão do diferencial de inflação. A correlação entre os resíduos das auto correlações do diferencial da taxa de juros e do termo associado à PPC e do diferencial de inflação são designados por $\rho_{i\eta}$, $\rho_{\pi\eta}$ e $\rho_{i\pi}$. Os itens demonstrados com os caracteres *** apresentaram significância estatística para um intervalo de confiança de 90%.

A partir destas informações, pode-se observar que um importante achado do trabalho de Dahlquist e Penasse (2017) se repete para a análise do BRL frente ao USD, EUR, GBP e Portfólio. Conforme expectativa, o diferencial da taxa de juros é menos persistente que o termo associado PPC, η_t . No caso do USD, o ρ_i é de 0,3190, o que corresponde a uma meia vida de 0,6 meses, enquanto o ρ_η é de 0,9510, o que corresponde a uma meia vida de 13,8 meses. Para o EUR, observa-se o mesmo comportamento, ρ_i é de 0,7438, meia vida de 2,3 meses, enquanto o ρ_η é de 0,9236, meia vida de 8,7 meses. Para o GBP, tem-se a maior discrepância, ρ_i é de 0,6889, meia vida de 1,9 meses, enquanto o ρ_η é de 0,9583, meia vida de 16,3 meses. No

Portfólio, ρ_i é de 0,6954, meia vida de 1,9 meses, enquanto o ρ_η é de 0,9467, meia vida de 12,7 meses.

Por outro lado, um ponto conceitual importante que não se confirmou neste estudo é a correlação negativa entre os resíduos da AR(1) do diferencial da taxa de juros e os do termo associado à PPC. Estas correlações foram positivas para todas as moedas estudadas. Ou seja, a premissa de que o diferencial da taxa de juros é relevante no curto prazo, mas que este comportamento reverte ao longo do tempo não se verificou para o BRL frente às moedas de economias desenvolvidas. Uma das possíveis explicações para este ponto é que, como verificado nas regressões BV, o diferencial da taxa de juros se mostrou um termo pouco significativo para explicar o excesso de retorno cambial, ao contrário do que acontece na relação entre moedas de economias desenvolvidas apresentadas no estudo original.

No desenvolvimento do MDP, a equação (3.15) define que a TRC é função do diferencial da taxa de juros e do termo associado à PPC, η_t . Uma das possibilidades discutidas por Dahlquist e Penasse (2017) é de que a TRC poderia estar correlacionada somente ao diferencial da taxa de juros. Se isto fosse verdade, uma regressão envolvendo os dois termos deveria apresentar um R^2 elevado, o que não se comprovou no estudo original. Este mesmo teste foi realizado para o atual trabalho e também não apresentou a relevância estatística esperada. Na tabela V são apresentados os dados da regressão da TRC controlada pelo diferencial da taxa de juros utilizando o procedimento de Cochrane-Orcutt para o tratamento da auto correlação serial dos resíduos.

Tabela V: Resultado regressão da TRC pelo diferencial da taxa de juros

$$q_t = a + b(i_t^* - i_t) + u_t$$

	USD	EUR	GBP	Portfolio
<i>a</i>	0,7236***	0,9520***	1,1334***	0,9628***
(s.e.)	(0,0880)	(0,0591)	(0,0911)	(0,0806)
<i>b</i>	1,1989***	-1,9167	-3,0105***	0,3030
(s.e.)	(0,5923)	(1,6637)	(1,7535)	(1,4614)
R^2	0,0250	0,0082	0,0181	0,0003

Esta tabela apresenta o resultados da regressões TRC, q_t , controlada pelo diferencial da taxa de juros, $i_t^ - i_t$. Utilizou-se o procedimento método de Cochrane-Orcutt para o tratamento da auto correlação dos resíduos. Os itens demonstrados com os caracteres *** apresentaram significância estatística para um intervalo de confiança de 90%.*

4.3. Teste Fora da Amostra

Para testar a capacidade previsora do MDP na relação cambial entre BRL e as moedas USD, EUR, GBP e o Portfólio, utilizou-se um teste fora da amostra, onde o cálculo dos coeficientes do modelo foi realizado com os dados dos primeiros 80 meses da amostra. Com base nestas informações, projetou-se o excesso de retorno cambial para o MPD, UV e BV. A estimativa do excesso de retorno cambial gerado pelos 3 modelos foram comparados com dados reais dos 83 meses posteriores.

O ferramental utilizado para testar o poder de previsibilidade dos modelos foi o indicador R_{OS}^2 de Campbell e Thompson (2008), o qual mede a redução no erro médio quadrado da previsão (MSPE) frente à média histórica. Se o valor do indicador for positivo, tem-se que o modelo testado gera um erro menor que a referência, a média da amostra. A equação do R_{OS}^2 é a seguinte:

$$R_{OS}^2 = 1 - \frac{\sum_{t=\underline{t}}^T (r_t - \hat{r}_t)^2}{\sum_{t=\underline{t}}^T (r_t - \bar{r}_t)^2} \quad (4.6)$$

onde \hat{r}_t é o retorno estimado através do modelo em estudo e \bar{r}_t é o retorno médio amostral do período base do teste fora da amostra.

Na tabela VI apresenta-se os resultados para o MDP, UV e BV aplicados à relação da moeda doméstica, BRL, e as estrangeiras, USD, EUR, GBP e Portfólio. Entre colchetes são apresentados os p-valores para o teste fora da amostra baseados no procedimento de Clark e West (2007).

Tabela VI: Cálculo do R_{OS}^2 para o teste fora da amostra

	USD	EUR	GBP	Portfolio
MDP	0,0282	-0,0239	0,0159	0,0214
	[0,199]	[0,240]	[0,214]	[0,164]
UV	-0,1052	-0,0811	-0,0886	-0,1052
	[0,983]	[0,928]	[0,919]	[0,999]
BV	-0,0280	0,0331	-0,0091	-0,0039
	[0,470]	[0,102]	[0,555]	[0,485]

Esta tabela apresenta o cálculo do R_{OS}^2 para o teste fora da amostra dos modelos MPD, UV e BV. Os valores entre colchetes se referem ao p-valor calculado pelo procedimento de Clark e West (2007).

Pode-se observar que o resultado atingido pelo MDP frente aos demais modelos é mais consistente tanto em termos do valor do R_{OS}^2 como também pela relevância estatística. Um ponto importante a ser observado é que este estudo ratifica o que já havia sido observado na análise inicial da UV, o poder de previsibilidade do diferencial da taxa de juros para o BRL frente a moedas de economias desenvolvidas é não significativo. Esta constatação não se alinha ao que se observa na relação entre economias desenvolvidas como o apresentado por Dahlquist e Penasse (2017). Porém, o MDP apresentou valores de R_{OS}^2 semelhantes aos que foram apurados no estudo original, o que nos indica que o modelo apresenta um poder de previsibilidade equivalente à sua aplicação em economias desenvolvidas.

4.4. Previsibilidade do MDP no Longo Prazo

Na análise do MDP, Dahquist e Penasse (2017) observaram que a TRC tem alta relevância na previsibilidade de longo prazo. Uma forma de demonstrar esta característica é através de um gráfico onde é apresentado o excesso de retorno cambial acumulado para 60 meses subsequentes ao período t frente ao negativo do desvio da TRC para t, $-(q_t - \mu_q)$. A seguir, apresenta-se a aplicação da referida análise para o BRL frente ao USD, EUR, GBP e Portfólio.

Figura I: Desvio TRC e retorno cambial 60 meses subsequentes – BRL/USD

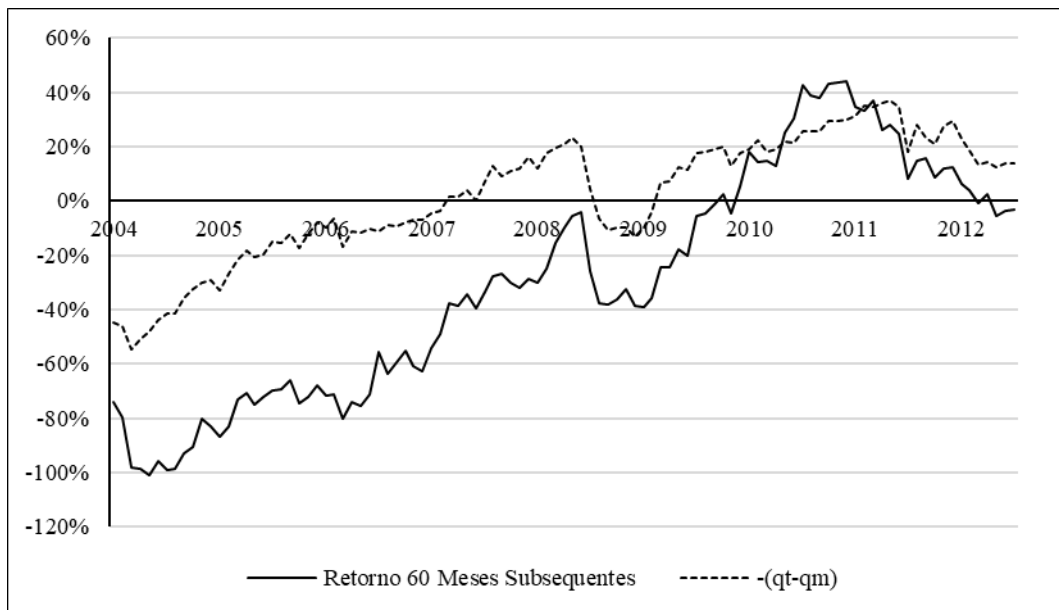


Figura II: Desvio TRC e retorno cambial 60 meses subsequentes – BRL/EUR

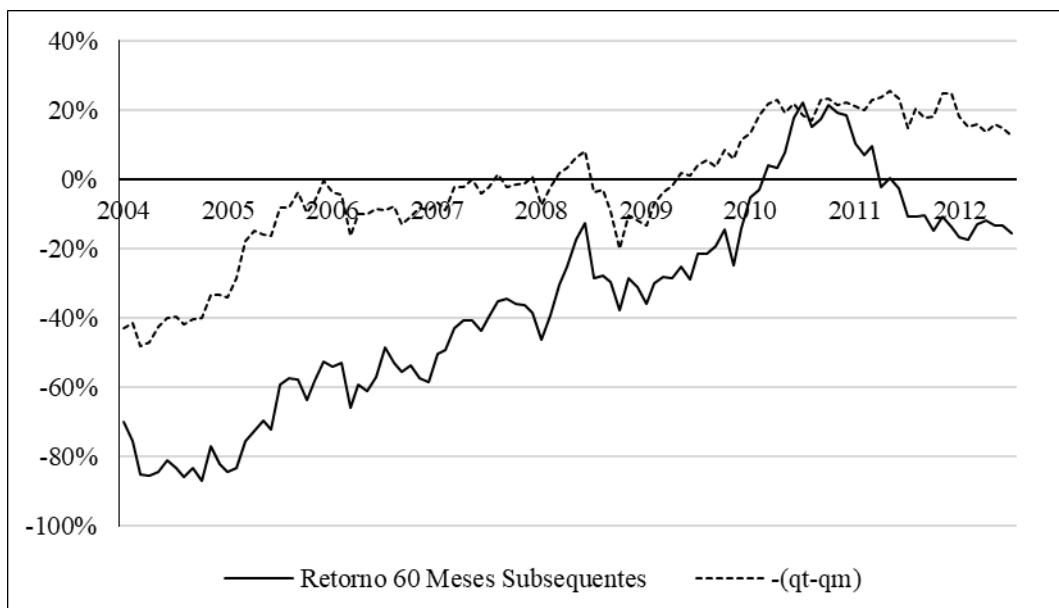
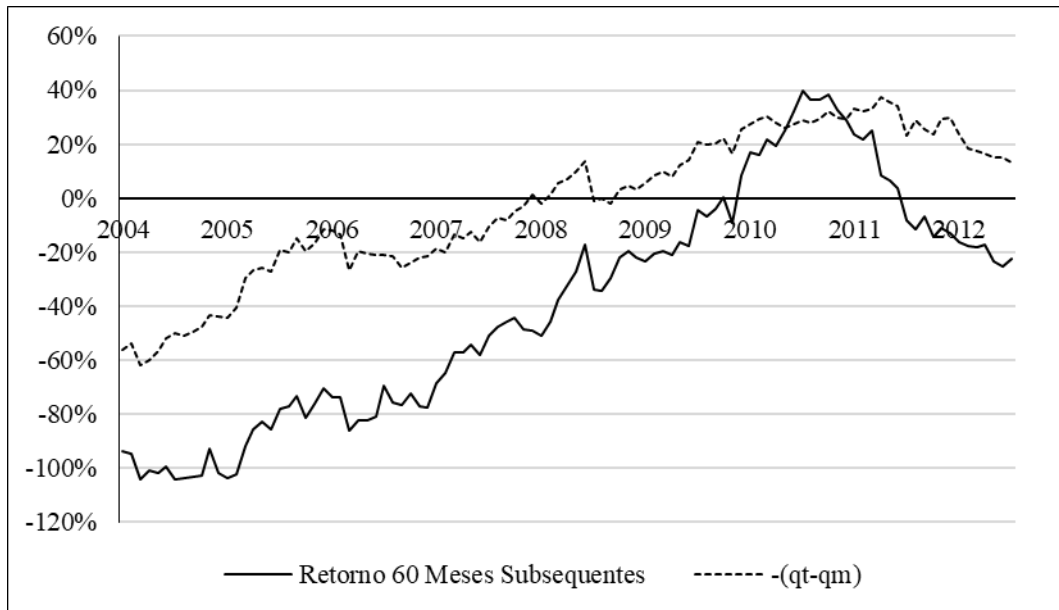
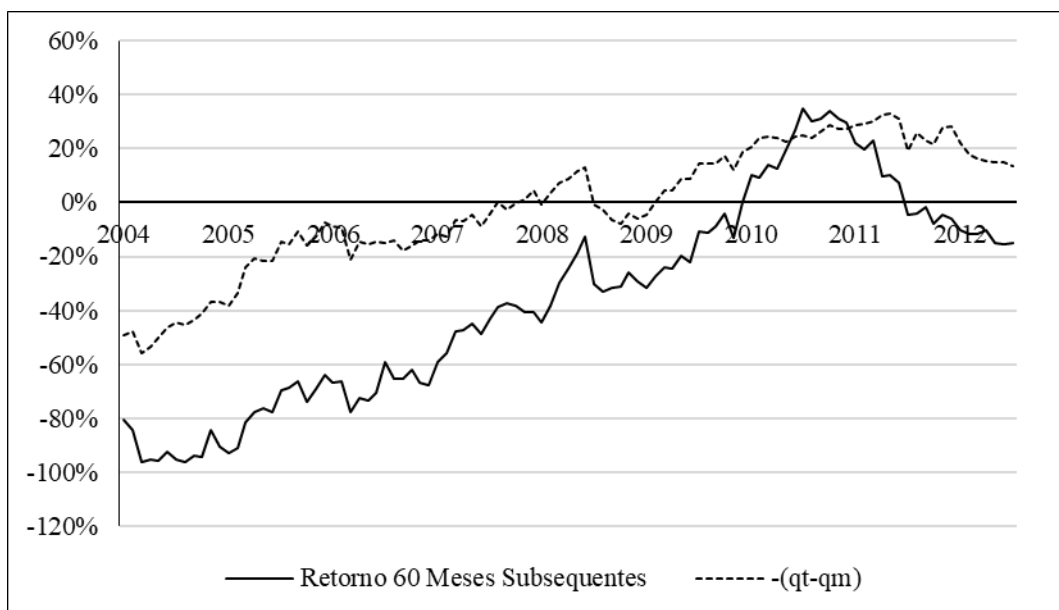


Figura III: Desvio TRC e retorno cambial 60 meses subsequentes – BRL/GBP**Figura IV:** Desvio TRC e retorno cambial 60 meses subsequentes – BRL/Portfólio

Como o ocorrido no estudo de Dahlquist e Penasse (2017), a TRC guarda uma correlação com o excesso de retorno cambial acumulado para os 60 meses subsequentes. Este fato se repete para todas as moedas contempladas neste estudo, inclusive para o Portfólio. No estudo original, os autores pontuam que o comportamento observado neste tipo de gráfico sugere que o excesso de retorno cambial acumulado se move para neutralizar as flutuações da TRC. Esta mesma observação pode ser feita para este estudo.

Vale ressaltar que, pelos gráficos, há um período onde encontra-se um descolamento na correlação entre as duas variáveis, que é entre 2009 e 2012. Coincidentemente, este é o mesmo período reportado no estudo de Chamon e Garcia (2016) onde se concentraram um grande número de intervenções da autoridade monetária brasileira no sentido de desvalorizar o BRL frente ao USD.

Dahlquist e Penasse (2017) utilizam um gráfico para demonstrar o poder de previsibilidade do MDP no longo prazo. Nele é apresentada a evolução do R^2 da regressão previsora do modelo para o excesso de retorno cambial acumulado de 1 até 120 meses. No estudo original, pode-se verificar que, para a cesta de moedas igualmente distribuídas, o R^2 sai do patamar de 3% no retorno de 1 mês para acima de 60% quando acumulado em 120 meses. No trabalho para a moeda brasileira procedeu-se uma análise semelhante, mas com uma dimensão temporal menor devido ao tamanho da amostra. Desta forma, a análise de previsibilidade de longo prazo restringiu-se a um excesso de retorno acumulado de 5 anos, 60 meses. O procedimento utilizado foi prever os parâmetros para o cálculo do MDP a partir dos primeiros 60 meses da amostra. Com isto, estimou-se o termo $\hat{\eta}_t$ e fez-se as regressões predictoras dos diversos excessos de retorno cambiais acumulados controlados pela defasagem de 1 mês do diferencial da taxa de juros e do termo $\hat{\eta}_t$. Abaixo são apresentados os gráficos evolutivos do R^2 e o comportamento do p-valor para cada parâmetro da regressão utilizando o procedimento de Newey e West (1987) para cálculo dos erros padrões. Vale ressaltar que a análise do p-valor não faz parte do estudo original.

Figura V: Previsibilidade do MDP no longo prazo – BRL/USD

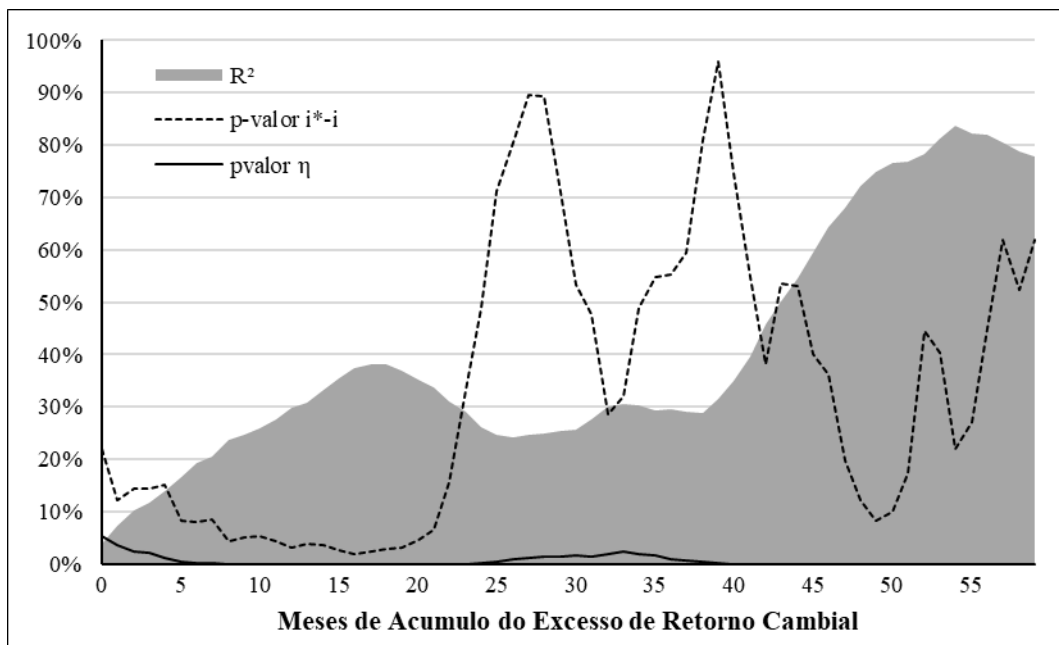


Figura VI: Previsibilidade do MDP no longo prazo – BRL/EUR

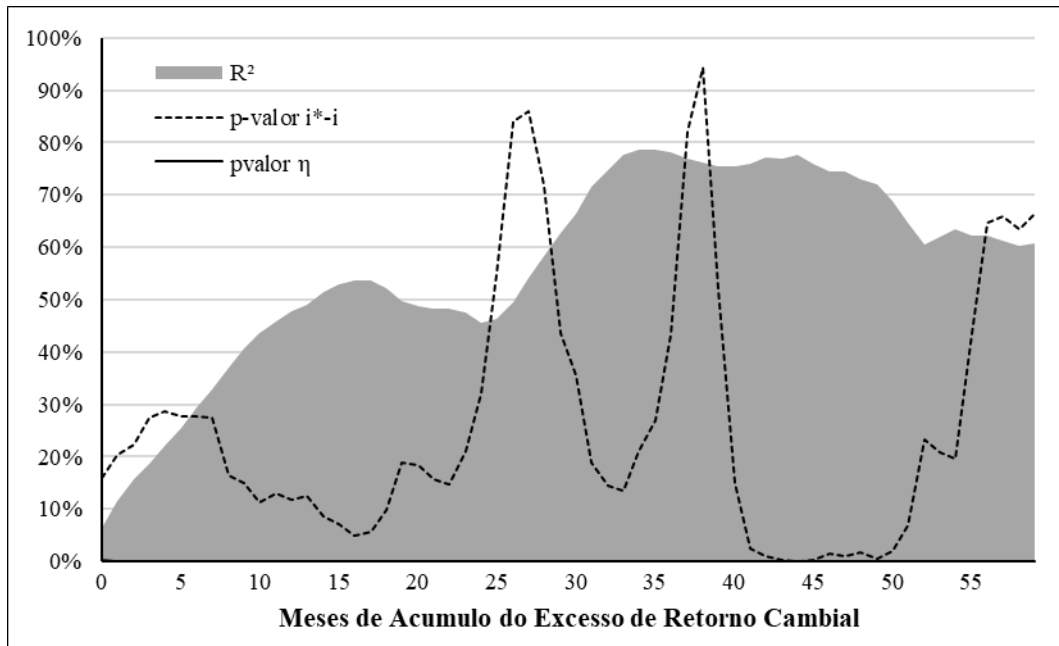


Figura VII: Previsibilidade do MDP no longo prazo – BRL/GBP

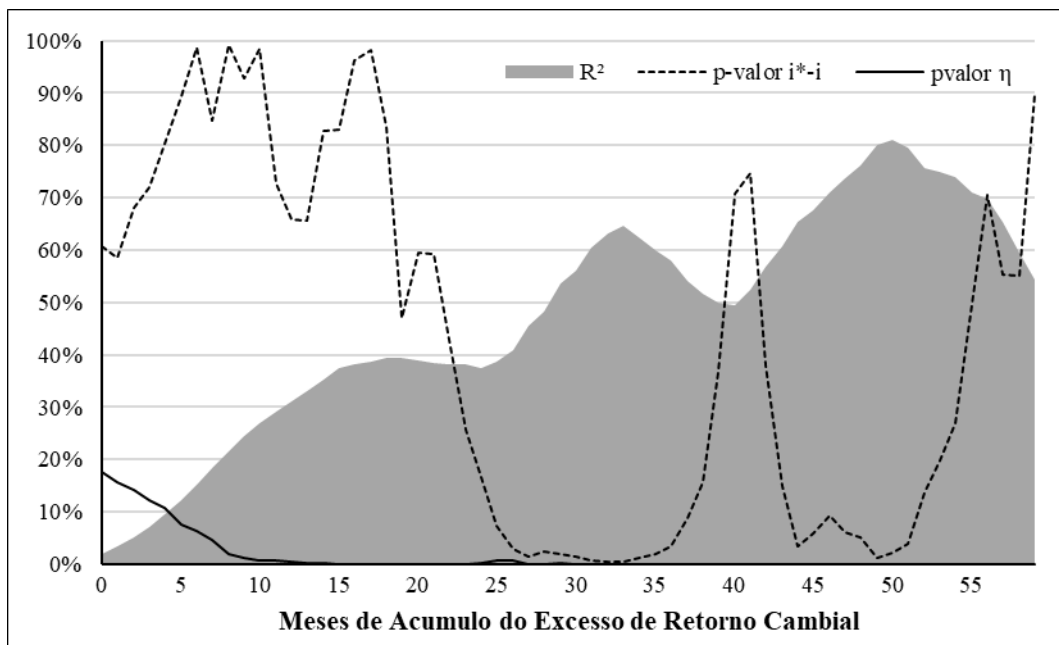
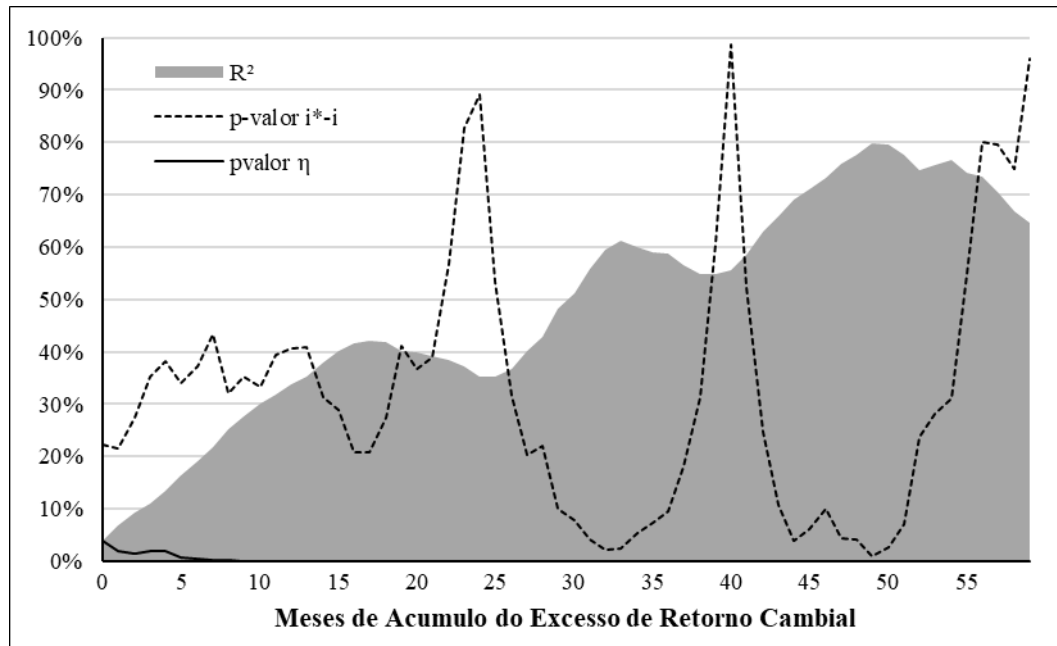


Figura VIII: Previsibilidade do MDP no longo prazo – BRL/Portfólio



Conforme já observado na seção 4.2, o diferencial da taxa de juros não se mostrou um bom previsor para o excesso de retorno cambial. Analisando os gráficos para as diversas moedas, pode-se perceber uma grande oscilação no p-valor do diferencial da taxa de juros, mas que não altera a tendência de aumento no R^2 da regressão previsora. Uma das possíveis explicações para este fato é o alto poder de previsibilidade do termo associado à PPC, η_t , o qual apresentou um baixo p-valor ao longo de toda projeção para as diferentes moedas.

5. CONCLUSÃO

O modelo com dois componentes de risco proposto por Dahlquist e Penasse (2017), MDP, apresentou no estudo original uma evolução, tanto no curto como no longo prazo, na previsibilidade do excesso de retorno cambial em relação ao modelo baseado exclusivamente no diferencial da taxa de juros. Isto se deve ao fato de que o termo associado à PPC apresenta maior persistência do que o diferencial da taxa de juros nos horizontes mais longos de tempo. Adicionalmente, o diferencial da taxa de juros perde seu poder de previsibilidade ao longo do tempo, fato comprovado pela correlação negativa dos resíduos que apresenta frente ao termo associado à PPC.

Quando aplicado à relação da moeda de uma economia em desenvolvimento, como é o caso do real brasileiro, frente a moedas de economias desenvolvidas, o MDP manteve seu poder de previsibilidade tanto no curto como no longo prazo, tal qual o estudo original. Também pode-se observar uma maior persistência do termo associado à PPC frente ao diferencial da taxa de juros. Porém, não foi possível observar a correlação negativa entre o termo associado à PPC e o diferencial da taxa de juros. Este comportamento pode estar relacionado ao fato de que o diferencial da taxa de juros não se mostrou um bom previsor para o excesso de retorno da moeda brasileira frente às moedas estrangeiras de economias desenvolvidas. Logo, o efeito esperado deste termo no modelo não corresponde ao que se observa no estudo original.

Vale ressaltar que, dentro da amostra estudada está contido um período onde a autoridade monetária brasileira interveio fortemente no mercado cambial buscando desvalorizar o real frente ao dólar. Apesar disto, o poder de previsibilidade do modelo se manteve elevado, ratificando a evolução apresentada em relação aos outros métodos estudados.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bansal, Ravi, Dahlquist, Magnus, 2000, The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. *Journal of International Economics*, 51, pp. 115-114.
- Campbell, John Y., and Robert J. Shiller, 1988, The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors, *Review of Financial Studies*, 1, pp. 195-228.
- Campbell, John Y., and Samuel B. Thompson, 2008, Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average?, *Review of Financial Studies*, 21, pp. 1509-1531.
- Chamon, Marcos e Garcia, Marcio, 2016, Capital controls in Brazil: effective?, *Journal of International Money and Finance*, 61, pp. 163-87.
- Clark, Todd e West, Keneth, 2007, Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models, *Journal of Econometrics*, 138, pp. 291–311.
- Clinton, K, 1998, Transactions costs and covered interest arbitrage: theory and evidence, *Journal of Political Economy*, 96, pp. 358-70.
- Dahlquist, Magnus and Penasse, Julien, 2017, The missing risk premium in exchange rates, *Swedish House of Finance, Research Paper*, 17-18.
- Engel, Charles, 1995, The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence, *Journal of Empirical Finance*, 3, pp. 123-92.
- Engel, Charles, 2014, Exchange rates and interest parity, *Handbook of International Economics*, Volume 4, pp. 453-522.
- Engel, Charles, 2016, Exchange rates, interest rates, and the risk premium, *American Economic Review*, 106(2), pp. 436-474.
- Engel, Charles and Kenneth D. West, 2005, Exchange rate and fundamentals, *Journal of Political Economy*, 113, pp. 485-517.
- Fama, Eugene F., 1984, Forward and spot exchange rates, *Journal of Monetary Economics*, 14, pp. 319-338.

Garcia, Márcio e Olivares, Gino, 2001, O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o plano Real, *Revista Brasileira de Economia*, 55(2), pp. 151-182.

Gordon, Myron, 1962, *The investment, financing, and valuation of the corporation*, Irwin, Homewood.

Melo, Arthur, 2013, *Análise dos prêmios de risco das paridades coberta e descoberta da taxa de juros*, Insper, Dissertação de Mestrado.

Newey, Whitney K., and Kenneth D. West, 1987, A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, 55, pp. 703-708.

OECD Statistics: <http://stats.oecd.org/>

Oehlert, G. W., 1992, A note on the delta method, *American Statistician*, 46, pp. 27–29.

Rogoff, Kenneth S., 1996, The purchasing power parity puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34, pp. 647-668.

Sarno, Lucio e Taylor, Mark, 2002, *The economics of exchange rates*, Cambridge University Press.

Taylor, Mark, 1987, Covered interest parity: a high frequency, high-quality data study, *Economica*, 55, pp. 429-38.

Taylor, Mark, 1987, Covered interest arbitrage and market turbulence, *Economic Journal*, 99, pp. 376-91.

Zellner, A. 1962, An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57, pp. 348–368.