

# Carry Trade e Risco Cambial: um Conto de Dois Fatores\*

Alex Luiz Ferreira,<sup>†</sup> Michael John Moore<sup>‡</sup>

**Sumário:** 1. Introdução; 2. Teoria Econômica do Risco Cambial; 3. Dados e Resultados; 4. Considerações Finais.

**Palavras-chave:** Juros, Câmbio, Risco.

**Códigos JEL:** F31.

Retornos da estratégia de *carry trade* tem sido explicados usando-se funções de utilidade inseparáveis no tempo que permitem prêmios de risco voláteis. Tipicamente tais funções mimetizam as preferências de economia fechada que dependem de bens duráveis e não duráveis. Este trabalho retorna a uma classificação mais tradicional, em macroeconomia internacional, de consumo entre bens domésticos e importados. O modelo é aplicado para países que representam 98,2% do volume mundial do comércio bilateral de câmbio. Reporta-se uma melhora acentuada na significância dos betas de consumo.

*Carry trade returns have been explained using time inseparable utility functions which allow for volatile risk premia. However these functions typically mimic closed economy preferences which depend on durable and non-durable goods. This paper returns to a more traditional classification of consumption, in international macroeconomics, into domestic and importable goods. The model is implemented for countries that represent 98,2% of the world market turnover in bilateral foreign exchange trades. We report a marked improvement in estimated consumption betas.*

## 1. INTRODUÇÃO

*Carry trade* é o nome dado à uma das principais estratégias especulativas do mercado de câmbio. Ela consiste em se tomar emprestado nos mercados de países com taxa de juros mais baixas para depois se investir em moedas de economias que oferecem títulos com taxas mais altas. Essa atividade só pode ser lucrativa *ex ante*, se houver uma falha da Paridade da Taxa de Juros (PTJ), isto é, se o coeficiente das

\*Alex Luiz Ferreira agradece ao apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) pela concessão de Bolsa de Pesquisa no Exterior, processo 2012/11720-1, para a Queen's University Belfast, entre fevereiro de 2013 e fevereiro de 2014. Reconhece também a contribuição da Capes/Fulbright pela bolsa de Professor/Pesquisador Visitante para a Universidade de Illinois em Urbana-Champaign entre março e junho de 2012. Agradece às respectivas Universidades pelas instalações de pesquisa e à Universidade de São Paulo (USP) pelo amplo apoio. Agradece também ao CNPq pela bolsa de produtividade em pesquisa. Michael Moore agradece ao Leverhulme Trust pela bolsa RPG-2013-192.

<sup>†</sup>Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto / Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). Av. Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, Brasil. CEP 14040-900. Tel. 55 16 3315-0507. E-mail: [alexferreira@usp.br](mailto:alexferreira@usp.br)

<sup>‡</sup>Warwick Business School



regressões da PTJ for negativo como [Fama \(1984\)](#) e outros reportaram, de forma a existir um excesso de retorno previsível. De outra forma, retornos nominais mais altos seriam simplesmente eliminados pelas expectativas de depreciação da moeda.

Há um conjunto suficiente de evidências que permitem concluir que é possível predizer os excessos de retornos à partir de dados históricos. E parece ser mais plausível supor que há um prêmio de risco associado à essa estratégia, o qual se correlaciona com variáveis macroeconômicas, do que assumir mercados ineficientes ou agentes irracionais. Ou seja, a hipótese a ser investigada nesse artigo é a de que as moedas que pagam juros mais altos também sejam mais arriscadas e, ao descontar-se esses riscos *ex ante*, os retornos reais esperados de estratégias diversas de investimento se igualariam, considerando-se a ausência de barreiras significativas ao movimento do capital. Isso é, *carry trade* seria mais lucrativa simplesmente por ser mais arriscada.

A teoria econômica que será apresentada na [seção 2](#) e a investigação econométrica realizada na [seção 3](#), inserem-se no conjunto dos trabalhos que investigam empiricamente a condição de não-arbitragem (ou melhor, “não-especulação”) da paridade da taxa de juros e que testaram as restrições no fator de desconto estocástico necessárias para se gerar o *forward premium puzzle*, na linha das pesquisas que se seguiram à [Backus, Foresi & Telmer \(2001\)](#).

A principal referência desse trabalho é o artigo de [Lustig & Verdelhan \(2007\)](#), o qual está fortemente baseado na contribuição de [Yogo \(2006\)](#).<sup>1</sup> Esse último inovou ao usar preferências [Epstein & Zin \(1989\)](#) para a precificação de ativos nos mercados de câmbio. O fator de desconto estocástico derivado dessa função utilidade mimetiza as preferências de economia fechada e aninha três determinantes: taxa de crescimento do consumo de duráveis e não duráveis além do fator de mercado.<sup>2</sup>

O presente trabalho retorna a uma classificação mais tradicional, em macroeconomia internacional, de consumo entre bens domésticos e importados.<sup>3</sup> A principal contribuição é a utilização desses fatores na aplicação da teoria de precificação de ativos ao mercado de câmbio. O modelo produz uma interpretação econômica interessante, pois sugere razões microeconômicas para se adquirir um título estrangeiro: suavização do consumo de importados e poupança precaucionária em moeda estrangeira. Além de interessantes do ponto de vista teórico, racionalizando o porquê de se manter riqueza em moeda estrangeira, os fatores possuem uma variabilidade grande quando comparados ao consumo agregado e ao consumo de bens duráveis, tornando-os promissores do ponto de vista empírico.

[Lustig & Verdelhan \(2007\)](#) utilizam-se de dados anuais entre 1953 e 2002 e oito carteiras (portfolios) de excesso de retorno em moeda estrangeira, mostrando que há uma relação visual positiva, “quase monotônica”, entre as taxas de juros médias e os excessos de retorno. Eles estimaram 24 parâmetros “betas” para a especificação logarítmica e aproximadamente linear das oito carteiras e três fatores, na primeira das duas etapas das regressões, seguindo o procedimento de [Fama & MacBeth \(1973\)](#). Os resultados mostram que a quantidade de risco das carteiras, medida pelo parâmetro beta estimado, cresce com a taxa de juros média das carteiras. No entanto, nenhum desses parâmetros é, condicionalmente (a outros fatores), significativo à um nível razoável de confiança (10%). Eles encontram dois betas significativos quando consideram as estimativas dos fatores individualmente (incondicionalmente), mas cabe lembrar que esse resultado é esperado por acaso com um nível de 10% de probabilidade. Os autores concluem, à partir dessas covariâncias estimadas, que os títulos de países com taxas médias de juros mais elevadas estão associados a uma maior quantidade de risco cambial.

[Burnside \(2011\)](#) teceu duras críticas mostrando que não é possível rejeitar, do ponto de vista probabilístico, que os excessos de retorno são todos iguais a zero. [Lustig & Verdelhan \(2011\)](#) responderam

<sup>1</sup>Existem vários exemplos de aplicação de preferências não separáveis no tempo ao *carry trade* em economia internacional. Veja [Moore & Roche \(2012\)](#) para uma bibliografia completa.

<sup>2</sup>Tal especificação faz com que os tradicionais CAPM (Capital Asset Pricing Model) e CCAPM (Consumption CAPM) sejam casos especiais desse modelo mais geral.

<sup>3</sup>Um artigo que tem interseção com o presente trabalho é o de [Ready, Roussanov & Ward \(2013\)](#), no entanto o mesmo faz a distinção entre bens finais e commodities.

afirmando que [Burnside \(2011\)](#) deveria ter considerado betas à partir de estimativas de fatores individuais e testado para diferenças (*spreads*) entre eles. Mas, como pode ser observado em [Burnside \(2011\)](#), não há nenhuma diferença significativa entre os betas quando testados em conjunto e usando-se estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e GMM.

O presente artigo complementa e avança sobre esses trabalhos também do ponto de vista empírico. Como será revelado adiante, a *proxy* que se conseguiu para o consumo de importados norte-americano possui uma variância aproximadamente duas vezes maior do que a variância do consumo de duráveis. Enfim, essa contribuição é, no mínimo interessante, pois, como ressaltado pelo [Nobel Prize Committee \(2013, p.20\)](#):

[...] the volatility and predictability of stock, bond and foreign exchange returns can only be consistent with arbitrage-free markets if the expected return, i.e., the discount factor, is highly variable over time. The question then is whether theoretical models are able to generate such high variability in the discount factor.

Mas existem outras contribuições que se situam na fronteira dessa literatura. Os países escolhidos representam 98,2% do volume de negócios bilaterais em moeda estrangeira,<sup>4</sup> segundo amostra do relatório tri-anual do Bank for International Settlements ([BIS, 2013](#)), ou seja, escolheu-se trabalhar com as moedas mais líquidas. Diferentemente de [Lustig & Verdelhan \(2007\)](#), a pesquisa utiliza-se de dados trimestrais ao invés de dados anuais, procurando-se estimar as covariâncias numa frequência que, supõe-se, é mais adequada para a relação dinâmica entre os excessos de retorno e os ciclos de negócios.

O período escolhido coincide com o da unificação monetária na Europa 1999T1, e estende-se até o final da amostra em 2012T3, onde T refere-se ao trimestre.<sup>5</sup> Existem dados para vários países desde 1973, data que inaugura o período de câmbio flexível, mas há duas vantagens principais em se utilizar esse período mais recente. A primeira é a existência de menores restrições aos movimentos de capitais nas economias emergentes, o que tem maior correspondência aos pressupostos teóricos, e a segunda é a maior estabilidade monetária em muitos desses mesmos países, o que ameniza problemas de construção dos dados de retornos financeiros. Por fim, decidiu-se não trabalhar com carteiras (portfolios) para os testes. Se, por um lado, essa opção elimina a possibilidade de se amenizar o componente idiossincrático dos choques de câmbio nos excessos de retorno, por outro lado, ela aumenta a extensão de corte transversal da amostra e também permite a interpretação dos resultados por país, individualmente.

O resultado final do conjunto dessas escolhas é o de maior precisão nas estimativas dos betas. Empregando-se os mesmos testes da literatura encontra-se, proporcionalmente, mais parâmetros betas significativos (à partir das estatísticas *t* e *F* encontradas) do que os esperados pela chance. Adicionalmente, aplicando-se os mesmos testes de *spreads* entre os betas, de [Burnside \(2011\)](#), na primeira etapa das regressões, encontra-se que os mesmos são conjuntamente significativos. Os resultados também permitem concluir que há, na média, um maior grau de covariância/correspondência entre o consumo e os excessos de retornos de economias com juros mais altos. Mesmo se a inferência estatística for abandonada, pode-se deduzir o mesmo resultado da análise descritiva. A razão é que as moedas de países com taxas de juros mais altas se depreciam mais rapidamente do que aqueles com taxas mais baixas, durante as recessões nos Estados Unidos da América.<sup>6</sup>

<sup>4</sup>Como duas moedas estão envolvidas em cada transação, a soma das participações individuais totaliza 200% e não 100%. Por exemplo, na Tabela 2 do relatório do [BIS \(2013\)](#), intitulada “Currency distribution of global foreign exchange market turnover”, pode-se calcular que a soma da participação individual dos países usados na amostra do presente artigo (a qual, por sua vez, pode ser visualizada na [Tabela 2 da seção 3](#)) corresponde a 196,5%. Assim, as moedas dos países escolhidos representam 98,2% do volume total de moeda estrangeira negociada no mundo, assumindo-se o “mundo” como a amostra de [BIS \(2013\)](#).

<sup>5</sup>Os dados de consumo são da BEA e os excessos de retorno foram calculados usando-se dados do Fundo Monetário Internacional (FMI) — com exceção do Brasil para o qual se utilizou dados do Banco Central Brasileiro.

<sup>6</sup>Parece existir uma correspondência entre juros baixos e países desenvolvidos e juros altos em países emergentes. A recorrente alta taxa básica de juros real em muitas dessas economias é um fenômeno que aparenta ser tanto *ex ante* quanto *ex post*, se comparado com a experiência das grandes economias desenvolvidas, como a dos Estados Unidos da América. Por exemplo, o



O restante do artigo está dividido da seguinte forma. A [seção 2](#) apresenta a teoria de precificação de ativos que explica o risco cambial através de um modelo simples, sob nenhum risco de inadimplência e assumindo-se ativos que não são contingentes ao estado.<sup>7</sup> A [seção 3](#) introduz a metodologia dos testes, explicita as fontes de dados, fazendo também uma breve análise descritiva e gráfica das principais variáveis. A [seção 4](#) apresenta e discute os resultados. Finalmente, apresentam-se algumas [considerações finais](#).

## 2. TEORIA ECONÔMICA DO RISCO CAMBIAL

Uma diferença principal entre o modelo apresentado nessa seção e o da literatura padrão sobre apreçamento do risco cambial é a desagregação do consumo da família representativa entre bens produzidos domesticamente e no exterior, ao invés da divisão entre bens e serviços de duráveis e não duráveis. Tal desagregação é explicada pela opção em se analisar as fontes específicas de choque de consumo numa economia aberta. Isso é, trata-se da investigação dos determinantes dos excessos de retorno entre investimentos em moeda estrangeira em oposição aos excessos de retorno no mercado de ativos (ou bolsa de valores) local.

Uma razão que explica essa separação entre domésticos e importados é que o título de um país estrangeiro pode assegurar ao agente representativo (família) da economia aberta doméstica, recursos em moeda estrangeira que serão usados para suavizar as flutuações de consumo geral e, por consequência, das variações da utilidade marginal resultantes de variabilidade do consumo de importados, em particular. Esse comportamento pode ser interpretado como poupança precaucionária em moeda estrangeira. Ademais, empiricamente, a covariância entre excessos de retorno e consumo de importados pode ser maior do que entre excessos de retorno e consumo de duráveis, por exemplo. Isso pode ocorrer porque as mudanças nos termos de troca ou na taxa de câmbio real durante o ciclo de negócios, por exemplo, aquelas que acontecem nos períodos de recessão, podem ser de grande magnitude. Além disso, tais mudanças são frequentemente maiores do que as variações nos fundamentos econômicos. Finalmente, a volatilidade do câmbio tende a ser maior em países emergentes do que em desenvolvidos. Em conjunto, esses fatos poderiam ajudar a explicar porque países emergentes possuem taxas de juros médias maiores (devido a um maior risco cambial). Enfim, essas razões mostram que é importante considerar o consumo de domésticos e importados num modelo microeconômico de apreçamento do risco cambial.

Para começar, considere duas economias abertas: o país  $H$  (de *home*, doméstico) e o  $F$  (de *foreign*, estrangeiro), habitado por um domicílio ou família representativa.<sup>8</sup> A cada início de período, indicado pelo subscrito temporal  $t$ , a família recebe uma dotação (*endowment*),  $Y_t$ , doméstica e outra,  $Y_t^*$ , estrangeira. Suponha que a função utilidade de cada período do agente representativo no país  $H$  seja determinada pelo consumo de bens domésticos e estrangeiros e representada por  $u(C_t, C_t^*)$ .<sup>9</sup> Segue-se que uma família de  $H$ , pode se decidir pela alocação ótima de consumo, escolhendo o quanto vai adquirir de bens domésticos e estrangeiros. Ou seja, a família representativa na economia doméstica escolhe consumir  $C_t$  unidades do bem cuja dotação é proveniente do seu país de residência e  $C_t^*$  do bem cuja dotação é recebida do exterior, para maximizar sua utilidade. As variáveis de estado correspondem às quantidades  $B_t$  de títulos domésticos e  $B_t^*$  de títulos estrangeiros, cada qual pagando uma unidade da sua respectiva moeda em  $t + 1$ .  $\mathbb{E}_t$  é a expectativa condicionada em toda a informação disponível em  $t$ .

Brasil despontou, à partir do início da década de 1990, como uma das economias com a maior taxa de juros real do mundo. Os resultados encontrados nesse artigo mostram que o Brasil apresenta o segundo maior beta, perdendo apenas para a Turquia. De forma reveladora, a evidência aqui encontrada também corrobora a explicação de que o “risco cambial” é um dos fundamentos microeconômicos da alta taxa de juros real brasileira.

<sup>7</sup>Ressalta-se que as condições necessárias de primeira ordem do problema teórico que são apresentadas nessa seção poderiam ser replicadas num modelo com ativos contingentes.

<sup>8</sup>As palavras país e economia, doméstico e estrangeiro, serão usadas, respectivamente, como sinônimos de  $H$  e  $F$ .

<sup>9</sup>Implicitamente também assume-se uma função simétrica para o agente do domicílio- $F$ . No entanto, para facilidade de exposição, concentra-se no país- $H$ .

Considere que o problema do agente representativo doméstico seja maximizar

$$U_t = \mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s, C_s^*), \quad (1)$$

sujeito à restrição de como a riqueza é alocada entre consumo e poupança,

$$W_t = P_t C_t + P_t^* C_t^* S_t + B_t P_t^B + B_t^* S_t P_t^{B*}, \quad (2)$$

e à equação dinâmica da riqueza,

$$W_{t+1} = B_t + B_t^* S_{t+1} + P_{t+1} Y_{t+1} + P_{t+1}^* Y_{t+1}^* S_{t+1}, \quad (3)$$

onde  $\beta$  é o fator de desconto intertemporal subjetivo;  $W_t$  é a riqueza no início de cada período  $t$ ;  $P_t$  é o nível de preços da cesta de consumo doméstica e  $S_t$  é a taxa de câmbio nominal, definida como o preço doméstico da moeda estrangeira. O asterisco em sobrescrito significa que o país de origem do bem em questão é estrangeiro. Variáveis escritas em minúsculo estão em logaritmos neperianos<sup>10</sup> e letras gregas sem subscritos são parâmetros.

Combina-se (2) com (3), para se obter a restrição orçamentária intertemporal

$$P_s C_s + P_s^* C_s^* S_s + B_s P_s^B + B_s^* S_s P_s^{B*} - B_{s-1} - B_{s-1}^* S_s - P_s Y_s - P_s^* Y_s^* S_s = 0, \quad (4)$$

com  $s = t, t+1, \dots, \infty$ .

O problema do agente representativo é então

$$\max_{C_s, C_s^*} \left\{ \mathbb{E}_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s, C_s^*) \right\}, \quad (5)$$

sujeito à restrição (4), à um nível dado de riqueza inicial e à uma condição de transversalidade. Usando a equação de Bellman,

$$V_t(B_{t-1}, B_{t-1}^*) = \max_{C_t, C_t^*} \left\{ u(C_t, C_t^*) + \beta \mathbb{E}_t V_{t+1}(B_t, B_t^*) \right\}, \quad (6)$$

e depois, incorporando a restrição ao problema de maximização, têm-se as condições necessárias de primeira ordem para  $C_t$ :

$$u_1(C_t, C_t^*) \frac{P_t^B}{P_t} = \beta \mathbb{E}_t \left[ u_1(C_{t+1}, C_{t+1}^*) \frac{1}{P_{t+1}} \right], \quad (7)$$

$$u_1(C_t, C_t^*) \frac{S_t P_t^{B*}}{P_t} = \beta \mathbb{E}_t \left[ u_1(C_{t+1}, C_{t+1}^*) \frac{S_{t+1}}{P_{t+1}} \right]. \quad (8)$$

O lado esquerdo das equações (7) e (8) corresponde à perda, em termos de utilidade marginal do país- $H$ , de diminuir o consumo no período  $t$ , a fim de se comprar títulos. O lado direito é o benefício marginal esperado do consumo real em  $t+1$ , descontado para o período  $t$ .  $P_t^B$  e  $P_t^{B*}$ , representam o preço nominal de um título de desconto com zero de cupom, o qual paga, com certeza, uma unidade de sua respectiva moeda em  $t+1$ , isto é:

$$P_t^B = \frac{1}{1+i_t} \quad \text{e} \quad P_t^{B*} = \frac{1}{1+i_t^*}, \quad (9)$$

<sup>10</sup>Com exceção das taxas de juros nominais, reais e da taxa de inflação, as quais serão definidas adiante.



onde  $i_t$  e  $i_t^*$  corresponde a taxa nominal de juros doméstica e externa, respectivamente, ambas com vencimento em  $t+1$ . Como os retornos nominais dos títulos são conhecidos em  $t$ , as equações de Euler acima podem ser escritas

$$1 = \mathbb{E}_t \left[ M_{t+1} (1 + i_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} \right], \quad (10)$$

$$1 = \mathbb{E}_t \left[ M_{t+1} \frac{Q_{t+1}}{Q_t} (1 + i_t^*) \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \right], \quad (11)$$

onde a taxa de câmbio real é  $Q_t \equiv \frac{P_t^* S_t}{P_t}$  e o fator de desconto estocástico é definido como

$$M_{t+1} \equiv \beta \left( \frac{u_1(C_{t+1}, C_{t+1}^*)}{u_1(C_t, C_t^*)} \right). \quad (12)$$

Define-se a taxa de juros real *ex post* como  $1 + r_{t+1} \equiv \frac{1+i_t}{1+\pi_{t+1}}$ , com  $1 + \pi_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1}}{P_t}$  e o retorno real como  $R_{t+1} \equiv (1 + r_{t+1})$ . Usando essas definições em (10) e (11) acima, tem-se

$$1 = \mathbb{E}_t \left[ M_{t+1} R_{t+1} \right], \quad (13)$$

$$1 = \mathbb{E}_t \left[ M_{t+1} \frac{Q_{t+1}}{Q_t} R_{t+1}^* \right]. \quad (14)$$

Finalmente, define-se o excesso de retorno entre os títulos de  $H$  e  $F$  como

$$R_{t+1}^e \equiv \left( \frac{Q_{t+1}}{Q_t} R_{t+1}^* \right) - R_{t+1} \quad (15)$$

para subtrair (13) de (14), de forma que<sup>11</sup>

$$\mathbb{E}_t \left[ M_{t+1} R_{t+1}^e \right] = 0. \quad (16)$$

A equação (16) é crucial pois ela mostra que os excessos de retorno esperados, descontados pelo fator  $M_{t+1}$ , são iguais a zero. Isso é, o agente representativo não vai deixar oportunidades esperadas de lucros, já descontadas, não-exploradas. O risco de câmbio resultará da covariância entre o fator de desconto estocástico e o excesso de retorno real, o qual é “estocástico” por causa da taxa de câmbio real futura e da inflação que são desconhecidas.

## 2.1. Preferências e o Fator de Desconto Estocástico

Considera-se uma forma funcional simples, com um agregador de elasticidade de substituição constante para a utilidade de cada período:<sup>12</sup>

$$u(C_t, C_t^*) = \frac{v(C_t, C_t^*)^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad (17)$$

<sup>11</sup>Note que, se  $H$  representar os EUA e  $F$  o Brasil, por exemplo,  $R_t^{je}$  será o excesso de retorno do ponto de vista de um residente norte-americano que investe no Brasil. Assim, como a taxa de câmbio nominal é definida como o preço doméstico da moeda estrangeira, para implementação empírica usando dados de taxa de câmbio obtidos no Brasil, o excesso de retorno nominal será calculado como

$$R_{t+1}^{je} \equiv \left[ \left( 1 + i_{t+k}^{\text{bra}} \right) \left( \frac{S_t^{\text{RS/USS}}}{S_{t+k}^{\text{RS/USS}}} \right) - \left( 1 + i_t^{\text{eua}} \right) \right] \left( P_t^{\text{eua}} / P_{t+k}^{\text{eua}} \right),$$

com  $k$  igual ao vencimento do título. Essa definição é análoga aquela usada para se obter a equação (16).

<sup>12</sup>A vantagem empírica da adoção de funções mais complexas, como a da utilidade recursiva Epstein & Zin (1989), é que o modelo logarítmico e linear derivado aninha o modelo CAPM e também o CCAPM. No entanto, o interesse do presente artigo está em se investigar a significância estatística apenas dos fatores de consumo, uma vez que há ampla evidência favorável do fator de mercado (CAPM) na literatura. Assim, optou-se pela forma funcional em (17) para se derivar a especificação do teste uma vez que o interesse é investigar a precisão dos parâmetros associados aos fatores de consumo e não ao fator de mercado (CAPM), na parte empírica, como já colocado.

onde  $\gamma$  é o coeficiente de aversão ao risco relativo. A utilidade dentro do período é dada por

$$v(C_t, C_t^*) = \left[ (1 - \alpha) C_t^\rho + \alpha C_t^{*\rho} \right]^{\frac{1}{\rho}}, \quad (18)$$

com  $\alpha \in (0, 1)$  e  $\rho \leq 1$ ; a elasticidade de substituição entre domésticos e importados é  $\frac{1}{1-\rho}$ . Pode-se escrever (12) como

$$M_{t+1} = \beta \left[ \frac{(1 - \alpha) + \alpha \left( \frac{C_{t+1}^*}{C_{t+1}} \right)^\rho}{(1 - \alpha) + \alpha \left( \frac{C_t^*}{C_t} \right)^\rho} \right]^{\frac{1-\gamma-\rho}{\rho}} \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma}. \quad (19)$$

Aplicando o logaritmo natural em ambos os lados da equação acima, tem-se

$$m_{t+1} = \ln \beta - \gamma \Delta c_{t+1} + \frac{1 - \gamma - \rho}{\rho} \left[ \frac{\ln(1 - \alpha) + \ln \left( 1 + \exp^{\ln \alpha + \rho(c_{t+1}^* - c_{t+1}) - \ln(1 - \alpha)} \right)}{\ln(1 - \alpha) + \ln \left( 1 + \exp^{\ln \alpha + \rho(c_t^* - c_t) - \ln(1 - \alpha)} \right)} \right], \quad (20)$$

onde  $\Delta$  representa a primeira diferença. Fazendo-se uma expansão de Taylor de primeira ordem na parte não-linear da expressão acima, na vizinhança de  $\rho = 0$ , obtém-se

$$m_{t+1} = \ln \beta + \frac{(1 - \gamma - \rho)}{\rho} - \gamma \Delta c_{t+1} + \alpha(1 - \gamma - \rho)(\Delta c_{t+1}^* - \Delta c_{t+1}). \quad (21)$$

## 2.2. Modelo Linear e Representação $\beta$

Para se chegar ao modelo linear, realiza-se uma aproximação de Taylor de primeira ordem do logaritmo neperiano do fator de desconto estocástico real,  $\ln M_{t+1}$ , na vizinhança de sua média incondicional,  $\mathbb{E}[\ln M_{t+1}]$ , o que resulta em<sup>13</sup>

$$\frac{M_{t+1}}{\mathbb{E} M_{t+1}} \approx 1 + m_{t+1} - \mathbb{E} m_{t+1}. \quad (22)$$

Substituindo-se (21) em (22) e usando-se o símbolo de igualdade, pode-se escrever

$$-\frac{M_t}{\mathbb{E} M_t} = k + b_1 \Delta c_t + b_2 \Delta c_t^*, \quad (23)$$

onde

$$\begin{aligned} k &\equiv -1 - \gamma \mathbb{E} \Delta c_t^* - \alpha(1 - \gamma - \rho) \mathbb{E} [\Delta c_t^* - \Delta c_t] \\ b_1 &\equiv \gamma + \alpha(1 - \gamma - \rho) \\ b_2 &\equiv -\alpha(1 - \gamma - \rho). \end{aligned}$$

Reescreve-se a equação (16) usando a expectativa (média) incondicional e com o sobrescrito  $j$ ,  $j = 1, \dots, J$ , onde  $J$  representa o número de países estrangeiros na amostra, para representar o excesso de retorno entre o país  $H$  e uma economia  $F$  qualquer do conjunto  $J$ ,

$$\mathbb{E} [M_t R_t^{je}] = 0. \quad (24)$$

<sup>13</sup> Assume-se que  $\mathbb{E}[\ln M_{t+1}] \approx \mathbb{E} m_{t+1}$ .



Dada a existência de um fator de desconto estocástico diferente de zero, a equação (24) pode ser reescrita como

$$\begin{aligned}\mathbb{E}R_t^{je} &= -\frac{\text{Cov}(M_t, R_t^{je})}{\mathbb{E}M_t}, \\ \mathbb{E}R_t^{je} &= \frac{\text{Cov}((k + b_1\Delta c_t + b_2\Delta c_t^*)\mathbb{E}M_t, R_t^{je})}{\mathbb{E}M_t}.\end{aligned}$$

Pode-se tratar  $\mathbb{E}M_t$  como constante, já que trata-se da representação de uma média, assim

$$\mathbb{E}R_t^{je} = b_1 \text{Cov}(\Delta c_t, R_t^{je}) + b_2 \text{Cov}(\Delta c_t^*, R_t^{je}). \quad (25)$$

Usando a função recursiva Epstein & Zin (1989) e seguindo Yogo (2006), Lustig & Verdelhan (2007) chegam numa especificação linear similar à (25) acima, porém com os fatores de mercado e de consumo de duráveis e não duráveis. Na primeira parte do trabalho empírico, esse autores emprestam os parâmetros estimados de Yogo (2006), escolhendo apenas aquele que define a aversão ao risco da família representativa, de forma a minimizar a soma dos quadrados dos erros do modelo não-linear que satisfaz (16). A grande controvérsia do trabalho de Lustig & Verdelhan (2007) é sobre a estimativa do modelo linear e sua representação  $\beta$ , a qual coloca em xeque a relevância dos modelos microeconômicos com fatores de consumo na explicação do apreçamento do risco cambial.

Para se obter a especificação linear, considere que  $f_t = (f_{1t}, f_{2t})'$  representa o vetor transposto de  $(f_{1t}, f_{2t})$  de fatores fundamentais, de forma que (23) pode ser escrita como

$$\frac{-M_t}{\mathbb{E}M_t} \equiv k + b'f_t, \quad (26)$$

onde  $b = (b_1, b_2)'$ .

Substituindo-se (26) em (24) tem-se

$$-\mathbb{E}k \mathbb{E}R_t^{je} = \mathbb{E}[b'f_t R_t^{je}].$$

Da definição em (26), segue-se que  $\mathbb{E}k = -(1 + b'\mu_f)$ , com  $\mathbb{E}f_t \equiv \mu_f$ , assim

$$\mathbb{E}R_t^{je} = \mathbb{E}[b'f_t R_t^{je}] - b'\mu_f \mathbb{E}R_t^{je}.$$

Dado que  $\mathbb{E}[b'] = b'$ , pode-se escrever

$$\mathbb{E}R_t^{je} = b'\Sigma_{fj},$$

onde  $\Sigma_{fj} \equiv \mathbb{E}[(f_t - \mu_f)(R_t^{je})']$ . Essa equação mostra que o retorno em excesso pode ser dividido em termos do preço,  $b$ , e da quantidade  $\Sigma_{fj}$ , de risco. Defina  $\Sigma_{ff} \equiv \mathbb{E}[(f_t - \mu_f)(f_t - \mu_f)']$  e  $\beta_j \equiv \Sigma_{ff}^{-1}\Sigma_{fj}$ , onde  $\beta_j$  pode ser interpretado como o vetor de coeficientes “betas” do ativo de um país  $j$ , de forma que

$$\Sigma_{fj} = \Sigma_{ff}\beta_j,$$

e, portanto,

$$\mathbb{E}R_t^{je} = b'\Sigma_{ff}\beta_j.$$

Assumindo que  $\lambda' \equiv b'\Sigma_{ff}$ , isto é,  $\lambda = \Sigma_{ff}b$ , finalmente obtém-se

$$\mathbb{E}R_t^{je} = \lambda'\beta_j.$$

Observe que  $\beta_j$  também pode ser interpretado como o vetor de coeficientes de uma regressão linear múltipla de  $R_t^{je}$  em  $(f_t - \mu_f)'$ , como expresso abaixo em notação matricial

$$\mathbf{R}^{je} = \mathbf{f}\beta_j + \mathbf{u}, \quad (27)$$

onde  $\mathbf{R}^{je}$  é o vetor  $T \times 1$  dos excessos de retorno do país- $j$  em relação ao país- $H$ ;  $\mathbf{f}$  é a matriz  $T \times 2$  de fatores  $(f_t - \mu_f)'$ ; e  $\mathbf{u}$  é o vetor  $T \times 1$  de erros,  $u_{jt}$ , os quais seguem as propriedades clássicas, por hipótese,  $u_{jt} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_u^2)$ ; e, finalmente,  $T$  é o tamanho da amostra. Definindo o valor estimado de  $\beta_j$  como  $\hat{\beta}_j$ , segue-se que

$$\hat{\beta}_j = (\mathbf{f}'\mathbf{f})^{-1} \mathbf{f}'\mathbf{R}^{je}.$$

### 2.3. Procedimento de Fama & MacBeth (1973)

O primeiro estágio do procedimento de estimação para o excesso de retorno do país  $j$ , corresponde à seguinte regressão de Mínimos Quadrados Ordinários:

$$R_t^{je} = \beta_1^j (\Delta c_t - \mu_c) + \beta_2^j (\Delta c_t^* - \mu_{c^*}) + u_{jt}. \quad (28)$$

onde  $\mu_c$  e  $\mu_{c^*}$  correspondem às médias amostrais do logaritmo neperiano do consumo de domésticos e importados, respectivamente. O parâmetro  $\beta_1^j$ , por exemplo, pode ser interpretado como o efeito parcial da mudança de um ponto percentual na taxa de crescimento do consumo de domésticos sobre o excesso de retorno, isto é, ele mede a variação em  $R_t^{je}$ , mantendo-se tudo o mais constante (nesse caso, *ceteris paribus* significa  $\Delta u_t = 0$  e  $\Delta c_t^* - \Delta c_{t-1}^* = 0$ ), quando  $\Delta c_t - \Delta c_{t-1} = 1\%$ .

De acordo com a teoria, os ativos que historicamente pagam um retorno em excesso menor é porque expõe os investidores à um risco de consumo mais baixo, por exemplo, com retornos que decrescem menos do que o de outros ativos quando a economia está em recessão. Isso se refletiria num parâmetro  $\beta_i^j$ , para  $i = 1, 2$ , mais baixo do que para as carteiras que costumam pagar um retorno maior.<sup>14</sup> Assim, os parâmetros  $\beta_i^j$  podem ser entendidos como a quantidade de risco para cada um dos países  $j = 1, \dots, J$ .

O segundo estágio corresponde a estimação de

$$\mathbb{E}_T R^{je} = \lambda \hat{\beta}^j + \epsilon_t,$$

onde  $\mathbb{E}_T$  representa a média amostral do excesso de retorno de cada país,  $j$ , isto é  $\mathbb{E}_T R^{je} = \sum_{t=1}^T R_t^{je} T^{-1}$ ;  $\hat{\beta}^j$  é o valor estimado de  $\beta^j$  e  $\epsilon_t$  também segue as propriedades clássicas usuais.

Para um ativo cujo “beta” de consumo é igual a um, isto é  $\beta^j = 1$ , o retorno em excesso esperado (ou o prêmio de risco) será igual a  $\lambda\%$ . Isso é, a quantidade de risco de um ativo aumenta a média dos excessos de retorno em  $\lambda\%$ . Esses parâmetros podem ser interpretados como uma medida do preço de mercado do risco. A próxima subseção discute os resultados obtidos com as estimativas do primeiro estágio do modelo logarítmico/linear em [Lustig & Verdelhan \(2007\)](#) e as controvérsias associadas.

### 2.4. Controvérsias

As oito carteiras dos excessos de retorno em moeda estrangeira do artigo de [Lustig & Verdelhan \(2007\)](#) foram criadas à partir de dados de 81 países, usando-se uma frequência anual, entre 1953 e 2002. Os autores primeiramente enfatizam a relação “quase monotônica” entre as taxas de juros médias e os excessos de retorno, a qual é apresentada na Figura 1 do artigo supracitado.

<sup>14</sup>Por exemplo, um título de seguro é valioso pois, quando o consumo está baixo (como quando um indivíduo está doente e não pode trabalhar por um longo período), o seguro paga um retorno alto. Mas, como a probabilidade desses eventos extremos é baixa para um indivíduo normal, o seguro é um ativo que, *ex ante* e historicamente, paga retornos mais baixos. Por essa razão, espera-se que uma regressão dos retornos dos prêmios de seguros de saúde sobre o consumo de uma amostra aleatória dos indivíduos segurados produza um coeficiente de inclinação negativo.



**Lustig & Verdelhan (2007)** realizam regressões no modelo aproximadamente logarítmico/linear usando o procedimento de duas etapas de **Fama & MacBeth (1973)**. Foram estimados 24 parâmetros “betas” na primeira etapa para os três fatores e as oito carteiras. A quantidade de risco corrobora a hipótese de que países com taxas de juros médias mais altas são mais arriscados:

We find that US aggregate consumption growth risk explains a large share of the variation in average returns for these currency portfolios, because the consumption betas for low interest rate currencies are smaller than the consumption betas for high interest rate currencies. In other words, high interest rate currencies do not depreciate as much as the interest gap on average, but these currencies tend to depreciate in bad times for a US investor, who in turn receives a positive excess return in compensation for taking on this risk. (Lustig & Verdelhan, 2011, p.3480)

No entanto, nenhum desses 24 betas é condicionalmente (a outros fatores) significativo à um nível razoável de confiança (10%). Eles encontram dois parâmetros estatisticamente significativos quando consideram as estimativas dos fatores individuais, isto é, quando os fatores são estimados individualmente no modelo. Mas, cabe lembrar, esse resultado é esperado por acaso quando se considera o nível de 10% de probabilidade. Não serão discutidos os resultados da estimação da segunda etapa, os quais foram realizados usando-se apenas 8 observações e os problemas de estimação com os erros padrão estimados através desse procedimento. Concentra-se na primeira etapa, uma vez que os autores concluem à partir dessas covariâncias estimadas, que os títulos de países com taxas médias de juros mais elevadas estão associados à uma maior quantidade de risco cambial.

A interpretação que os autores fizeram desses resultados se revelou bastante controversa. **Burnside (2011)** teceu duras críticas ao trabalho, concludo que não é possível rejeitar, do ponto de vista probabilístico, que os excessos de retorno em conjunto são iguais a zero. Enfim, esse autor questionou a conclusão de monotonicidade, dado a insignificância encontrada dos coeficientes. **Lustig & Verdelhan (2011)** responderam afirmado que **Burnside** deveria ter usado betas à partir de estimativas de fatores individuais e testado para diferenças (*spreads*) entre eles: “Finally, it is not the case that all of the consumption betas should be statistically different from zero. The interesting economic question is whether betas are different from each other, not different from zero” (Lustig & Verdelhan, 2011, p.3482), e complementam com a assertiva

**Burnside (2011)** mistakenly focuses on the t-statistics of the individual betas; the strong correlation of the consumption factors renders the individual coefficient estimates imprecise. This inference problem is commonly referred to as multicollinearity in textbooks. Obviously, two low t-stats on the consumption growth betas in the multivariate regression do not imply that consumption growth does not covary with currency returns. (Lustig & Verdelhan, 2011, p.3482)

Mas, como pode ser observado na primeira tabela (p.3462) do próprio artigo de **Burnside (2011)**, esse não encontrou nenhuma diferença significativa entre os betas quando testados em conjunto, usando regressões de MQO e GMM. Enfim, a precisão dos betas é um tema bastante controverso e em aberto nessa literatura. A investigação apresentada na próxima seção, portanto, complementa esses artigos ao se concentrar nessa questão empírica. Como no artigo de **Burnside (2011)**, também serão realizados testes de que todos os betas são iguais a zero e de que não há *spreads* (em relação à média) usando-se mínimos quadrados ordinários e GMM.<sup>15</sup>

<sup>15</sup> A estimativa de GMM empregada na parte empírica, dada a escolha de instrumentos que foi realizada, corresponde à correção de **White (1980)** da matriz de variância-covariância.

### 3. DADOS E RESULTADOS

É preciso inicialmente explicitar que, de forma geral, os dados foram extraídos de fontes diversas do repositório *Datastream*. Apesar da maior parte dos dados estarem disponíveis desde a década de 1950 para muitos países desenvolvidos, optou-se pela utilização de um período mais restrito para os testes empíricos.

Como colocado, o período utilizado no presente trabalho vai de 1999T1 à 2012T3, esse sendo o último trimestre com dados disponíveis no momento da coleta. A razão para a utilização desse subconjunto ao invés da amostra total, encontra-se nos pressupostos da teoria que foi exposta na primeira parte desse artigo. Do ponto de vista teórico, é necessária a existência de um mercado de câmbio/títulos livre para que as decisões ótimas de suavização possam ser implementadas pelos agentes econômicos. Assim, a aplicação do modelo faz sentido para os casos em que há um mínimo de aderência dessas hipóteses à realidade, ou seja, para os períodos/países em que há alguma liberdade nos fluxos de capital e em que também há algum grau de liquidez dos títulos. A escolha da amostra usando como base o relatório [BIS \(2013\)](#), deveu-se ao fato de que os países escolhidos representam o maior volume de negócios em moeda estrangeira do mundo, 98,2% da transações bilaterais de moeda.

De fato, o período que se inicia em 1999T1 marca o início da unificação monetária na Europa. Coincidencialmente, muitos países emergentes também já haviam passado por processos de liberalização econômica (das suas respectivas contas de comércio e de capital do Balanço de Pagamentos), que se intensificaram nos anos 1990. Obviamente os graus de liberdade da amostra são reduzidos com essa escolha, no entanto, ainda assim dispõe-se de 55 observações na frequência trimestral (2012T3 corresponde ao fim da amostra). Por outro lado, ganhou-se com a maior aderência dos dados aos pressupostos teóricos, como já colocado, além de ser mais esclarecedora a classificação (*ranking*) dos países em termos de médias de taxas de juros (ao invés de carteiras). Adicionalmente, muitos países já haviam passado por processos de estabilização monetária, o que ameniza os erros na construção dos dados.<sup>16</sup>

O indicador de recessão utilizado nessas figuras foi obtido do National Bureau of Economic Analysis, NBER. A fonte de dados de *consumo* é do Bureau of Economic Analysis do Department of Commerce dos EUA.<sup>17</sup>

A [Tabela 1](#) apresenta estatísticas descritivas da taxa de crescimento do consumo não só de domésticos e importados, mas também de duráveis e não duráveis, para efeito de comparação. Pode-se observar que a média da taxa de crescimento dos importados é maior do que a da taxa de crescimento dos outros tipos de bens e serviços. Mas, vale a pena observar, a participação de importados no consumo total é pequena, mesmo no final do período amostral.<sup>18</sup> Verifica-se na [Tabela 1](#) que a maior taxa de crescimento é a dos bens duráveis importados, atingindo um valor médio de 1,74% por trimestre.

Pode-se observar na [Tabela 1](#) que a variância do consumo dos bens duráveis é maior do que a do consumo de não duráveis. A variância da taxa de consumo de bens domésticos é próxima da variância da taxa de crescimento do consumo de bens não duráveis e, finalmente, a variância dos importados é

<sup>16</sup>Por exemplo, é em grande parte impreciso calcular taxas de juros real usando informação pública sobre os retornos de títulos do tesouro brasileiro antes da reforma monetária do Plano Real em 1994, que trouxe a estabilidade de preços no Brasil. A razão é que a taxa básica de juros federal, a taxa Selic, é um composto das taxas do tesouro com vencimentos diferentes. Em tempos de inflação muito alta, títulos de longo e médio prazo carregam muita inflação esperada. Portanto, seu impacto sobre a Selic é alto, mesmo que sua participação seja baixa.

<sup>17</sup>A construção das variáveis de consumo utilizadas nos testes empíricos foi realizada observando-se as informações constantes no manual da NIPA, às advertências colocadas por [Whelan \(2000\)](#) no que se refere à interpretação de dados reais agregados usando-se o índice de Fisher e, finalmente, seguindo-se as escolhas metodológicas de [Yogo \(2006\)](#). Ressalta-se que a série de consumo de ambos duráveis e não duráveis importados exclui bens automotivos e que não foi encontrada série trimestral de consumo não dessazonalizada (a qual seria preferível) e, por essa razão, os dados usados estavam ajustados para efeitos sazonais na própria fonte. Informações mais detalhadas sobre a base de dados podem ser encontradas em [Ferreira \(2014\)](#).

<sup>18</sup>Em 2013T1, a participação do consumo de importados duráveis no consumo total de duráveis chegou a 23,76%, enquanto os importados não duráveis responderam por 9,43% do consumo total de não duráveis. A participação em pontos percentuais da medida utilizada de serviços importados fica abaixo de duas casas decimais.

**Tabela 1.** Taxa de Crescimento do Consumo.

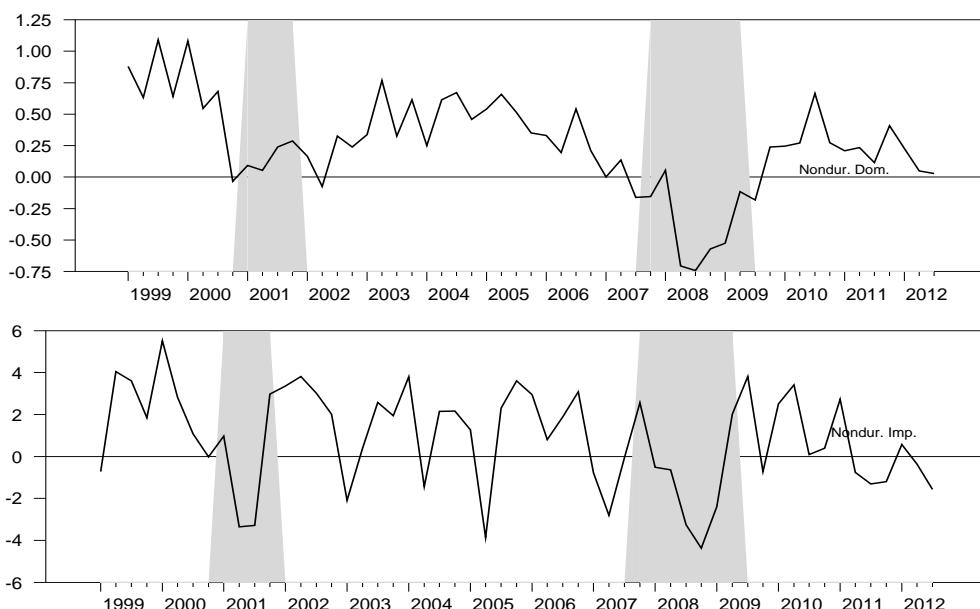
	Média	Variância	Mínimo	Máximo	JB <sup>a</sup>	Sig. <sup>b</sup>
Não-durável	0,27	0,16	-0,75	1,18	4,77	0,09
Durável	1,15	0,37	-0,08	2,10	4,85	0,09
Domésticos	0,53	0,23	-0,64	1,42	3,52	0,17
Importados	1,64	0,80	-0,37	3,18	2,62	0,27
Não-durável doméstico	0,26	0,15	-0,74	1,09	3,21	0,20
Durável doméstico	0,95	0,39	-0,34	1,94	3,83	0,15
Não-durável importado	0,89	5,64	-4,37	5,51	2,61	0,27
Durável importado	1,74	0,74	-0,06	3,05	4,29	0,12

Notas: i) dados para os EUA; ii) 1999T1 até 2012T3. <sup>a</sup> “JB” é a estatística Jarque-Bera. <sup>b</sup> “Sig.” refere-se a sua significância estatística.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da BEA.

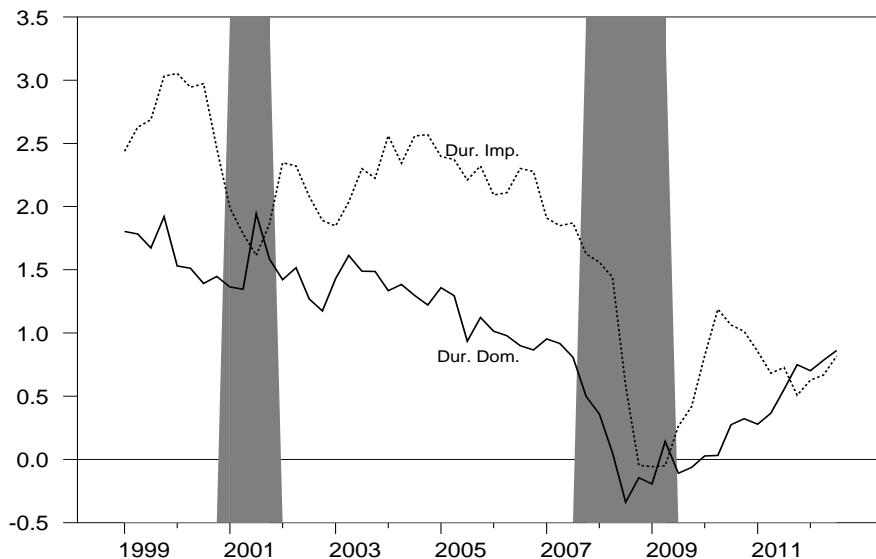
maior do que a de todos os outros fatores. Quando se analisa o consumo de importados por tipo de bem, verifica-se que o componente mais volátil é o de não duráveis. Mas é preciso ressaltar que o peso relativo desse componente é pequeno no total.<sup>19</sup>

A representação gráfica das séries de consumo nas Figuras 1 e 2 são análogas às realizadas no artigo de Yogo (2006), com as recessões norte-americanas destacadas nas áreas sombreadas e subdivididas entre bens duráveis e não duráveis. A Figura 3 apresenta o consumo dos bens domésticos e importados agregados. Ressalta-se também que as abreviações usadas nas figuras dessa seção são autoexplicativas.

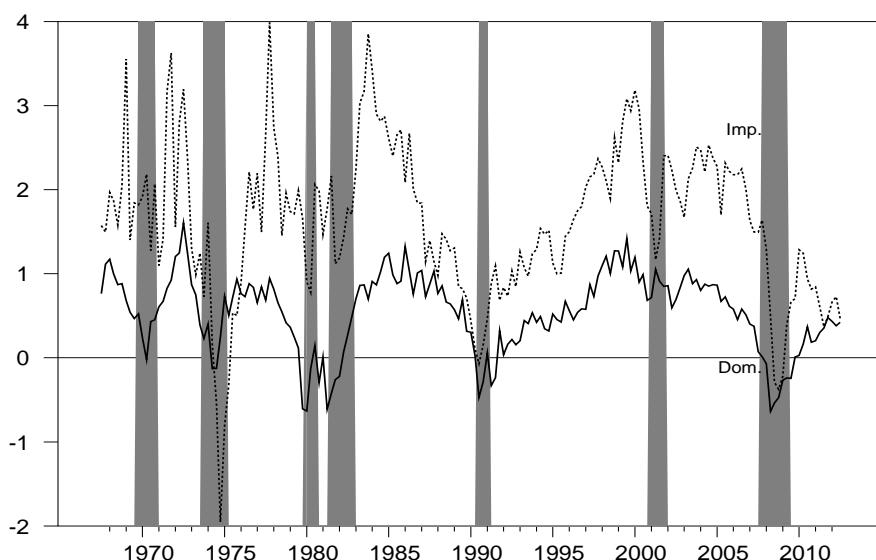
**Figura 1.** Taxa de crescimento do consumo de não duráveis: domésticos e importados.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da BEA.

<sup>19</sup>Por exemplo, entre 1967T2 até 2012T3, a média dos gastos de consumo de não duráveis importados é de 8,7% dos duráveis.

**Figura 2.** Taxa de crescimento do consumo de duráveis – domésticos e importados.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da BEA.

**Figura 3.** Taxa de crescimento do consumo de comésticos e importados.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da BEA.



As Figuras 1 e 2 sugerem que a taxa de crescimento dos duráveis domésticos e importados é pró-cíclica. A mesma relação pró-cíclica parece ocorrer com os não duráveis, porém num grau mais baixo. A próxima seção apresenta e discute os excessos de retorno, os quais parecem aumentar na fase de expansão do ciclo e se reduzir nas recessões para países cujas taxas de juros médias são mais altas. Um modelo de especificação de ativos deveria explicar as variações do excesso de retorno em moedas por mudanças no preço ou na quantidade de risco durante o ciclo de negócios. Os modelos canônicos CAPM e o CCAPM, com fatores duráveis e não duráveis, conforme apresentado, não conseguem explicar essas evidências pró-cíclicas de forma convincente.

Os países escolhidos podem ser visualizados na primeira coluna da Tabela 2. Segundo pode-se depreender do relatório BIS (2013), as moedas desses países representam 98,2% do volume bilateral de câmbio transacionado no mundo.<sup>20</sup> Os dados do relatório do BIS foram coletados em abril de 2013 de autoridades monetárias, Bancos Centrais em sua maioria, de 53 jurisdições. Participaram da pesquisa 1.300 bancos e corretoras de valores (*dealers*, do original). Pode-se verificar no relatório que 87% do volume negociado em moeda estrangeira no mundo envolveu o dólar norte-americano no início de 2013, o que faz com que os EUA seja o país de referência para os testes desse artigo.

A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas de taxas de juros, em percentagem anual, e de variações nas taxas de câmbio, em percentagem mensal, para o período amostral.<sup>21</sup> As últimas quatro colunas dessa tabela apresentam as estatísticas de variação cambial divididas entre períodos de *boom* e recessões norte-americanas e serão analisadas na seção 3.3. Observe que os países da Tabela 2 estão classificados da menor para a maior média de taxa de juros.

Optou-se pelo uso da taxa de juros mensal de um título com vencimento de três meses para o cálculo do excesso de retorno. Usando-se valores aproximados, o exemplo colocado abaixo ilustra a forma como foi construído o excesso de retorno à partir da definição (15). Considere o caso da Austrália, por exemplo, cujo excesso de retorno em 1999T1 é 0,603%. A taxa de juros nominal anualizada de um título do tesouro australiano em outubro de 1.998 é igual a 4,97%, o que resulta numa taxa trimestral igual a 1,22%, considerando-se juros compostos. Assuma que esse valor refere-se ao fim do período, de forma tal que um título australiano adquirido em 1998M10 pagará um retorno de 1,22% ao final de janeiro de 1999. A variação da taxa de câmbio *ex post* em 1999M1 foi de -0,365% e a mudança *ex post* no nível de preços dos EUA, também após três meses, correspondeu a 0,119%. Finalmente, a taxa de juros americana é de 1,004% no trimestre (ou 4,08% anual). Ao se substituir os valores de taxas de câmbio à vista e juros em (15), encontra-se um excesso de retorno mensal igual 0,586% em 1999M1, -1,399% em 1999M2 e 2,623% em 1999M3. O excesso de retorno para 1999T1 corresponde a média aritmética desses três valores, ou seja, 0,603%.<sup>22</sup>

Decidiu-se não apresentar todos os gráficos dos excessos de retorno, para abreviar a exposição, pois esses apresentam características comuns. A Figura 4, mostra os gráficos dos primeiros quatro países classificados em ordem alfabética: África do Sul, Alemanha, Austrália e Brasil. Pode-se observar que eles são altos e voláteis, o que reforça a importância do estudo sobre seus determinantes. As magnitudes e as dinâmicas entre as séries das taxas de câmbio e dos excessos de retorno também similares — esses gráficos não são apresentados por questão de espaço e certa redundância. É possível inferir que a volatilidade do câmbio domina a dinâmica dos excessos de retorno também pelas informações da Tabela 2. De forma geral, é possível também visualizar através das áreas sombreadas dos gráficos que muitas sé-

<sup>20</sup>Com relação à Zona dos países do Euro, decidiu-se por usar a Alemanha como representante dos países membros. No período após a unificação monetária, há grande convergência das taxas de juros dos títulos de tesouro. Mais importante, a dinâmica da taxa de câmbio Euro/Dólar domina os excessos de retorno. Por essas razões, não há muito ganho analítico em se utilizar todos os países da Zona do Euro, escolhendo-se trabalhar com apenas um.

<sup>21</sup>Cabe explicitar que foi realizada uma interpolação linear simples para observações faltantes da Suíça em 2008M9 e 2008M10. Informações sobre as fontes primárias de taxa de juros e taxa de câmbio podem ser encontradas no sítio eletrônico do FMI. De forma geral, pode-se ressaltar que as taxas de juros utilizadas correspondem, em ordem de importância, aos “Títulos do Tesouro”, “Títulos do Governo”, “Taxas de Depósito” e “Taxas de Desconto”.

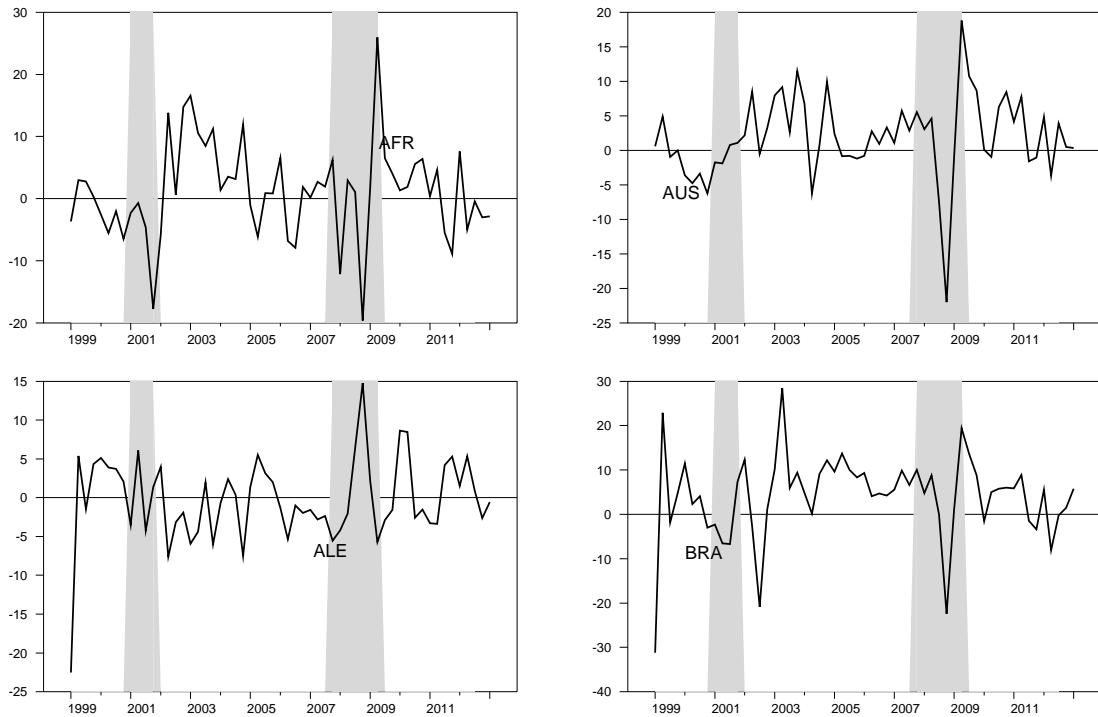
<sup>22</sup>Dada a escolha de cálculo do excesso de retorno, os valores para Alemanha só puderam ser calculados à partir de 1999T3.

**Tabela 2.** Estatísticas descritivas.

	Taxa de Câmbio <sup>b</sup>							
	Juros <sup>a</sup>		Período completo		Boom		Recessão	
	Média	Variância	Média	Variância	Média	Variância	Média	Variância
Japão	0,17	0,04	-0,21	7,19	-0,21	5,93	-0,21	13,37
Suíça	0,98	1,15	-0,18	10,35	-0,21	8,80	-0,07	17,90
Singapura	1,23	0,81	-0,17	2,77	-0,25	2,29	0,21	4,90
Hong Kong	2,03	4,11	0,00	0,02	0,00	0,02	-0,02	0,01
Peru	2,28	0,47	-0,11	2,20	-0,12	1,32	-0,05	6,48
Tailândia	2,45	1,19	-0,09	3,39	-0,13	3,28	0,13	3,89
Suécia	2,57	1,66	-0,06	12,62	-0,29	10,42	1,06	21,83
Canadá	2,73	2,52	-0,23	6,98	-0,43	5,03	0,70	15,42
Malásia	2,87	0,30	-0,12	1,92	-0,18	1,64	0,19	3,20
China	3,19	0,19	-0,16	0,14	-0,14	0,11	-0,28	0,26
Reino Unido	3,51	3,93	0,05	6,44	-0,13	4,99	0,91	12,61
Alemanha	3,82	0,95	-0,03	10,35	-0,11	8,86	0,37	17,38
Dinamarca	4,03	1,13	-0,01	10,19	-0,09	8,23	0,38	19,61
Noruega	4,27	2,13	-0,12	11,54	-0,27	10,66	0,61	15,19
Chile	4,94	7,01	0,06	12,21	-0,13	8,22	0,95	30,75
Israel	5,26	7,71	-0,01	5,90	-0,06	4,36	0,25	13,35
Austrália	5,48	0,53	-0,25	14,43	-0,41	9,88	0,52	35,94
Coréia do Sul	5,61	2,39	0,01	11,64	-0,28	5,88	1,42	37,49
Nova Zelândia	5,66	1,09	-0,20	15,81	-0,43	12,17	0,92	32,13
Rússia	5,84	8,97	0,29	8,52	0,11	5,78	1,14	21,06
Índia	6,55	0,87	0,15	4,32	0,02	3,90	0,81	5,84
México	8,48	24,45	0,21	8,74	0,12	6,19	0,62	20,99
Colômbia	8,70	21,23	0,17	12,69	0,12	10,35	0,42	24,08
África do Sul	8,73	5,61	0,33	25,10	0,05	20,63	1,72	44,66
Hungria	8,77	6,65	0,10	21,76	0,01	16,46	0,58	47,43
Indonésia	10,91	35,46	0,21	19,45	0,09	13,63	0,76	47,56
Brasil	15,71	32,24	0,55	54,20	0,40	58,46	1,24	32,80
Turquia	33,43	493,92	1,20	30,02	0,85	25,43	2,88	49,08

Notas: 137 meses de boom e 28 meses de recessão durante o período total (165 meses/observações). Classificação ascendente pela média da taxa de juros. <sup>a</sup>Taxas de juros correspondem a média mensal do rendimento anual. <sup>b</sup>Taxas de câmbio referem-se à média da variação mensal.

Fonte: elaboração própria, a partir de dados do FMI e Banco Central do Brasil.

**Figura 4.** Excessos de retorno.

Fonte: elaboração própria a partir de dados do FMI.

ries de excesso de retorno, especialmente as de países emergentes, parecem ser pró-cíclicas, enquanto as de países desenvolvidos, como o Japão e a Alemanha, parecem ser contracíclicas. Essa observação torna-se mais evidente com a última recessão que teve início em dezembro de 2007.

### 3.1. Quantidade de Risco Estimada

Para efeito de comparação com os trabalhos da área, inicia-se a apresentação com os resultados das regressões realizadas com os fatores estimados individualmente (“modelo incondicional”). Posteriormente, mostram-se os achados obtidos com o modelo (28), isto é, o “modelo condicional”. A [seção 3.2](#) discute os resultados de inferência sobre esses modelos. Finalmente, faz-se uma análise do comportamento das principais variáveis utilizadas no artigo durante os ciclos norte-americanos na [seção 3.3](#). Optou-se por reportar a maioria dos resultados através de gráficos para facilitar a exposição e análise.

Além das estimativas que são apresentadas, também foram feitos vários outros testes que não são reportados, dadas redundâncias qualitativas. Por exemplo, em adição as estimativas com a especificação teórica sem defasagens, usou-se também o procedimento do modelo específico para o geral, escolhendo-se adicionar defasagens até o teste do multiplicador de Lagrange não rejeitar a hipótese de ausência de correlação serial ao nível de significância de 5%, assumindo um número máximo de defasagens possíveis igual a seis. Em quase todos os países, ou o procedimento não adicionou defasagens, ou encontrou apenas uma. A possível razão para essas especificações com pouca dinâmica é a opção pela forma em que se construíram os excessos de retorno mensais, eliminando-se correlação serial por definição e que surgiria com outras possibilidades. A partir dessas regressões, foram estimados os parâmetros de longo prazo e os de curto prazo. Os resultados obtidos não diferem qualitativamente dos apresentados abaixo e, por essa razão, não são reportados.

### 3.1.1. Betas Incondicionais

A [Figura 5\(a\)](#) e, principalmente, a [Figura 5\(b\)](#), parecem sugerir que há, *na média*, uma relação positiva entre a posição do país em termos da taxa de juros média e os betas estimados. A inspeção visual também parece revelar que títulos de países com taxas de juros médias mais altas, frequentemente carregam uma maior quantidade de risco cambial.

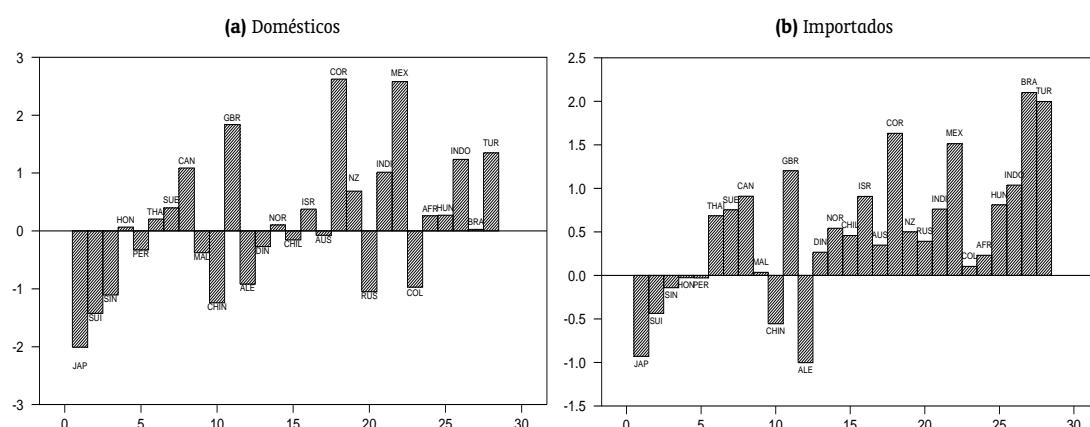
Mas a análise gráfica possui suas limitações, uma vez que há disparidades nos gráficos e porque as relações entre juros altos e risco é menos clara para o consumo de bens domésticos, conforme pode ser visualizado nas figuras correspondentes. Uma análise quantitativa, através de regressões de MQO, leva à mesma conclusão. A regressão dos betas tanto na posição quanto na média retorna um parâmetro positivo e significativo para todos os fatores estimados incondicionalmente.<sup>23</sup> A regressão usando-se os betas domésticos no lado esquerdo e a taxa de juros média do período no lado direito da equação, revela um intercepto estimado de  $-0,24$  e um parâmetro de inclinação igual a  $0,06$ , com  $p$ -valores iguais a  $0,408$  e  $0,061$ , respectivamente. Para o consumo de importados obtém-se  $0,03$  e  $0,08$ , para a constante e a inclinação, com  $p$ -valores iguais a  $0,846$  e  $0,000$ , respectivamente.

### 3.1.2. Betas Condicionais

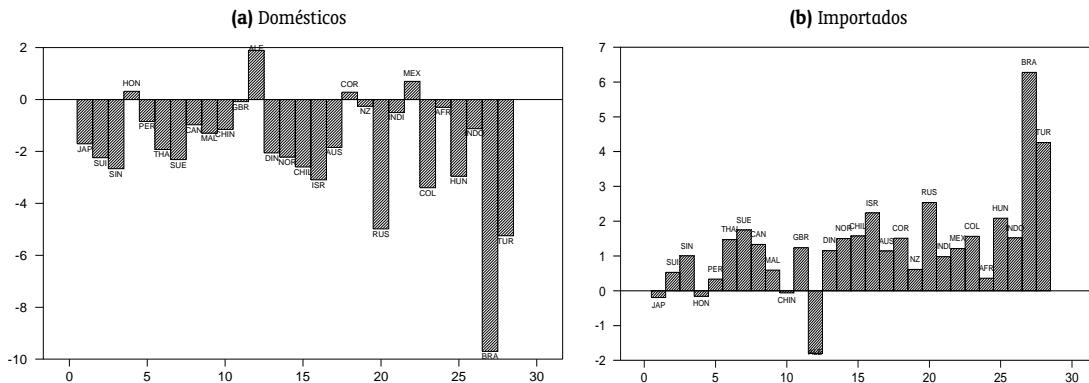
A Figura 6(a) revela uma diferença importante com os betas estimados com o consumo de domésticos. A regressão desses betas numa constante e na taxa de juros média, revelou um intercepto negativo e insignificante,  $-0,83$ , e inclinação também negativa,  $-0,17$ , significativa (com  $p$ -valor igual a  $0,008$ ). Finalmente, o consumo de importados apresenta constante de  $0,38$  e inclinação igual a  $0,15$ , com  $p$ -valores respectivos, iguais a  $0,195$  e  $0,000$ . Tal relação positiva pode ser deduzida à partir da análise visual da Figura 6(b).

Esses resultados, com exceção daqueles da Figura 6(a), levariam à uma conclusão favorável ao modelo aqui apresentado, se fossem analisados como em Lustig & Verdelhan (2007). No entanto, a evidência apresentada é apenas uma parte dos achados. A significância dos parâmetros, crucial para o debate nessa literatura, será analisada na próxima seção.

**Figura 5.** Betas incondicionais.



<sup>23</sup> Como é mais informativo usar a taxa de juros média do período como variável explicativa nas regressões, decidiu-se por reportar apenas esses valores nesse parágrafo. No entanto, os resultados são qualitativamente os mesmos quando se considera a posição.

**Figura 6.** Betas do modelo com dois fatores.

### 3.2. Significância

Para a amostra de 28 países considerada nesse artigo e à um nível de 15% de significância, se esperariam aproximadamente 4 países com parâmetros significativos pela chance. Quando se considera o modelo incondicional, observa-se que aproximadamente 36% dos países (isto é 10 de 28) apresentam estatísticas  $t$  com um nível de significância abaixo de 15%, para os betas no caso da regressão com a taxa de crescimento dos bens importados. Em ordem do menor para o maior  $p$ -valor, são eles: China, Coréia, México, Reino Unido, Turquia, Israel, Tailândia, Índia, Canadá e Japão (Brasil e Alemanha apresentam um  $p$ -valor de 16%). Seis de vinte e oito economias, no caso do fator doméstico, ou aproximadamente 21.4% das séries de excessos de retorno, apresentam parâmetros significativos (ao nível de 15%). Mais uma vez em ordem de significância: China, Coréia, México, Japão, Singapura e Reino Unido.<sup>24</sup> Nos resultados do modelo condicional (com domésticos e importados), usando-se um teste  $F$  para os betas, encontram-se 10 países com parâmetros conjuntamente significativos, mais uma vez ao nível de 15%.

Por fim, a Tabela 3 mostra os resultados obtidos testando-se a hipótese de que todos os betas são iguais a zero e de que todos os betas são iguais a média, esse último denominado de “teste de spreads”. Conforme pode ser observado, as estatísticas  $F$  indicam que essas hipóteses são todas rejeitadas à um nível baixíssimo de significância (todos os  $p$ -valores situam-se abaixo de 3 três casas decimais), diferentemente de Burnside (2011). Enfim, é possível concluir à partir do conjunto desses resultados que houve uma melhora em termos de significância dos parâmetros, quando comparados com os trabalhos anteriores. Também pode-se concluir que esse avanço deveu-se, fundamentalmente, às mudanças introduzidas tanto na definição da amostra quanto na introdução do modelo com novos fatores de consumo.

### 3.3. Juros, Câmbio e Excesso de Retorno no Ciclo de Negócios

A presente seção faz uma breve análise do comportamento de algumas das principais variáveis utilizadas na parte empírica, durante expansões e recessões norte-americanas. A justificativa pode ser melhor realizada citando-se Lustig & Verdelhan (2007, p.91): “Consumption-based models can explain the cross-section of currency excess returns if and only if high interest rate currencies typically depreciate when

<sup>24</sup>Como anteriormente mencionado, nenhum dos betas estimados do modelo com três fatores de Lustig & Verdelhan (2007) é significativo ao nível de 10%. Quando se consideram as regressões nos fatores individuais, apenas a carteira 7 possui um parâmetro significativo — com  $p$ -valor de 2% — e, para o fator de mercado, apenas a carteira 4, com 8% de  $p$ -valor. Esses resultados são, aproximadamente, aqueles esperados pela chance (sorte/azar) para um nível de significância de 10%. Pela chance, aproximadamente 3 países seriam esperados ao nível exato de 10% de significância, na amostra do presente artigo. Foram encontrados 4 para o crescimento de domésticos e 5 para importados. No modelo condicional, são 7 países com betas conjuntamente significativos.

**Tabela 3.** Testes para spreads e zeros.

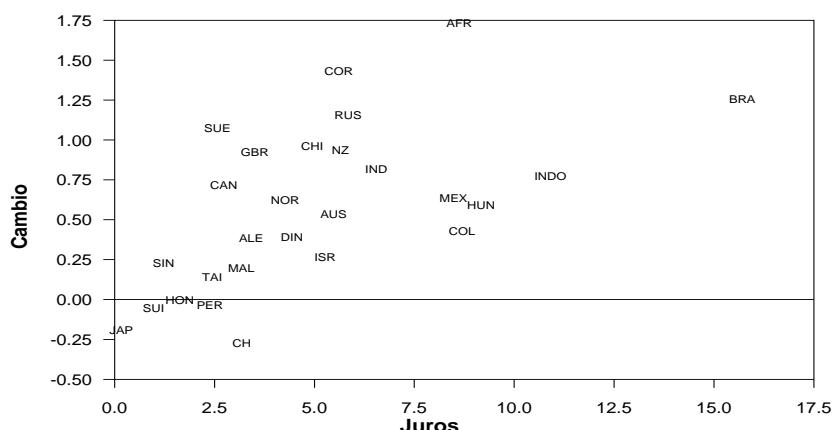
Tipo de erro padrão	Fator	
	Domésticos	Importados
Zeros (Estatística F)		
Sistema MQO	1,91	4,34
GMM: Eicker-White	38,43	64,60
Spreads (Estatística F)		
Sistema MQO	4,34	23,55
GMM: Eicker-White	101,73	55,02

Notas: i) Spreads em relação à média; ii) Estatística  $F(20, \infty)$ ; iii) Todas as estatísticas acima são significativas ao nível de 1%.

real US consumption growth is low, while low interest rate currencies appreciate." Ou seja, é possível deduzir os resultados obtidos nas seções anteriores se for constatado que há uma assimetria entre a taxa de depreciação das moedas dos países durante expansões e recessões. Essa hipótese é verificada de forma descritiva nos parágrafos abaixo.

Como pode ser observado na [Tabela 2](#), a volatilidade do câmbio é maior nos países com juros mais altos durante o período estudado. Nota-se que, tanto a média quanto a variância da taxa de variação do câmbio nos períodos de recessão, de forma geral, são maiores do que as dos períodos de expansão da economia norte-americana. O caso brasileiro oferece um exemplo particular. A média de depreciação do Real nos períodos de recessão norte-americana é de 1,24% ao mês com variância igual a 32,8. Nos períodos de expansão, a variância é maior, 58,46, enquanto que a taxa média de depreciação mensal é de 0,40.

A [Figura 7](#) mostra que há uma relação positiva entre a taxa de depreciação da moeda e a média da taxa de juros para os países da amostra. Uma regressão linear simples da variação média mensal

**Figura 7.** Câmbio Durante Recessões vs. Juros.

Notas: (i) Variação média do câmbio segundo a sétima coluna da [Tabela 2](#) na escala vertical e média da taxa de juros, primeira coluna da [Tabela 2](#), na escala horizontal; (ii) Exclui-se a Turquia para facilitar a visualização dos dados.

Fonte: Elaboração própria usando dados do FMI e Banco Central do Brasil.



da taxa de câmbio durante recessões norte-americanas e da taxa de juros média entre o período de 1999T1 e 2012T3, revela um parâmetro de inclinação igual a 0,08, estatisticamente significativo (abaixo de 1%) e um intercepto positivo mas não significativo. A mesma regressão durante a fase de expansão do ciclo (*booms*) produz um parâmetro de inclinação igual a 0,03 e um intercepto de -0,27, ambos estatisticamente significativos a níveis abaixo de 1%.<sup>25</sup>

Os resultados mostram que economias com taxas de juros médias mais altas observam suas taxas de câmbio subirem mais rapidamente em tempos de recessões norte-americanas do que em momentos de expansão do ciclo, comparativamente aos países com taxas de juros médias relativamente mais baixas.

#### 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O conjunto dos resultados apresentados nesse artigo permite concluir que títulos de países com retornos mais altos do que os norte-americanos carregam uma quantidade maior de risco cambial. Esse risco foi medido pela covariância entre os excessos de retorno obtidos de aplicações no estrangeiro (supondo residência nos EUA) com fatores de consumo norte-americanos. Tanto a evidência quantitativa, isto é, em relação as diferenças de tamanho entre os parâmetros betas estimados, quanto a evidência no que se refere a inferência, dada pela significância conjunta desses parâmetros e dessas diferenças (*spreads*), apontam na mesma direção.

Também foi mostrado que há um aumento notável na média da taxa de depreciação da moeda, durante recessões norte-americanas, de países frequentemente considerados mais arriscados para se investir, dados seus fundamentos econômicos e institucionais, como, por exemplo, Brasil, Turquia e México. Esses resultados sugerem que investimentos de residentes norte-americanos em algumas dessas moedas estrangeiras são especialmente ruins quando a situação econômica dos EUA não é boa e, portanto, quando a utilidade que se pode tirar do consumo é ainda maior do que em períodos de expansão. O padrão é inverso para países com fundamentos e instituições mais sólidas como o Japão e a Alemanha, durante o período estudado, que se inicia em 1999T1.

Sugestões de política econômica podem ser deduzidas desses resultados. Por exemplo, a redução da dívida atrelada à variação cambial pode ser benéfica para os países com taxas de juros médias altas. Isso porque evita que a dívida cresça com a depreciação da moeda, reduzindo efeitos de segunda ordem e fazendo com que os agentes possam aceitar, em tempos de normalidade, um prêmio menor de risco ao adquirir os títulos desses países.<sup>26</sup>

Existem várias contribuições desse artigo para a literatura de Finanças Internacionais. Uma delas foi mostrar que a utilização das taxas de crescimento do consumo de bens domésticos e importados resulta, no mínimo, em conclusões similares às da estimação do modelo linear de precificação de ativos com bens não duráveis, duráveis e fatores de mercado. A utilização desses fatores de economia aberta se mostrou relevante tanto na explicação econômica quanto na aplicação empírica. Essa última afirmação é especialmente verdadeira quando se considera a taxa de crescimento dos importados, a qual possui uma grande variância e correlação com os excessos de retorno.

Outra inovação importante está relacionada à amostra de países, período e a frequência dos dados que foram usados na pesquisa. O conjunto dessas escolhas resultou em maior precisão na estimação dos betas usando as mesmas técnicas da literatura de referência. Essa contribuição é muito importante, dada a controvérsia na literatura sobre a significância dos betas, conforme apresentado.

O trabalho apresenta limitações que podem ser temas de investigação futura. Por exemplo, não se investigou o impacto dos termos de troca e da taxa de câmbio real nos preços dos ativos e nas covariâncias estimadas. Essas variáveis podem ser importantes, como é possível deduzir do modelo teórico

<sup>25</sup>Note que isso não é o mesmo que estimar a PTJ, uma vez que a variável dependente é a média da variação mensal da taxa de câmbio apenas durante as recessões, contra a taxa de juros média (% anual) durante todo o período amostral.

<sup>26</sup>Um exemplo é o da economia brasileira que promoveu tal redução à partir da segunda metade da década de 2000.

apresentado na primeira parte do artigo. Seria também interessante construir novas formas de classificação desses betas que não sejam por taxa de juros, mas, por exemplo, o PIB per capita em amostras mais longas. Outra pesquisa também pode avançar no segundo estágio ao estimar os preços dos riscos, com um corte transversal maior do que em relação aos trabalhos previamente mencionados, além de promover estimativas não-lineares desse modelo de economia aberta.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Backus, D. K., Foresi, S. & Telmer, C. I. (2001). Affine term structure models and the forward premium anomaly. *The Journal of Finance*, 56(1), 279–304. doi: [10.1111/0022-1082.00325](https://doi.org/10.1111/0022-1082.00325)
- BIS—Bank for International Settlements. (2013, September). *Foreign exchange turnover in April 2013: Preliminary global results* (Triennial Central Bank Survey 2013). Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department. Disponível em: <http://www.bis.org/publ/rpfx13fx.pdf>
- Burnside, C. (2011). The cross section of foreign currency risk premia and consumption growth risk: Comment. *American Economic Review*, 101(7), 3456–3476. doi: [10.1257/aer.101.7.3456](https://doi.org/10.1257/aer.101.7.3456)
- Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1989). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. *Econometrica*, 57(4), 937–69.
- Fama, E. F. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 14(3), 319–338. doi: [10.1016/0304-3932\(84\)90046-1](https://doi.org/10.1016/0304-3932(84)90046-1)
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607–636. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1831028>
- Ferreira, A. L. (2014). *Teoria econômica e evidências empíricas do risco cambial* (Tese de Livre Docência). Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (USP/FEA-RP), Ribeirão Preto—SP.
- Lustig, H., & Verdelhan, A. (2007). The cross section of foreign currency risk premia and consumption growth risk. *American Economic Review*, 97(1), 89–117. doi: [10.1257/aer.97.1.89](https://doi.org/10.1257/aer.97.1.89)
- Lustig, H., & Verdelhan, A. (2011). The cross-section of foreign currency risk premia and consumption growth risk: Reply. *American Economic Review*, 101(7), 3477–3500. doi: [10.1257/aer.101.7.3477](https://doi.org/10.1257/aer.101.7.3477)
- Moore, M. J., & Roche, M. J. (2012). When does uncovered interest parity hold? *Journal of International Money and Finance*, 31(4), 865–879. doi: [doi:10.1016/j.jimonfin.2012.01.005](https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.01.005)
- Nobel Prize Committee (Economic Sciences Prize Committee of the Royal Swedish Academy of Sciences). (2013, Oct 14). *Understanding asset prices* (Scientific Background on the Sveriges Riksbank Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel 2013). Royal Swedish Academy of Sciences. Disponível em: [http://www.nobelprize.org/nobel\\_prizes/economic-sciences/laureates/2013/advanced-economicsciences2013.pdf](http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economic-sciences/laureates/2013/advanced-economicsciences2013.pdf)
- Ready, R., Roussanov, N. & Ward, C. (2013, Aug). *Commodity trade and the carry trade: A tale of two countries* (NBER Working Paper N° 19371). National Bureau of Economic Research. doi: [10.3386/w19371](https://doi.org/10.3386/w19371)
- Whelan, K. (2000, June). *A guide to the use of chain aggregated NIPA data* (Finance and Economics Discussion Series). Federal Reserve Board. Disponível em: <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2000/200035/200035pap.pdf>
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1912934>
- Yogo, M. (2006). A consumption-based explanation of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 61(2), 539–580. doi: [10.1111/j.1540-6261.2006.00848.x](https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00848.x)