

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS**

YURI TRANCOSO COSTA

FATORES DE RISCO MACROECONÔMICOS E OS RETORNOS DAS AÇÕES

VITÓRIA
2019

YURI TRANCOSO COSTA

**FATORES DE RISCO MACROECONÔMICOS E OS RETORNOS DAS
AÇÕES**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Ciências Contábeis do Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.
Orientador: Dr. Cláudio Marcio Pereira da Cunha.

VITÓRIA
2019

Dados Internacionais de Catalogação-na-publicação (CIP)

YURI TRANCOSO COSTA

FATORES DE RISCO MACROECONÔMICOS E OS RETORNOS DAS AÇÕES

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Ciências Contábeis do Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Aprovada em de de 2019

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof. Dr. Cláudio Marcio Pereira da Cunha
Universidade Federal do Espírito Santo
Orientador

Prof. Dr. Alfredo Sarlo Neto
Universidade Federal do Espírito Santo
Membro interno da banca examinadora

Prof. Dr. Fernando Caio Galdi
FUCAPE Business School
Membro externo da banca examinadora

AGRADECIMENTOS

Deus.

Família.

Orientador e banca.

Colegas e professores.

RESUMO

O presente trabalho avalia se taxa de câmbio e juro são fatores de risco relevantes para a explicação dos retornos das ações. A análise empírica é conduzida com uma amostra de ações de empresas brasileiras negociadas na BOVESPA entre 2001 e 2018. Os fatores de risco considerados são representados por carteiras de arbitragem compradas em ações expostas aos fatores e vendidas em ações neutras. A exposição aos fatores de risco é avaliada pela correlação parcial dos retornos de carteiras de teste com os retornos dessas carteiras de arbitragem. Na avaliação da relevância dos fatores propostos para a precificação das ações, primeiramente são estimados esses coeficientes de correlação parcial (betas). Numa segunda etapa, é avaliado se existe relação entre esses coeficientes (betas) e o retorno esperado, na seção transversal das carteiras de teste. Os resultados mostram que câmbio e juro são fatores de risco relevantes para explicação dos retornos de ações no Brasil. Também concluímos que, no geral, o modelo proposto a partir de fatores de risco macroeconômico neste trabalho é mais explicativo para os retornos das ações brasileiras do que os modelos CAPM e de 3 Fatores de Fama e French. Porém, o modelo de 4-Fatores de Carhart se mostrou o mais explicativo entre todos, devido ao fator de risco momento (WML). O modelo aqui proposto, porém, é mais parcimonioso (um fator a menos), e fundamentado na teoria de finanças e não em anomalias identificadas empiricamente.

PALAVRAS-CHAVE: precificação de ativos; fatores de risco; alavancagem financeira; taxa de câmbio; juros.

ABSTRACT

This work evaluates if exchange rate and interest are relevant risk factors in explaining stock returns. The empirical analysis is conducted with a sample of shares of Brazilian companies traded at BOVESPA, between 2001 and 2018. The risk factors considered are represented by arbitrage portfolios purchased in shares that are exposed to the factors and sold in neutral stocks. Exposure to risk factors is assessed by the partial correlation of the returns of test portfolios with the returns of these arbitrage portfolios. To evaluate the relevance of proposed risk factors for stock pricing, firstly I estimate these partial correlations (betas). In a second stage, I evaluate whether there is a relationship between these coefficients (betas) and the expected returns in the cross section of test portfolios. The results show that foreign exchange and interest are relevant risk factors in explaining stock returns in Brazil. We also conclude that, in general, the model proposed from macroeconomic risk factors in this work is more explanatory for the Brazilian stock returns than the CAPM and Fama & French 3 Factor model. However, the Carhart 4 Factor model was the most explanatory among all, due to the risk factor (WML). The model proposed here, however, is more parcimonious (one factor less), and based on finance theory, not in empirical anomalies.

KEYWORDS: asset pricing; risk factors; financial leverage; exchange rate; interest.

SUMÁRIO

SUMÁRIO	8
1. INTRODUÇÃO	10
2. REFERENCIAL TEÓRICO	17
2.1 MODELOS DE PRECIFICAÇÃO	17
2.1.1. A moderna Teoria das Carteiras	17
2.1.2. O modelo CAPM	18
2.1.3. O modelo APT de Ross (1976)	19
2.1.4. Modelos com fatores macroeconômicos	21
2.1.5. O uso de portfólios classificados por características para estimação dos fatores e o modelo de 3-fatores de Fama e French (1993).....	23
2.1.6. O modelo de 4-fatores de Carhart (1997) e o de 5-fatores de Fama e French (2015)	25
2.2 EFEITOS DOS FATORES SOBRE OS FLUXOS DE DIVIDENDOS	26
2.2.1. Remuneração dos Títulos de Renda Fixa	27
2.2.2. Taxa de Câmbio.....	29
2.3 MODELOS DE PRECIFICAÇÃO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO MERCADO BRASILEIRO.....	31
3. DADOS E FORMAÇÃO DAS CARTEIRAS REPRESENTATIVAS DOS FATORES 33	
3.1. DADOS E AMOSTRA	33
3.2. FATOR EMR: ALAVANCAGEM ELEVADA MENOS REDUZIDA	34
3.3. FATOR CMS: <i>COMMODITIES</i> MENOS SERVIÇOS.....	34
4. METODOLOGIA DE AVALIAÇÃO DO MODELO	36
4.1. DEFINIÇÃO DAS CARTEIRAS DE TESTE – VARIÁVEL DEPENDENTE.....	37
4.2. AVALIAÇÃO DA CONTRIBUIÇÃO PARA EXPLICAÇÃO DOS RETORNOS	40
4.3. TESTES DE AJUSTE	41
4.3.1. Coeficiente de Determinação – MQO	41
4.3.2. Coeficiente de Determinação Restrito	41
5. RESULTADOS	43
5.1. <i>EQUAL-WEIGHTED</i>	46
5.1.1. Estatísticas Descritivas e Correlações	46

5.1.2. Resultados da estimação em série temporal – Julho/2001 a Junho/2008.....	48
5.1.3. Resultados da estimação em série temporal – Julho/2008 a Junho/2018.....	49
5.1.4. Resultados da estimação em seção transversal - Julho/2001 a Junho/2008.....	50
5.1.5. Resultados da estimação em seção transversal - Julho/2008 a Junho/2018.....	52
5.2. <i>VALUE-WEIGHTED</i>	53
5.2.1. Estatísticas Descritivas e Correlações	53
5.2.2. Resultados da estimação em série temporal – Julho/2001 a Junho/2008.....	55
5.2.3. Resultados da estimação em série temporal – Julho/2008 a Junho/2018.....	56
5.2.4. Resultados da estimação em seção transversal - Julho/2001 a Junho/2008.....	57
5.2.5. Resultados da estimação em seção transversal - Julho/2008 a Junho/2018.....	58
6. CONCLUSÃO	60
APÊNDICE A – Resultados da Estimação em série Temporal <i>Equal-Weighted</i> – Período até Junho/2008.....	68
APÊNDICE B – Resultados da Estimação em Série Temporal <i>Equal-Weighted</i> – Período a partir de Julho/2008.....	71
APÊNDICE C – Resultados da Estimação em Série Temporal <i>Value-Weighted</i> – Período até Junho/2008.....	74
APÊNDICE D – Resultados da Estimação em Série Temporal <i>Value-Weighted</i> – Período a partir de Julho/2008.....	77

1. INTRODUÇÃO

Na seleção de aplicações financeiras, investidores e gestores objetivam otimizar a relação entre risco e retorno na carteira formada por essas escolhas, como observado por Markowitz (1952; 1959). Consequentemente, os preços dos ativos financeiros são determinados como funções crescentes dos retornos esperados e decrescentes da exposição ao risco. Uma das formas de reduzir o risco da carteira é a diversificação, que permite diluir os riscos idiossincráticos dos ativos, até praticamente eliminar seu efeito sobre o risco da carteira. Assim, os preços dependeriam apenas da exposição a fatores de risco sistemático, ou seja, aqueles que afetam simultaneamente todos os ativos, ou ao menos vários ativos. Por isso, parte da literatura em finanças se desenvolveu em busca da identificação de um conjunto limitado de fatores de risco sistemáticos mais relevantes na determinação dos preços dos ativos financeiros. Como ressaltado por Fama e French (1993, p. 53), além de contribuir para a seleção de carteiras, a identificação desses fatores permite avaliar o desempenho de carteiras, medir retornos anormais em estudos de eventos e estimar o custo de capital para avaliação de oportunidades de investimento através da metodologia do fluxo de caixa descontado.

O primeiro modelo notável e difundido até os dias de hoje se trata do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), proposto por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966). O CAPM propõe que o único risco sistemático ao qual os ativos estão expostos é o risco de mercado. A precificação de cada ativo dependeria, assim, tão somente da exposição a esse risco (*beta*), ou seja, da covariância dos retornos do ativo com os retornos da carteira de mercado. Evidências empíricas mostraram limitações do modelo CAPM na explicação da diferença de retornos entre ativos. Foram identificadas características das empresas que seriam capazes de indicar diferenças nos retornos esperados, mesmo controlado para a exposição ao risco de mercado. Como exemplos de destaque, Basu - (1977) mostrou que ações com baixa razão entre preço e lucro (razão *price-earnings*) superam ações em que essa razão é elevada; Banz (1981) mostrou que ações de empresas menores superam as de empresas maiores (“efeito tamanho”); Roesenberg, Reid e Leinstein (1985) mostraram que ações com elevada razão entre o patrimônio líquido e o valor de mercado (razão *book-to-market*) superam ações em que essa razão é baixa (efeito valor); e Jegadeesh e Titman (1993) mostraram que ações com maior retorno no passado continuam apresentando retorno superior num horizonte de 3 a 12

meses (efeito momento). As limitações do CAPM foram atribuídas principalmente ao uso de um único fator de mercado (ver, por exemplo, Fama e French, 1993). Apesar dessas evidências empíricas mostrando suas limitações, o CAPM é, ainda hoje, amplamente utilizado para determinar o custo de capital em avaliações de ativos pelo método do fluxo de caixa descontado.

Numa outra abordagem, Ross (1976) desenvolveu a *Arbitrage Pricing Theory* (APT) segundo a qual os retornos dos ativos são relacionados linearmente a múltiplos fatores, em vez de apenas um, tal como sugerido pelo CAPM. Importante ressaltar que tais fatores não são previamente determinados como no CAPM. Por isso, uma série de estudos se desenvolveu a partir do APT para explicar os retornos das ações. O modelo de Chen, Roll e Ross (1986), por exemplo, usava como variáveis explicativas dos retornos de ativos variações no índice de produção industrial, expectativas de inflação e variáveis relacionadas ao mercado de renda fixa (prêmio pelo risco e estrutura a termo das taxas de juros).

Os modelos que surgiram posteriormente e foram bem aceitos, porém, não se utilizaram essencialmente de abordagem econômica subjacente para definição de fatores de risco, como no modelo de Chen, Roll e Ross (1986). No modelo de 3 fatores de Fama e French (1993), por exemplo, os fatores de risco são selecionados a partir da assunção de que os retornos anormais decorrem de riscos associados ao efeito tamanho (BASU, 1981) e ao efeito valor (ROESENBERG, REID E LEINSTEIN, 1985). As variáveis explicativas são os retornos de carteiras formadas por ativos negociados no mercado aberto: a carteira de mercado (representada por um índice de ações amplo); uma carteira comprada em ações de empresas pequenas e vendida em ações de empresas grandes (SMB); e uma carteira comprada em ações de empresas com a razão *book-to-market* elevada e vendida em ações com essa razão baixa (HML). Esse modelo, ou suas versões amplificadas, como o modelo de 4 fatores de Carhart (1997), ou o modelo de 5 fatores de Fama e French (2015), é amplamente utilizado na literatura acadêmica como *benchmark*, para avaliar o desempenho de carteiras e avaliar retornos anormais (diferenças para o retorno esperado estimado pelo modelo) em estudos de eventos. Entre exemplos recentes de aplicações de desses modelos como *benchmark* estão Jordan e Riley (2015), Hou e Loh (2016), Boons (2016), Stambaugh e Yuan (2017) e Bessembinder, Cooper e Zhang (2018).

Stambaugh e Yuan (2017) manifestam explicitamente que seu objetivo na proposição de um novo modelo de fatores não é identificar fatores de risco econômicos, mas fatores que produzem desvios no preço dos ativos em relação a preço justo (*mispicing*), focando nas anomalias relatadas na literatura, e não na teoria econômica. Segundo os autores, “fatores podem capturar riscos sistemáticos, pelos quais investidores requerem compensação, ou eles podem capturar fontes comuns de desvios de precificação (*mispicing*)”.

O presente trabalho se insere na literatura que busca identificar fatores de risco relevantes para explicar as diferenças de retornos das ações, porém, ao encontro da recomendação de Ross (2017, p. 5), de se buscar fatores com fundamentação econômica. Mesmo passados mais de 40 anos do artigo em que apresenta a *Arbitrage Pricing Theory* (APT), que dá suporte teórico para os modelos de múltiplos fatores, Ross (2017) ainda se declara insatisfeito com os resultados alcançados na busca pela identificação dos fatores que expliquem as diferenças entre retornos de ativos. Aponta que o principal problema é a “falta de uma fundamentação econômica forte para muitos dos candidatos a fator”. Ross (2017, p. 5) também destaca que uma das dificuldades de identificar os fatores relevantes é que o mercado de ações é muito ruidoso, no sentido que novidades idiossincráticas afetam os preços com frequência elevada.

No entanto, é importante ressaltar que os modelos são, em geral, desenvolvidos sob conjunturas econômicas características de países desenvolvidos: inflação controlada e estabilidade monetária e cambial. Diferente do mercado brasileiro, em que as variáveis macroeconômicas, como taxa de juros (Tabela 1) e taxa de câmbio (Tabela 2), possuem elevada volatilidade, amplificando a relação entre o sinal (variações nessas variáveis) e o ruído (choques idiossincráticos). Essa volatilidade melhora a chance de capturar, numa análise econométrica, os efeitos dessas variáveis.

Tabela 1 – Comparação Taxa de Juros Brasil x EUA – Dados Mensais

Taxa Básica de Juros (1998-2017)	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Brasil	199	16,48%	7,02	6,9%	44,95%
Estados Unidos	7.864	2,24%	2,21	0,04%	7,07%

Fonte: Banco Central e *Federal Reserve*.

Tabela 2 – Comparação US Dólar x Real e US Dólar x Euro – Dados Diários

	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Dólar x Real	4.438	2,485	0,64	1,538	4,178
Dólar x Euro	4.438	0,818	0,11	0,625	1,194

Fonte: Investing.com

Sendo assim, como Chen, Roll e Ross (1986), para selecionar variáveis relevantes, partimos do valor das ações como o valor do fluxo dos dividendos esperados descontados. Segundo Fama (1991, p. 1595):

The Chen, Roll, and Ross approach (identifying economic factors that are correlated with returns and testing whether the factor loadings explain the cross-section of expected returns) is probably the most fruitful way to use multifactor models to improve our understanding of asset-pricing.

A equação (1) apresenta uma das formas usuais de se determinar o valor de uma ação (CHEN, ROSS E ROSS, 1986; FAMA, FRENCH, 2015), sendo $E(c)$ o fluxo de dividendos esperados; e k , a taxa de desconto.

$$p = \frac{E(c)}{k} \quad (1)$$

A variação na remuneração de títulos de renda fixa tem influência direta sobre a taxa de desconto k , sendo o mais básico fator relacionado com os a taxa de desconto exigida pelos investidores é a carteira de mercado. Segundo Ross (2017, p. 5), para esses fatores (remuneração de títulos de renda fixa e retorno de um índice de mercado amplo) “é fácil justificar seus prêmios de risco”. Consideramos, ainda, a taxa de câmbio, uma vez que, em alguns setores relevantes para a economia brasileira, o fluxo de dividendos pode ser diretamente afetado pelo valor da moeda estrangeira. Esse é o caso, particularmente, das *commodities*, em que os preços são determinados principalmente em dólar. Mas também é o caso da indústria, em que a taxa de câmbio pode afetar a relação de custos com competidores estrangeiros, com efeito sobre a demanda, tanto pela substituição de importações, quanto pelas exportações. Essas situações podem afetar o lucro das empresas e, por conseguinte, a distribuição aos sócios através dos dividendos.

A título de comparação, Jorion (1991) investigou o impacto das variações do dólar no preço das ações no mercado norte-americano e concluiu que a taxa de câmbio é estaticamente insignificante, ou seja, a variação cambial, sob a perspectiva do mercado americano, é diversificável. Por outro lado, segundo Bartram e Bodnar (2012), nos países emergentes a exposição à taxa de câmbio se mostra como um relevante fator de risco num modelo de precificação. Rossi Junior (2012) mostra que isso é particularmente verdadeiro no caso brasileiro.

Sobre a remuneração de títulos de renda fixa, estudos anteriores demonstram que a alavancagem da firma estaria relacionada ao risco sistemático (HAMADA, 1969; 1972; BOWMAN, 1979; BHANDARI, 1988). Mais recentemente Maio e Santa-Clara (2017) mostraram que adicionando ao CAPM uma proxy de taxa de juros de curto prazo (ou a *federal funds rate*, ou a taxa implícita de notas do Tesouro Americano de 3 meses), seria possível explicar diversas anomalias ao CAPM. No tocante ao caso brasileiro, em que as taxas de juros, além de voláteis, em muitos momentos mostraram-se relativamente altas, o endividamento das empresas pode ser ainda mais significativo como fator de risco das empresas e por isso deve ser considerado nos modelos de precificação.

Assim, o objetivo deste trabalho é propor e avaliar um modelo de precificação baseado em variáveis macroeconômicas que teoricamente deveriam possuir um impacto relevante sobre os valores das empresas. Pelos argumentos apresentados, foram selecionadas as seguintes variáveis: os retornos da carteira de mercado, variações na taxa de câmbio e variações na remuneração de títulos de renda fixa.

Ressalta-se que, em vez de se utilizar as variáveis macroeconômicas diretamente no modelo, como feito por Chen, Roll e Ross (1986), ou Maio e Santa-Clara (2017), utilizar-se-ão carteiras de arbitragem representativas desses riscos, a exemplo das carteiras SMB e HML no modelo de Fama e French (1993). As carteiras são compradas em ativos expostos aos fatores de risco, e vendidas em ativos neutros aos fatores de risco. Dessa maneira, evita-se o problema de as variáveis macroeconômicas serem precificadas antes mesmo de sua efetiva variação, devido às expectativas do mercado. Além disso, permite maior parcimônia no modelo, uma das demandas de Ross (2017, p. 1). Para dar conta dos impactos de variações de remuneração de títulos de renda fixa, Chen, Roll e Ross (1986) recorrem a duas variáveis relacionadas à inflação (inovações

na expectativa de inflação e inflação inesperada) e duas que caracterizam o rendimento nominal dos títulos (o prêmio de risco e a estrutura a termo dos juros). Utilizando as carteiras expostas ao fator de risco (remuneração de títulos de renda fixa) esperamos capturar esse conjunto de variações com um único fator.

Como *proxy* do fator de risco representado pelo efeito da taxa de juros sobre a taxa de desconto, e, por conseguinte, no preço das ações, utilizaremos o retorno de uma carteira comprada em empresas mais endividadas (exposição elevada) e vendida em empresas menos endividadas (exposição reduzida). Assim, testaremos a hipótese de que o fator de risco juros, representado por carteiras de arbitragem, são significativos e relevantes para a precificação das ações no mercado brasileiro.

Paralelamente, enquanto *proxy* do fator de risco representado pelo efeito da taxa de câmbio sobre o fluxo de dividendos, utilizaremos o retorno de uma carteira comprada em empresas produtoras de *commodities* (exposição positiva) e vendida em empresas de serviços (baixa exposição). Desta forma, testaremos a hipótese de que o fator de risco câmbio, representado por carteiras de arbitragem, são significativos e relevantes para a precificação das ações no mercado brasileiro.

Além dessas carteiras é utilizada a carteira de mercado, consolidando outros fatores que influem no preço da ação, como o desempenho da economia (doméstica e mundial).

A avaliação quanto à relevância dos fatores propostos para explicar os retornos das ações deve considerar, segundo Ross (2017, p. 1) dois critérios: (i) explicar as diferenças de retornos entre ações, e (ii) deve estar associado a um prêmio de risco economicamente significativo. Além disso, para que o modelo represente uma contribuição prática, deve ter desempenho pelo menos comparável a modelos já empregados em trabalhos técnicos e na literatura acadêmica. Na literatura recente, como, por exemplo, em Maio e Santa-Clara (2017) e Stambaugh e Yuan (2017), essas avaliações são feitas sobre os retornos de carteiras formadas a partir de características das empresas que estão relacionadas com anomalias relatadas na literatura, tais como de tamanho, *book-to-market* e momento (variáveis dependentes). É avaliado se os fatores propostos são capazes de explicar as séries temporais de retornos dessas carteiras e as diferenças de retorno entre as carteiras na seção transversal (*cross-section*). O prêmio

pelo risco de cada fator é avaliado tanto pelo retorno médio das carteiras que os representam, quanto pelas contribuições para os retornos na seção transversal. As comparações com outros modelos consideram, tendo como referência a frequência de aplicação, o CAPM, o modelo de 3 fatores de Fama e French (1993) e o modelo de 4 fatores de Carhart (1997).

O trabalho está dividido em 5 seções. Na Seção 2, é exposta a fundamentação teórica do tema. Os assuntos abordados são os principais modelos de precificação propostos pela literatura e resultados de pesquisas empíricas. Na Seção 3, é apresentado o modelo proposto, detalhando o procedimento de formação das carteiras que representam os fatores de risco, para obter as inovações mensais nos fatores (retornos das carteiras). Na Seção 4 é descrita a metodologia econométrica de avaliação do modelo, incluindo a seleção das carteiras de teste e os modelos de regressão na série temporal e na seção transversal, bem como as estatísticas usadas na avaliação (teste de hipóteses) e comparação com outros modelos. Na Seção 5 são apresentados os resultados das análises e a Seção 6 apresenta as conclusões e discussões finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 MODELOS DE PRECIFICAÇÃO

2.1.1. A moderna Teoria das Carteiras

A Teoria Moderna do Portfólio foi desenvolvida inicialmente por Markowitz (1952; 1959) com o intuito de sustentar e subsidiar a formação de portfólios, ou seja, a seleção de ativos, de forma a atingir o maior retorno esperado possível para um determinado nível de risco admitido pelo perfil do investidor. Tal teoria parte do pressuposto que os investidores otimizam a relação entre retorno esperado, normalmente aproximado pelo retorno médio histórico, e risco, nessa análise tomado como sendo a variância dos retornos. Alternativamente, pode-se dizer que investidores buscam adequar portfólios de forma a minimizar a variância dos retornos, sem reduzir o retorno esperado.

Na seleção de ativos, o investidor não deve considerar os ativos individualmente. Deve considerar, na avaliação, como cada ativo contribui para o risco do portfólio. A diversificação do portfólio em múltiplos títulos pode permitir a redução do risco. A principal proposição da teoria é, porém, de que para se reduzir o risco não basta investir num grande número de títulos. Deve-se levar em consideração a relação entre os ativos na mensuração do risco, o que seria determinado a partir da covariância de seus retornos. Segundo Markowitz (1952, pg. 89), para reduzir o risco, é necessário evitar títulos com elevada covariância entre si.

Dessa forma, apenas a parte do risco que cabe a cada ativo individualmente, de forma independente do que ocorre com outros ativos, o chamado risco idiossincrático, pode ser eliminada com a diversificação. Por outro lado, o risco advindo da variabilidade de retornos de todo mercado, que pode surgir a partir de fatores gerais, como fatores macroeconômicos, não pode ser eliminado pela diversificação (risco sistemático).

A premissa de que a covariância dos retornos dos títulos é essencial para a determinação do risco da carteira revela-se complexo no mundo real. Para validar a melhor carteira a partir da relação entre risco e retorno, seria preciso estimar os retornos futuros de cada

ativo, bem como suas variâncias e as combinações de covariâncias possíveis. O que acaba por trazer grande limitação à aplicabilidade do modelo.

2.1.2. O modelo CAPM

Pela dificuldade supracitada, pesquisadores posteriores desdobraram-se em busca de modelos de estimação dos retornos simplificados, considerando fatores comuns nos retornos dos títulos, que concentrassem as covariâncias. Nessa linha, o modelo mais difundido e utilizado até os dias de hoje o modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM), desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966).

Segundo Sharpe (1964), a rentabilidade esperada de um ativo é suscetível a dois tipos de riscos, quais sejam: (i) o risco específico (diversificável), *sui generis*, dependente das características da empresa; (ii) e o risco sistemático (não diversificável), ou de mercado, correspondente a fatores que afetam não apenas determinado ativo, mas sim o preço de todos.

Pelo CAPM, o risco sistemático é definido como a variância dos retornos da carteira de mercado. O risco de cada título é função do risco sistemático e da exposição do título ao risco sistemático. A medida dessa exposição, chamada de beta (β) no CAPM, é determinada a partir da covariância dos retornos dos ativos com os retornos da carteira de mercado, conforme indicado na equação (2), em que R_m são os retornos esperados da carteira de mercado, definido pela combinação de todos os ativos existentes; R_j são os retornos esperados de um determinado ativo; $cov(R_m, R_j)$ é a covariância entre os retornos de m e j. O risco sistemático pode ser causado, por exemplo, pelas mudanças políticas, sociais ou econômicas. Ativos mais expostos a riscos sistemáticos que a média de mercado serão precificados de modo a proporcionar, também, maiores retornos esperados.

$$\beta = \frac{cov(R_m, R_j)}{var(R_m)} \quad (2)$$

O CAPM é um modelo de precificação que leva em conta somente um fator de risco, neste caso o risco de mercado. Pode ser expresso pela equação (3), a qual indica que ativos com maior exposição ao fator de risco sistemático (quantificada pelo beta) seriam os que fornecem maior retorno esperado. Pelo CAPM, numa seção transversal, os retornos esperados dos ativos são linearmente relacionados aos respectivos *betas*.

$$E(R_i) = R_{lr} + \beta_i * [E(R_m) - R_{lr}] \quad (3)$$

Na equação (3), $E(R_i)$ é a expectativa de retorno do ativo i ; R_{lr} é o retorno do ativo livre de risco; β_i é o beta de mercado do ativo i , ou seja, a covariância do retorno do ativo i com o retorno de mercado, dividido pela variância do retorno de mercado; $E(R_m)$ é o retorno esperado da carteira de mercado.

A principal percepção do modelo CAPM é de que a variação por si só não é um determinante do retorno esperado da ação. De outro modo, o importante é o beta, que mede a covariância do retorno da ação com o retorno de um índice de mercado, escalonado pela variância deste índice (GRINBLATT & TITMAN, 2002).

O CAPM teve grande aceitação tanto no meio acadêmico quanto entre os praticantes do mercado financeiro, sobretudo pela simplificação do trabalho de seleção de carteiras, que na prática se reduz a definir, em função do risco pretendido, como os recursos devem ser divididos entre a carteira de mercado e o ativo livre de risco. Isso porque considera apenas um fator de risco sistemático, chamado de risco de mercado. Uma limitação é a de que um modelo tão simples pode não ser adequado para a complexidade do mundo real.

2.1.3. O modelo APT de Ross (1976)

Formulado por Ross (1976), o *Arbitrage Pricing Theory* (APT) propõe um modelo alternativo ao CAPM. O CAPM assume várias características comuns a todos os investidores, para concluir que os retornos dos ativos são linearmente relacionados a um único fator de risco. Por outro lado, o APT mostra que os retornos podem ser linearmente relacionados com múltiplos fatores de risco, conforme indicado na equação

(4), assumindo basicamente que há investidores que conseguem perceber erros de precificação e adotar estratégias que permitem se beneficiar desses erros sem aumentar o risco da própria carteira (estratégias de arbitragem). Com a possibilidade dessas estratégias de arbitragem, os erros de precificação relativamente ao modelo desaparecem no equilíbrio do mercado.

$$R_i = E(R_i) + b_{i_1}F_1 + \dots + b_{i_K}F_K + e_{i,t} \quad (4)$$

Na equação (4), as variáveis F_k correspondem aos fatores de risco sistemático, sendo $k = 1, 2, \dots, K$ e os coeficientes b_{ik} são os parâmetros de regressões dos retornos do ativo i sobre os fatores de risco escolhidos.

Para chegar nesse resultado, o APT parte das premissas de que: (i) o mercado é perfeitamente competitivo e imune a pressões externas para mudança de preços; (ii) o prêmio de risco de um ativo estaria relacionado com os diversos fatores de risco, considerando a exposição do ativo a cada fator; (iii) investidores sempre preferem mais riqueza à menos riqueza.

O APT diferencia-se do CAPM especialmente pelo relaxamento de alguns pressupostos considerados bastante restritivos, como o não requerimento: (i) de distribuição normal dos ativos; (ii) de função de utilidade dos investidores; (iii) de que o portfólio de mercado seja eficiente; (iv) de restrição a um único período de investimento; (v) de um portfólio de mercado que contenha todos os ativos de risco.

Em que pese as vantagens do modelo APT em relação ao CAPM, algumas críticas são feitas pela não exposição de quais nem quantos fatores devem ser empregados no modelo. Ross (2017, p. 2) rebate a essa crítica dizendo que o CAPM também não identifica os fatores; “apenas diz que para precificar um ativo é suficiente conhecer a carteira de mercado e a covariância, ou beta, do ativo com o mercado”, o que por si só pode ser bastante difícil, conforme apontado por Roll (1977).

Outra crítica ao APT é de que não há uma metodologia consolidada no sentido de delinear os fatores, o que torna sua seleção *ad hoc*. De acordo com Grinblatt e Titman (2002), existem três abordagens que se destacam na identificação dos fatores de riscos relacionados à precificação dos ativos: (i) macroeconômica; (ii) características da firma, como o tamanho, para formar portfólios que atuam como *proxies* para os fatores; e (iii) estatísticos, a partir de análise fatorial. Ross (2017) propõe que a escolha deve ser direcionada pela fundamentação econômica, negligenciando a abordagem estatística. Por isso, a seguir, serão abordadas apenas as duas primeiras abordagens.

2.1.4. Modelos com fatores macroeconômicos

Artigo seminal na abordagem macroeconômica dos possíveis fatores de risco relacionados à precificação dos ativos, Chen, Roll e Ross (1986) pesquisaram empiricamente se inovações em variáveis macroeconômicas são fatores de riscos precificados pelo mercado de ação americano, especificamente na New York Stock Exchange (NYSE), durante parte das décadas de 70 e 80.

Dentre os fatores testados, os que se mostram mais significantes em explicar os retornos esperados dos ativos foram: (i) produção industrial; (ii) mudanças no prêmio pelo risco; (iii) estrutura a termo da taxa de juros; e, menos expressivos que os anteriores, (iv) medidas de inflação inesperada e mudanças na inflação esperada durante os períodos que essas variáveis se mostraram mais voláteis.

Em contrapartida, encontraram resultados que apontam que nem o consumo nem o preço do petróleo foram fatores determinantes para o preço das ações no período analisado. Ademais, o fator de mercado, quando acrescido ao modelo, não foi significativo para de explicar os preços, indicando que os demais fatores continham toda a informação relevante do fator de mercado. Essa é a contribuição mais notável do artigo seminal de Chen, Roll e Ross (1986), cujo modelo é representado pela equação (5).

$$R_i = a_i + b_{iMP}MP_t + b_{iDEI}DEI_t + b_{iUI}UI_t + b_{iUPR}UPR_t + b_{iUTS}UTS_t + e_{it} \quad (5)$$

Em que, R_i é a expectativa de retorno do ativo i ; MP_t é o crescimento mensal da produção industrial; DEI_t é a mudança na expectativa da inflação; UI_t é a inflação inesperada; UPR_t é o prêmio pelo risco; UTS_t é a curva de rendimento.

Uma das vantagens de se utilizar variáveis macroeconômicas como fonte de risco é que ela nomeia os fatores e, por isso, pode ser percebida pelos investidores que possuem alguma intuição econômica na estimação de seu custo de capital. Por outro lado, pode ser difícil mensurar as mudanças inesperadas na economia, especialmente nas variáveis macroeconômicas, que são necessárias para atuar como *proxies* para os fatores. Ademais, variáveis com movimentos semi-previsíveis, como a taxa de juros, podem não resultar em fatores quando na verdade os são (GRINBLATT & TITMAN, 2002).

Recentemente, Boons (2016) investigou a relação entre retornos de ativos e suas exposições a variáveis representativas de variações macroeconômicas, especificamente *dividend yield (DY)*, *default spread (DS)* e *term spread (TS)*, entre 1962 e 2011 no mercado norte americano. Para tal, o autor utilizou o teste em duas etapas. O autor testou a hipótese de se há consistência entre as variáveis sugeridas (acima descritas) na previsibilidade da atividade macroeconômica em série temporal e, posteriormente, se há prêmios pelo risco no mercado de ações por essas variáveis em seção transversal. O teste temporal evidenciou que DS e TS são variáveis consistentes para medição de previsibilidade macroeconômica e os resultados das regressões transversais apontam que os investidores estão preocupados com o risco sistemático, por isso cobram prêmio pelo risco. Ademais, os fatores utilizados por Fama e French (1993) não capturam totalmente as variáveis macroeconômicas (risco sistemático).

Maio e Santa-Clara (2017) propuseram um modelo de precificação de 2 fatores com o intuito de responder as anomalias que o CAPM não fora capaz de explicar. Além do uso do prêmio de risco de mercado, os autores adicionaram uma *proxy* de risco sistemático, medida através da taxa de juros de curto prazo (3 meses) dos fundos federais norte-americanos entre 1972 e 2013. Os resultados encontrados pelos autores indicam que o modelo proposto explica grande parte das anomalias presentes no mercado. Ademais,

possui poder explicativo maior comparado a outros modelos multifatoriais utilizados na literatura.

2.1.5. O uso de portfólios classificados por características para estimação dos fatores e o modelo de 3-fatores de Fama e French (1993)

Outra abordagem na estimação dos fatores é a utilização de carteiras formadas com base nas características das empresas. Em tese, devem ser selecionadas características comuns que fazem com que as ações subam e desçam juntas diariamente. Como exemplo, se firmas que estão em fase de crescimento tem retornos semelhantes e/ou firmas de valor tem retornos semelhantes, então o retorno de uma carteira de crescimento ou valor, ou alguma combinação entre as duas, deve ser um fator (GRINBLATT & TITMAN, 2002).

O raciocínio por trás do uso de *proxies* baseados em características como fatores que estão vinculados aos retornos médios é devido à relação entre os prêmios de risco e as sensibilidades dos fatores no APT. Se o prêmio de risco, definido pelo retorno esperado menos a taxa livre de risco, associado a uma característica representar uma compensação para um tipo específico de risco de fator, então as carteiras que consistem em ações agrupadas com base nessas características provavelmente serão altamente sensíveis a esse tipo de risco de fator (GRINBLATT & TITMAN, 2002).

A vantagem de se utilizar carteiras de retorno a partir das características das firmas como fatores de risco em relação às variáveis macroeconômicas é a imprevisibilidade presente nos retornos dos títulos financeiros. Enquanto as mudanças macroeconômicas podem ser semi-previsíveis, conforme discutido na sessão anterior; os retornos, por outro lado, são altamente imprevisíveis, o que dá a esse método possibilidade em quantificar mudanças inesperadas (GRINBLATT & TITMAN, 2002).

Artigo seminal na utilização de características das firmas como fatores de risco, Fama e French (1993) propuseram um modelo de 3 fatores em busca da captura das variações no retorno nos ativos associadas às principais anomalias de mercado documentadas na época. Em que pese a importância do fator de mercado, definido pelo CAPM, para explicar os retornos das ações, trabalhos empíricos posteriores identificaram a

existências de outras variáveis capazes de explicá-los, tais como tamanho da empresa (BANZ, 1981), lucro sobre preço – *earnings-price ratio* (BASU, 1977), *book-to-market* (ROSENBERG ET AL., 1985). A identificação de uma variável capaz de explicar as variações no retorno esperado, mesmo controlando para o risco sistemático, é denominada de anomalia de mercado. Se a hipótese de mercados eficientes (FAMA, 1970; FAMA, 1991) é válida, tais anomalias só podem ser explicadas pela existência de fatores de risco de mercado que não são capturados pelo modelo de precificação usualmente utilizado para estimar os retornos esperados. Além do fator de risco mercado, já considerado no CAPM, adicionaram-se os fatores: (i) tamanho da empresa, determinado pelo valor de mercado; e (ii) o índice *book-to-market* ou B/M, estipulado pela relação entre o valor contábil e o valor de mercado do patrimônio líquido.

Os retornos associados ao risco, de cada um dos fatores, foram determinados como os retornos de três portfólios, definidos da seguinte forma:

- i. Comprado pela média ponderada da carteira de mercado e vendido títulos do tesouro norte americano – fator excesso de retorno em relação ao mercado;
- ii. Comprado em empresas com baixo *Market-to-book* e vendido em empresas com alto *Market-to-book* – fator tamanho, *small minus big* (SMB)
- iii. Comprado em empresas com baixa capitalização de mercado e comprado em empresas com alta capitalização de mercado – fator relação valor contábil / valor de mercado, *high minus low* (HML).

Para o cálculo das variáveis independentes, especialmente SMB e HML, procedeu-se com uma dupla ordenação independente a partir dos aspectos índice tamanho e B/M das empresas em junho de cada ano.

Em seguida, em relação ao fator tamanho (SMB), a amostra foi segregada em dois grupos a partir do valor mediano: 50% superior (*big*) e 50% inferior (*small*). No que tange ao valor de mercado (HML), a amostra foi desmembrada em três grupos: 30% inferiores (*low*); 40% médios (*medium*); e 30% superiores (*high*).

A equação (6) representa o modelo de 3 fatores de Fama e French (1993):

$$R_{Ci,t} - R_{lrt} = \alpha + b[R_{mt} - R_{lrt}] + s[SMB_t] + h[HML_t] + e_{i,t} \quad (6)$$

Em que, $R_{Ci,t}$ é o retorno do ativo livre de risco no mês t ; R_{lrt} é o retorno da carteira de mercado no mês t ; SMB_t é o prêmio pelo fator tamanho no mês t (Small Minus Big ou a diferença entre a média do retorno das ações de empresa de pequeno porte e a média do retorno das ações das empresas de grande porte); HML_t é o prêmio pelo fator B/M no mês t (High Minus Low ou a diferença entre a média de retorno das ações com alto índice B/M e a média de retorno das ações com baixo índice B/M); $e_{i,t}$ é o resíduo do modelo referente à carteira i no mês t .

2.1.6. O modelo de 4-fatores de Carhart (1997) e o de 5-fatores de Fama e French (2015)

Estudos posteriores análogos ao de Fama e French (1993) identificaram outras anomalias não explicadas pelos modelos até então sugeridos pela literatura. Destacam-se nessa linha os efeitos momento (JAGADEESH E TITMAN, 1993; CARHART, 1997); rentabilidade e investimento (FAMA E FRENCH, 2015).

Jagadeesh e Titman (1993) detectaram possibilidade de se extrair retornos anormais a partir da compra de ações rentáveis e a venda de ações não rentáveis, considerando o desempenho passado, em uma janela de 12 meses no mercado norte americano. A partir da anomalia identificada pelos autores, Carhart (1997) preconizou um modelo de precificação de ativos que contava, além dos fatores propostos por Fama e French (1993), o fator de risco momento. Sua equação (7) pode ser descrita como:

$$R_{Ci,t} - R_{lrt} = \alpha + b[R_{mt} - R_{lrt}] + s[SMB_t] + h[HML_t] + w[WinMLos_t] + e_{i,t} \quad (7)$$

Em que, $R_{Ci,t}$ é o retorno do ativo livre de risco no mês t ; R_{lrt} é o retorno da carteira de mercado no mês t ; SMB_t é o prêmio pelo fator tamanho no mês t (*Small Minus Big* ou a

diferença entre a média do retorno das ações de empresa de pequeno porte e a média do retorno das ações das empresas de grande porte); HML_t é o prêmio pelo fator B/M no mês t (*High Minus Low* ou a diferença entre a média de retorno das ações com alto índice B/M e a média de retorno das ações com baixo índice B/M); $WinMLos_t$ é o prêmio pelo fator momento no mês t (*Winner Minus Loser* ou a diferença entre a média do retorno das ações das empresas que tiveram alto desempenho passado e a média de retorno das ações de empresas que tiveram um baixo desempenho passado); ei,t é o resíduo do modelo referente à carteira i no mês t .

O estudo empírico analisou a persistência do desempenho de fundos mútuos de investimento no mercado norte americano. As evidências encontradas apontam que o modelo de 4-fatores é superior ao CAPM e ao de 3-fatores na explicação do retorno dos ativos.

Posteriormente, Fama e French (2015) propuseram um modelo de 5-fatores a partir da identificação na literatura de que a lucratividade esperada das firmas é altamente correlacionada à média do retorno das ações (NOVY-MARX, 2013) e de que há relação entre o investimento e a média dos retornos (GRUNDY; ZERG, 2013); Fama e French (2015) reavaliaram o modelo de 3-fatores e acrescentaram outras duas variáveis que englobassem essas anomalias, visto que as expectativas em torno das companhias se relacionam com a capacidade de se investir e a lucratividade. A partir dos resultados encontrados, os autores concluem que o modelo de 5-fatores, quando comparado ao de 3 e 4-fatores, é mais adequado para explicar os retornos das ações, embora ainda seja um modelo incompleto.

2.2 EFEITOS DOS FATORES SOBRE OS FLUXOS DE DIVIDENDOS

Uma corrente da literatura em finanças questiona a real efetividade do *beta* do CAPM, como medida de risco, para explicação dos retornos das ações nos modelos, apresentando evidências empíricas de estratégias de investimentos capazes de gerar retorno que supera aquele preconizado pelo modelo, considerando a exposição da estratégia ao risco de mercado, as anomalias de mercado, como a anomalia de tamanho

(BANZ, 1981) e da razão entre preço e lucro (BASU, 1977). Do ponto de vista teórico a principal crítica é de que o *beta* do CAPM por si só não é capaz de levar em consideração as imperfeições de mercado presentes no mundo real, como, por exemplo, os custos de transação (BHANDARI, 1988), ou os limites à racionalidade dos investidores (ROSS, 2017, p. 2). Além disso, existe a dificuldade para identificar o retorno da carteira de mercado que considere todos os ativos nas carteiras dos investidores (ROLL, 1977).

Buscando superar essas limitações, uma série de estudos se desenvolveu a partir do APT (ROSS, 1976) para explicar os retornos das ações. Uma das abordagens para identificar os fatores do APT busca identificar variáveis macroeconômicas que possam afetar o valor da empresa. Dentre os estudos nessa linha se destaca o de Chen, Roll e Ross (1986). Tal qual nesse estudo, partimos do valor da empresa como o valor presente do fluxo de caixa descontado, determinado como na equação (1). Nas seções que seguem são apresentadas as variáveis macroeconômicas selecionadas como fatores e os argumentos que suportam a escolha.

2.2.1. Remuneração dos Títulos de Renda Fixa

A estrutura de capital das empresas, e suas implicações, é tema recorrente nas pesquisas em finanças. Os efeitos da composição de financiamento das empresas, através de capital próprio e de terceiros, sobre o valor da empresa ainda é tema de discussão e controvérsia na literatura.

Durand (1952) defende que o custo de capital está atrelado ao nível de endividamento (capital de terceiros) que incorre determinada empresa. Segundo o autor, o custo de capital de terceiros se mantém estável até determinado limite, a partir do qual aumenta devido ao risco de inadimplência e falência.

O endividamento incorre sobre os fluxos de caixa da empresa, que passa a ter menos disponibilidades devido à obrigação do pagamento da amortização e juros, com prioridade inclusive sobre o valor do capital próprio dos acionistas, o que leva ao

aumento do risco incorrido e, por conseguinte, na taxa de retorno exigida por esses. Ademais, por estar diretamente relacionado ao fluxo de caixa da empresa, os lucros são afetados e tornam-se mais arriscados.

Em trabalho empírico, Hamada (1969; 1972) associou as dívidas das empresas ao risco a que essas estariam sujeitas. Para isso, delineou as três proposições de Modigliani e Miller (1958) a partir do modelo de precificação CAPM de Sharpe-Lintner-Mossin. O autor concluiu que um alto grau de alavancagem estaria associado diretamente ao risco sistemático de um conjunto de ações. Os testes empíricos realizados apontam que aproximadamente entre 21 e 24% da exposição ao risco sistemático das empresas (medido pelo *beta*) pode ser explicado pelo risco financeiro adicional assumido por essas, em uma análise *cross-sectional*.

Estudos posteriores, utilizando outras metodologias, reforçam a tese da existência de uma correlação positiva entre alavancagem das firmas e o risco sistemático. Bowman (1980) comprova que tanto variáveis que utilizam métricas de mercado quanto variáveis contábeis para métrica de endividamento são efetivas e estatisticamente indiferentes para utilização do estudo do risco sistemático.

Bhandari (1988) propôs que uma aproximação natural do risco das ações ordinárias das firmas pode ser expressa pelas dívidas em relação ao patrimônio líquido (*debt/equity ratio*). O autor encontrou evidências de que a alavancagem (que representa uma exposição à taxa de juros) é relevante na precificação dos ativos, mesmo quando controlado pelo *beta* do CAPM e o tamanho da firma.

A partir da equação (1), apresentada na primeira sessão do trabalho, nota-se que o preço de uma ação está atrelado ao fluxo de dividendos esperados e a taxa de desconto exigida. Logo, uma variação nos títulos de renda fixa impacta o valor da empresa de dois modos, a saber: (i) o tamanho e custo da dívida é determinante para o lucro e, por conseguinte, para os dividendos; (ii) o custo de oportunidade dos investidores altera-se de acordo com a remuneração de títulos de renda fixa.

Sendo assim, pelo exposto, ao considerar a alavancagem como *proxy* para medição dos efeitos das variações na taxa de remuneração de renda fixa sobre o valor das empresas,

esperamos capturar o efeito tanto pelo custo da dívida, quanto pela determinação da taxa de desconto nos preços das ações.

2.2.2. Taxa de Câmbio

Com o desenvolvimento do comércio internacional e a globalização, passou-se ser cada vez mais comum a presença de firmas que transcendem os limites nacionais e atuam de alguma maneira em outros países, quer por comercialização, quer por financiamento. Essas transações fazem com que as empresas se preocupem com o risco envolvido nas operações financeiras internacionais, sobretudo no que concerne risco das variações das taxas cambiais através do que se usualmente chama de *hedge* (JORION, 1991).

Partindo da Teoria moderna de Portfólio, porém, pode-se pressupor que os investidores não estão dispostos a pagar um prêmio pela atividade de *hedge* cambial se esse risco puder ser diversificado em uma carteira. Por essa linha, práticas efetivas sobre o câmbio não adicionariam valor às empresas.

Por outro lado, partindo da hipótese sustentada pelo APT de Ross (1976), se a economia é formada por diferentes fatores, esses podem ser precificados pelos investidores e consequentemente serão precificados no sentido de que os investidores pagarão um prêmio para afastar essa fonte de risco (JORION, 1991).

A maior parte dos estudos sobre o impacto da taxa de câmbio precificação das empresas avalia a exposição dessas através de regressão das variações cambiais pelos retornos das ações na presença de outras variáveis de controle (BARTRAM E BODNAR, 2012), ou seja, abordagem macroeconômica na formação de fatores.

Em artigo seminal, Jorion (1991) investigou o impacto das variações do dólar no preço das ações no mercado norte-americano. Foi testado se a exposição das firmas em dólar é precificada pelos investidores a partir do conceito de arbitragem sugerido por Ross (1976). Primeiramente, com o acréscimo do fator de risco de exposição à taxa de câmbio ao modelo CAPM, e, posteriormente, com o acréscimo deste mesmo fator ao modelo de Chen, Roll e Ross (1986). Os resultados apontam que o risco da taxa de

câmbio é estaticamente insignificante, ou seja, a variação cambial, sob a perspectiva do mercado americano, é diversificável.

Posteriormente, Bilson, Brailsford e Hooper (2001) levantaram a questão sobre o efeito das variações macroeconômicas nos preços das ações financeiras e não financeiras em 20 países considerados emergentes, entre eles o Brasil. Os autores encontraram evidências de que fatores macroeconômicos locais, como a taxa de câmbio, são fontes primárias na variação do preço das ações, acima de *proxies* representativas de fatores mundiais, particularmente *price-to-earnings* e *dividend yield*.

Bartram e Bodnar (2012) examinaram a importância da exposição à taxa de câmbio na geração de retorno para amostra de empresas presentes em 37 países, desenvolvidos e não desenvolvidos, inclusive o Brasil. Os autores encontraram resultados que apontam que os retornos das empresas são impactados por variações na taxa de câmbio em ambos os mercados, porém é maior em mercados emergentes em comparação com mercados desenvolvidos. Em particular de 30 a 40% das firmas de capital aberto de países emergentes como Brasil, África do Sul, Indonésia, Argentina e Tailândia são significantes em exposição à taxa de câmbio externa.

Rossi Junior (2012) adota modelos lineares em não-lineares para entender a relação da exposição das empresas brasileiras ao câmbio no valor das firmas, no período de 1999 a 2009. Os resultados confirmam a relação negativa entre desvalorizações cambiais e retornos das empresas e, em média, movimentos de maior magnitude na taxa de câmbio têm um impacto negativo nas exposições cambiais das empresas. Para mais, os autores encontraram indícios de que empresas que possuem dívida denominada em moeda estrangeira tem maior probabilidade de estarem expostas a flutuações na taxa de câmbio.

Uma das hipóteses para a maior sensibilidade do mercado a variações cambiais em mercados emergentes, quando comparado aos desenvolvidos, está no fato daqueles serem mais representados por empresas de exportadoras de bens de origem primária, *commodities*, em sua maior parte fonte de exportação e que são precificadas em moeda estrangeira.

2.3 MODELOS DE PRECIFICAÇÃO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO MERCADO BRASILEIRO

Rogers e Securato (2009) testaram três modelos alternativos para a predição de retornos esperados no mercado de capitais brasileiro, dentre eles o CAPM de Sharpe-Litner-Mossin e os 3-fatores de Fama e French. A amostra compreendeu o período de 07/1995-06/2001 para estimação dos betas (*ex-ante*) e o período de 07/2001-06/2006 (*ex-post*) para teste dos modelos. Os resultados tendem a apoiar o modelo de 3-fatores de Fama e French como melhor explicador dos retornos futuros. Porém, o fator que capta o efeito *book-to-market* não se mostrou significativo.

Mussa, Rogers e Securato (2009) compararam os modelos CAPM, 3-fatores de Fama e French (1993) e 4-fatores de Carhart (1997) a partir de metodologia de teste preditivo em duas etapas – quais sejam, temporal e *cross-section*. Os resultados indicaram superioridade do modelo de 4-fatores ao de 3-fatores, e esse em relação ao CAPM. Porém, nenhum dos modelos testados foi suficiente na explicação das variações dos retornos das ações no mercado brasileiro numa amostra que compreendeu as ações listadas na BOVESPA de 1º de junho de 1995 a 30 de junho de 2007.

Mussa (2012) testou se a liquidez poderia ser um fator relevante na explicação dos retornos das ações no Brasil. Para isso, o autor utilizou um modelo de 2-fatores, composto pelo beta de mercado e pelo fator liquidez. Os resultados apontam que o fator liquidez revelou-se complementar ao fator beta de mercado, aumentando o poder de explicação do modelo quando comparado ao CAPM. Em comparação aos modelos de 3 e 4-fatores, o modelo de 2-fatores se mostrou superior.

Da Costa (2012) examinou as relações entre as volatilidades dos fatores macroeconômicos (Inflação, Produção Industrial, Taxa de Juros e Taxa de Câmbio) e os excessos de retornos de ações no mercado Brasil e norte-americano, entre 1999 e 2012, através de modelos tipo APT: AR(1) e GARCH (1,1). Os resultados direcionam no sentido de que variáveis domésticas brasileiras explicam pouco o retorno das ações listadas no índice Ibovespa; quando comparado à análise a partir das variáveis internacionais americanas em comparação ao índice S&P 500.

Noda et al. (2015) utilizaram o índice lucro/preço como um indicador para o custo de capital próprio *ex ante*, a fim de explicar os retornos realizados por empresas brasileiras no período de 1995 a 2013. Os autores encontraram evidências de que as seleções de ações com base em índice lucro/preço são relevantes para a explicação dos retornos das ações no mercado brasileiro. Segundo os autores, o modelo proposto é superior ao de mercado e de 3-fatores.

3. DADOS E FORMAÇÃO DAS CARTEIRAS REPRESENTATIVAS DOS FATORES

Conforme mencionado nas sessões anteriores, o trabalho apresentado pretende investigar a relação entre os retornos das ações no mercado acionário brasileiro e fatores representativos de variações macroeconômicas, quais sejam, juros e câmbio. Distingue-se dos trabalhos anteriores por adotar o método de carteiras, discutido na sessão 2.1.3., como forma de representação da exposição das empresas a esses fatores macroeconômicos. Optou-se pela utilização de portfólios, em vez da própria variável macroeconômica, pois variações nas variáveis macroeconômicas podem ser antecipadas na precificação dos ativos, considerando-se expectativas racionais dos investidores. Observando-se os retornos das ações de empresas expostas aos fatores de risco considerados, prescinde-se da utilização de defasagens das variáveis.

3.1. DADOS E AMOSTRA

Para determinação dos retornos das carteiras representativas dos fatores de risco propostos, os dados foram coletados da base de dados da *Thomson Reuters* para o período de 2001 a 2018, incluindo todas as ações listadas na BOVESPA.

As seguintes exclusões foram efetuadas:

- 1) Ações que não apresentavam cotações mensais consecutivas para o período de 6 meses posteriores ao mês de cálculo das medidas que representam a exposição aos fatores de câmbio de juros;
- 2) Ações de empresa com Patrimônio Líquido negativo ao final de cada semestre de cada ano;
- 3) Ações de empresas financeiras por suas particularidades no que tange aos critérios contábeis;
- 4) Para empresas com mais de uma classe de ações, a menos líquida.

3.2. FATOR EMR: ALAVANCAGEM ELEVADA MENOS REDUZIDA

Em junho de cada ano t , a começar em 2001 e a terminar em 2018, todas as ações da amostra foram ordenadas de forma decrescente, de acordo com a alavancagem financeira apresentada em dezembro do ano $t-1$. Posteriormente, as ações foram separadas em três grupos: 40% superiores; 20% intermediários; e 40% inferiores. Optou-se por este corte para que se conseguisse manter o maior número de observações em grupos heterogêneos. Em que, o primeiro grupo representa o grupo de Grande Alavancagem e o último de Pequena Alavancagem. A determinação da alavancagem foi feita através do índice de endividamento dado por dívida sobre ativo total, como na Equação (8).

$$Alavancagem = \frac{Empr.e\ Financ.-Disponibilidades}{Ativo\ Total} \quad (8)$$

As carteiras, então, foram mantidas por um ano e o prêmio pelo fator de alavancagem (EMR) foi obtido mensalmente a partir da Equação (9):

$$EMR_t = ELEVADA_t - REDUZIDA_t \quad (9)$$

em que, $ELEVADA_t$ é o retorno médio (ora ponderado pelo valor de mercado – a *weighted*, ora em retorno médio aritmético) da carteira que contém as ações de alavancagem financeira mais elevada (40% superiores) em dezembro do ano $t-1$; e $REDUZIDA_t$ é o retorno médio (ora ponderado pelo valor de mercado – a *weighted*, ora em retorno médio aritmético) da carteira que com as ações de alavancagem financeira mais reduzida (40% inferiores).

3.3. FATOR CMS: *COMMODITIES* MENOS SERVIÇOS

No fator de exposição ao câmbio (efeito sobre preços denominados em dólares), as empresas foram classificadas com base nos respectivos setores. Neste caso, foram considerados como setores de elevada exposição da receita ao câmbio os setores de produção de *commodities*, a saber: setores BOVESPA de Materiais Básicos, Petróleo Gás e Biocombustíveis, e o subsetor BOVESPA de Agropecuária.

Por outro lado, como empresas de reduzida exposição à taxa de câmbio em suas receitas e custos, foram selecionadas aquelas que atuam no mercado interno de serviços. Foram identificadas com os setores BOVESPA de Utilidade Pública, Telecomunicações e Saúde, e subsetores BOVESPA de Comércio e Distribuição (Consumo Não Cíclico) e Serviços Transporte. As empresas que não pertencem aos setores supracitados foram desconsideradas na composição das carteiras.

Entre 2001 e 2018, as carteiras, então, foram mantidas por um ano, a começar no mês de julho do ano t ao mês de junho do ano $t+1$, para determinação do retorno da carteira que representa o fator de risco, que é comprada na carteira de *commodities* (COM) e vendida na carteira de serviços ($SERV$), sendo por isso chamada de CMS (*Commodities Menos Serviços*), conforme representado pela Equação (10).

$$CMS_t = COM_t - SERV_t \quad (10)$$

4. METODOLOGIA DE AVALIAÇÃO DO MODELO

Este trabalho objetiva propor e testar um modelo para os retornos e preços das ações, considerando fatores de risco sistemático, em linha com a literatura revisada na seção 2.1. Segundo Ross (2017), dois critérios são essenciais para decidir se os fatores selecionados são relevantes: primeiramente os fatores devem explicar as variações nos retornos dos ativos individuais, e, em segundo, devem explicar os retornos esperados dos ativos como função dos prêmios de risco desses fatores. Assim, é esperado que os fatores de risco do modelo sejam significativos, tanto estatisticamente quanto economicamente, para explicar os retornos dos ativos na seção temporal. Além disso, é esperado que variações na exposição aos fatores de risco sejam capazes de explicar diferenças entre os retornos esperados dos ativos. É desejável, ademais, que o modelo proposto seja superior a modelos anteriormente propostos pela literatura, particularmente: os modelos CAPM; três fatores de Fama e French (1993); e 4-fatores de Carhart (1997). A comparação será feita tanto quanto ao percentual das variações de retornos mensais de ativos na série temporal explicados pelo modelo, quanto ao percentual das variações de retornos esperados entre ativos diferentes explicados pelas medidas de exposição aos fatores de risco sistemático do modelo. Essas avaliações serão feitas de maneira similar a Maio e Santa-Clara (2017).

Os testes do modelo proposto, bem com as comparações com outros modelos, serão testados com o uso de retornos de carteiras de teste. Essa escolha se justifica, pois, de acordo com Cochrane (2005), caso se regreda retornos esperados por betas estimados para ações individuais, as variáveis dependentes da regressão (os betas estimados) terão muita dispersão, o que atenua a linha de inclinação dos coeficientes, devido ao problema de endogeneidade por erro de medida na variável explicativa. Fama e MacBeth (1973) e Black, Jensen e Scholes (1972) abordaram o problema agrupando ações em carteiras.

“Os betas de carteira são mais bem mensurados porque o portfólio tem menor variância residual. Além disso, os betas de ações individuais variam com o tempo à medida que o tamanho, a alavancagem e os riscos do negócio mudam. Os betas de portfólio podem ser mais estáveis ao longo do tempo e, portanto, mais fáceis de medir com precisão. Há um segundo motivo para portfólios. Os retornos das ações individuais são tão voláteis que você não

pode rejeitar a hipótese de que todos os retornos médios são os mesmos” (COCHRANE, 2005, p. 396).

4.1. DEFINIÇÃO DAS CARTEIRAS DE TESTE – VARIÁVEL DEPENDENTE

As carteiras de teste foram definidas a partir de portfólios segregados por anomalias identificadas na literatura, de forma a haver diferença de retorno esperado significativa entre as carteiras consideradas. As anomalias consideradas para seleção das carteiras de teste foram: tamanho (BASU, 1977); *book-to-market ratio* (ROSENBERG ET AL., 1985); momento (JAGADEESH E TITMAN, 1993); e iliquidez. Ademais, utilizaram-se carteiras construídas a partir de setores econômicos das empresas. Por fim, também foram consideradas carteiras formadas considerando simultaneamente duas características associadas com essas anomalias, a saber: tamanho *versus book-to-market*, tamanho *versus* momento e tamanho *versus* iliquidez. Para essas variáveis, utilizaram-se dados secundários fornecidos pela base de dados NEFIN-USP (2018).

Os resultados das empresas em $t-1$ definem as carteiras do ano t para os portfólios. Neste caso, a partir do mês de janeiro do ano t as carteiras são classificadas e permanecem as mesmas até dezembro do mesmo ano. Os retornos das firmas foram ponderados pelos seus valores de mercado para definição dos portfólios, conforme equação (11):

$$RP_t = \sum_i \omega_{i,t} r_{i,t} \quad (11)$$

Onde, RP_t é o retorno do Portfólio P em t ; $\omega_{i,t}$ é o peso da ação i no dia t , definido a partir do índice mensurado pela razão entre o valor de mercado da ação i em $t-1$ e o valor total de mercado da carteira em $t-1$; e $r_{i,t}$ é o retorno da ação i no dia t , que é calculado a partir da fórmula (12):

$$r_{i,t} = \begin{cases} 0 & \text{se não houve negociação em } t \\ \frac{P_t^i}{P_{t-1}^i} - 1 & \text{em caso contrário} \end{cases} \quad (12)$$

Em que, P_t^i é o preço da ação i no dia t , ajustado por dividendos e *splits*.

Os critérios para aceitação de uma ação nesta amostra restringem-se em: (i) pela ação mais negociada, em volume, da empresa no mercado no ano t ; (ii) pelas ações que são negociadas em mais de 80% dos dias no ano $t-1$, com volume maior que quinhentos mil reais por dia; em caso de ações listadas pela primeira vez em $t-1$, o período considerado começa na data de abertura ao último dia útil do ano $t-1$; (iii) a ação foi listada primeiramente antes de dezembro do período $t-1$ (NEFIN-USP, 2018).

Tabela 3 – Descrição das Carteiras de Teste

Variável	Descrição	Denominação das Carteiras	Abreviação das Carteiras
Tamanho	A cada janeiro do ano t, classificaram-se as ações elegíveis em tercís de acordo com seu valor de mercado em dezembro do ano t-1. Em seguida, as carteiras foram mantidas no ano t;	Tamanho 1, Tamanho 2, Tamanho 3	C1, C2, C3
BTM	A cada janeiro do ano t, classificaram-se as ações elegíveis em tercís de acordo com seu <i>book-value to market-value</i> (BTM) em junho do ano t-1. Em seguida, as carteiras foram mantidas no ano t;	BTM 1, BTM 2, BTM 3	C4, C5, C6
Momento	Todos os meses t classificaram-se as ações elegíveis em tercís de acordo com os seus retornos cumulativos do mês t-12 e do mês t-2. Em seguida, as carteiras foram mantidas durante o mês t.	Momento 1, Momento 2, Momento 3	C7, C8, C9
Iliquidez	Todos os meses t classificaram-se as ações elegíveis em tercís de acordo com a média móvel de doze meses anterior de iliquidez, conforme Amihud (2002). Em seguida, as carteiras foram mantidas durante o mês t.	Iliquidez 1, Iliquidez 2, Iliquidez 3	C10, C11, C12
Tamanho e BTM	A cada janeiro do ano t, classificaram-se as ações elegíveis de acordo com seu valor de mercado em dezembro do ano t-1 e de acordo com seu <i>book-value to Market-value</i> (BTM) em relação ao valor de mercado em junho do ano t-1, com a mediana como ponto de ruptura entre cada variável. Então, realizou-se o cruzamento entre as carteiras (2x2). Em seguida, as carteiras foram mantidas no ano t;	Tamanho 1 x BTM 1; Tamanho 1 x BTM 2; Tamanho 2 x BTM 1; Tamanho 2 x BTM 2	C13, C14, C15, C16
Tamanho e Momento	A cada janeiro do ano t, classificaram-se as ações elegíveis de acordo com seu valor de mercado em dezembro do ano t-1 e de acordo com os seus retornos cumulativos do mês t-12 e do mês t-2, com a mediana como ponto de ruptura entre cada variável. Então, realizou-se o cruzamento entre as carteiras (2x2). Em seguida, as carteiras foram mantidas no ano t;	Tamanho 1 x Momento 1; Tamanho 1 x Momento 2; Tamanho 2 x Momento 1; Tamanho 2 x Momento 2	C17, C18, C19, C20
Tamanho e Iliquidez	A cada janeiro do ano t, classificaram-se as ações elegíveis de acordo com seu valor de mercado em dezembro do ano t-1 e de acordo com a média móvel de doze meses anterior de iliquidez, conforme Amihud (2002), com a mediana como ponto de ruptura entre cada variável. Então, realizou-se o cruzamento entre as carteiras (2x2). Em seguida, as carteiras foram mantidas no ano t;	Tamanho 1 x Iliquidez 1; Tamanho 1 x Iliquidez 2; Tamanho 2 x Iliquidez 1; Tamanho 2 x Iliquidez 2	C21, C22, C23, C24
Indústria	Classificaram-se as ações elegíveis nos seguintes setores da indústria respectivamente: Produtos básicos; Consumidor; Energia; Finanças; Manufatura; e Outros.	Indústria 1; Indústria 2; Indústria 3; Indústria 4; Indústria 5; Indústria 6;	C25, C26, C27, C28, C29, C30

Fonte: NEFIN-USP (2018)

4.2. AVALIAÇÃO DA CONTRIBUIÇÃO PARA EXPLICAÇÃO DOS RETORNOS

A metodologia adotada para validação do modelo neste trabalho foi baseada no procedimento de dois estágios proposto por Black, Jensen e Scholes (1972) e descrito por Cochrane (2005, Capítulo 12). A metodologia sugere a estimação primeiramente dos betas e num segundo momento dos prêmios pelo risco para efeito de comprovação de ajuste do modelo.

No primeiro estágio, estimam-se os betas dos fatores para cada uma das carteiras de teste descritas na Seção 4.1, a partir da regressão em série temporal da Equação (13):

$$R_{Ci,t} - R_{lrt} = a_i + b_i[R_{mt} - R_{lrt}] + c_i[CMS_t] + e_i[EMR_t] + u_{i,t} \quad (13)$$

em que, $R_{Ci,t}$ é o retorno da carteira de teste; R_{lrt} é o retorno do ativo livre de risco; EMR_t é o prêmio pelo fator alavancagem (Elevada Menos Reduzida ou a diferença entre a média do retorno das ações de empresa de alavancagem elevada e a média do retorno das ações das empresas de menor alavancagem); CMS_t é o prêmio pelo fator taxa de câmbio relacionado à exposição através do fluxo de caixa (Elevada Menos Reduzida, ou a diferença entre a média de retorno das ações de setores com elevada exposição ao câmbio e a média de retorno das ações de empresas neutras à câmbio); $u_{i,t}$ é o resíduo do modelo; o índice i se refere à carteira e o índice t ao mês.

No segundo estágio, é feita uma regressão em seção transversal (*cross-section*) por método dos mínimos quadrados (MMQ), tendo como variável dependente os retornos médios das carteiras de teste em todo o período de análise, e como variáveis explicativas os valores dos coeficientes do primeiro estágio, como representado na Equação (14). Essa regressão produz a estimativa dos preços dos fatores de risco ($\hat{\lambda}$) e erros de precificação ($\hat{\varepsilon}$), representados pela soma do intercepto e do erro de estimação.

$$\overline{R_{C_i} - R_{lri}} = \lambda_b b_i + \lambda_c c_i + \lambda_e e_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

Nessa regressão, $\overline{R_{C_i} - R_{lri}}$ representa a média dos excessos dos retornos de cada carteira de teste i ; e b_i , c_i , e_i os coeficientes estimados na equação 13.

Posteriormente, analisar-se-ão os coeficientes λ_c e λ_e são estatisticamente diferentes de zero, ou seja, se os fatores EMV e CMS ajudam a explicar a seção transversal dos retornos esperados. Espera-se que o modelo a partir de fatores de risco representativos de exposição ao câmbio e juros possua coeficientes estatisticamente diferentes de zero (H1).

A exemplo do método de Maio e Santa-Clara (2017), não será incluído o intercepto na regressão *cross-section* como forma de impor restrições econômicas associadas ao modelo. A metodologia descrita nesta sessão é aplicada, também, aos modelos CAPM, 3-fatores e 4-fatores.

4.3. TESTES DE AJUSTE

4.3.1. Coeficiente de Determinação – MQO

Para garantir robustez ao teste, a qualidade de ajuste do modelo transversal será mensurada primeiramente pelo Coeficiente de Determinação – Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), dado pela expressão 14, em que, var_N significa a variância transversal para cada carteira entre as N carteiras de teste; R^2_{MQO} , a *proxy* para proporção da variância dos excessos de retornos médios explicados pelos fatores associados ao modelo; e $\hat{\epsilon}_i$, os erros de precificação estimados na equação 14 (MAIO; SANTA-CLARA, 2017):

$$R^2_{MQO} = 1 - \frac{\text{var}_N(\hat{\epsilon}_i)}{\text{var}_N(R_i - R_f)} \quad (16)$$

4.3.2. Coeficiente de Determinação Restrito

Posteriormente, aplicar-se-á o teste de R^2 com restrição dos fatores de risco, dado pela fórmula:

$$R^2_R = 1 - \frac{\text{var}_N(\hat{\epsilon}_{i,R})}{\text{var}_N(R_i - R_f)} \quad (17)$$

O método é similar ao anterior, porém, em vez de se obterem os valores de $\hat{\varepsilon}$ a partir da equação 14, esses são obtidos utilizando a média dos retornos dos fatores como *proxy* do prêmio de risco, na forma apresentada na equação 18:

$$\overline{R_{C_i} - R_{lr_i}} = \overline{R_m - R_l} b_i + \overline{CMS} c_i + \overline{EMR} e_i + \varepsilon_{i,R} \quad (18)$$

Em que $\overline{R_m - R_l}$; \overline{CMS} ; e \overline{EMR} denota a média amostral dos fatores de risco representados pela carteira de mercado, exposição ao câmbio e exposição ao juro, respectivamente.

Ressalta-se que os testes de ajustes descritos nesta sessão serão aplicados tanto ao modelo sugerido neste trabalho como aos modelos CAPM, de 3-fatores de Fama e French (1993) e 4-fatores de Carhart (1997). Posteriormente, comparar-se-ão os níveis de ajuste de todos os modelos, medido a partir das mesmas carteiras de testes descritas na sessão 4.1. Espera-se que o modelo a partir de fatores de risco representativos de exposição ao câmbio e juros possua maior poder explicativos que os demais.

5. RESULTADOS

As sessões a seguir se desenvolverão para apresentar os resultados desta pesquisa. Ressalta-se que foram utilizadas duas diferentes métricas para as variáveis de interesse (CMS e EMR): ora pelas carteiras *Equal-Weighted*, ora *Value-Weighted*.

Ademais, em decorrência da ruptura do comportamento dos retornos das ações, ocasionado pela crise financeira mundial de 2007-2008, fez-se necessário segregar a análise de dados em dois períodos distintos, quais sejam: antes de 2008 e após 2008.

Ao encontro do exposto acima, os gráficos abaixo ilustram os diferentes comportamentos dos retornos acumulados das carteiras Elevadas, Reduzidas, Commodities e Serviços – ora *Equal-Weighted* ora *Value-Weighted*, que serviram para a construção das carteiras representativas dos fatores EMR e CMS – *Equal-Weighted* e *Value-Weighted* respectivamente, nestes dois períodos. Enquanto no período até meados de 2008 houve viés de aumento nos retornos acumulados; em Julho/2008, quebra deste padrão, com viés de baixa dos retornos das ações inseridas nas carteiras de interesse neste estudo.

Destaca-se a proximidade de retornos das carteiras compostas por ações de empresas de Alavancagem Elevada em Relação à Alavancagem Reduzida (*Equal-Weighted*) até o ano de 2011, conforme ilustrado no Gráfico 1.

No caso das carteiras compostas a partir do critério de média ponderada, o comportamento dos retornos acumulados é similar, à exceção da diferença entre as carteiras, em que se nota um pequeno aumento, de acordo com o Gráfico 2.

Gráfico 1: Retornos Acumulados das Carteiras – *Equal-Weighted* – Elevada e Reduzida ao longo do tempo

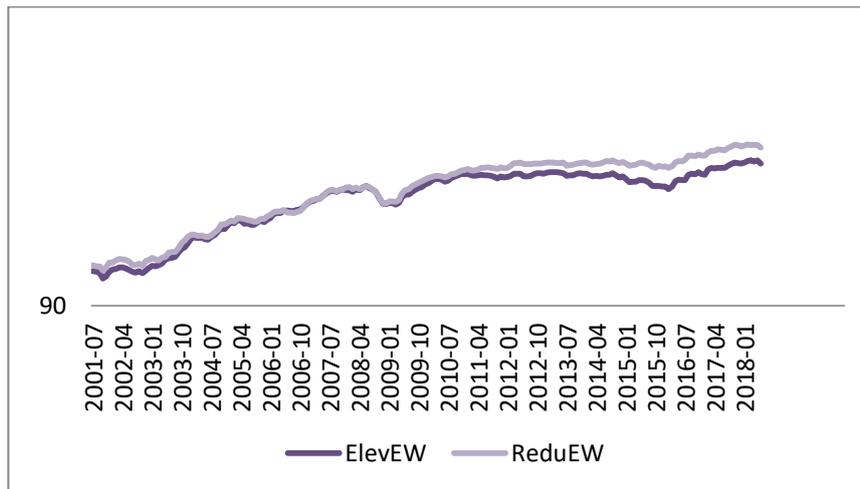
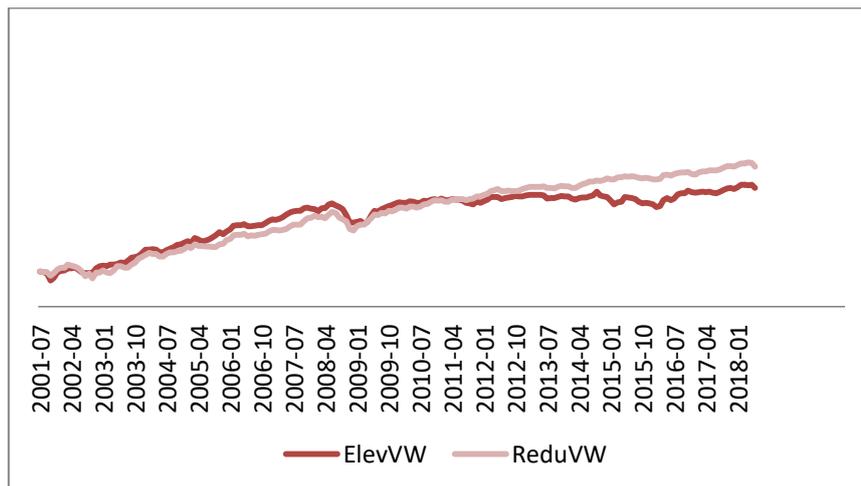
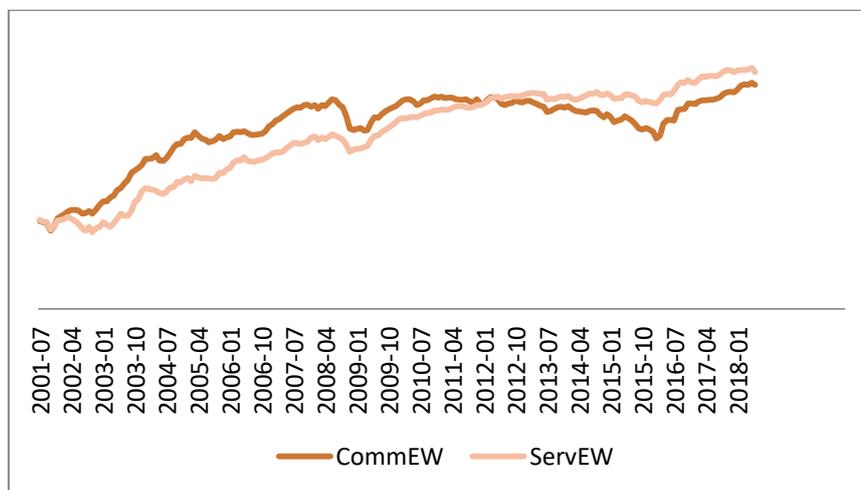


Gráfico 2: Retornos Acumulados das Carteiras – *Value-Weighted* – Elevada e Reduzida ao longo do tempo



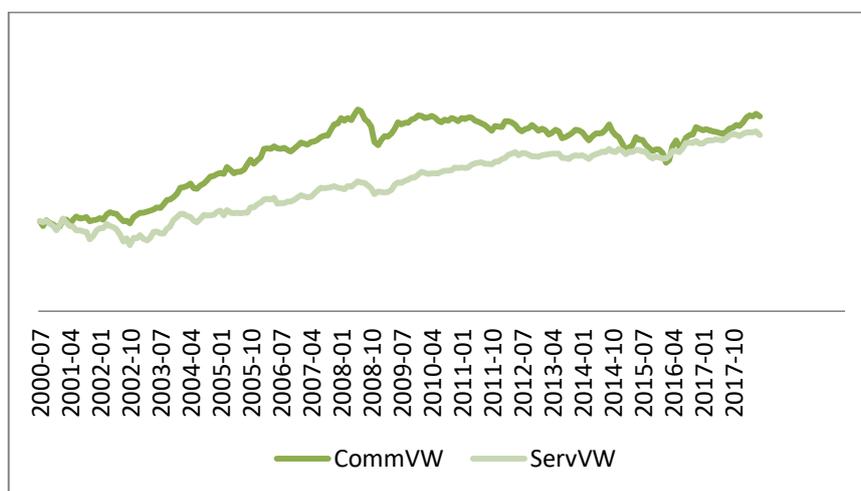
A respeito do comportamento das carteiras compostas por empresas de setor de Commodities e Serviços (*Equal-Weighted*), até 2012 as empresas de Commodities da amostra apresentaram retornos médios maiores que as de serviço, situação que se inverteu posteriormente, como observado no Gráfico 3.

Gráfico 3: Retornos Acumulados das Carteiras – *Equal-Weighted* – Commodities e Serviços ao longo do tempo



Comportamento diferente se observa a partir da utilização da métrica de média ponderada para o fator CMS (Gráfico 4). Neste caso, há maior diferença entre o retorno acumulado das carteiras *Commodities* e *Serviços*. Ademais, a inversão ocorre apenas em dezembro de 2015, ante janeiro de 2012 na metodologia abordada acima.

Gráfico 4: Retornos Acumulados das Carteiras – *Value-Weighted* – Commodities e Serviços ao longo do tempo



Nas próximas duas sessões serão apresentados e analisados os resultados dos testes de modelo de precificação de ativos, sendo: (i) o modelo proposto neste trabalho, utilizando-se de carteiras que representam a exposição ao juro e ao câmbio; e os modelos existentes na literatura, (ii) CAPM; (iii) 3-fatores; e (iv) 4-fatores.

Inicialmente, tanto para *equal-weighted* como para *value-weighted*, são analisadas as variáveis dependentes – carteiras de teste – e independentes – fatores de risco. Em seguida, são analisadas as sensibilidades dos excessos de retornos das carteiras de teste do NEFIN em relação aos fatores de risco, utilizando-se das regressões em seções temporais propostos pela Equação 13. Posteriormente, são analisados os resultados da segunda etapa – transversal – que são efetivamente as análises de validade e comparação entre os modelos de precificação. Por fim, serão discutidos os resultados dos testes de robustez.

5.1. EQUAL-WEIGHTED

A seguir, serão apresentados os resultados a partir da metodologia *equal-weighted* para a formação das carteiras de teste (variáveis dependentes) e de interesse do modelo proposto (CMS e EMR) e dos demais modelos (SMB, HML, WML).

5.1.1. Estatísticas Descritivas e Correlações

As estatísticas descritivas das variáveis de interesses do modelo proposto e aqueles utilizados como *benchmarks* (CAPM, 3-fatores e 4-fatores) para o período de Julho/2001 a Junho/2008 estão apresentadas na Tabela 3.

Como pode ser observado, o fator EMR teve baixa média e desvio padrão em relação às demais variáveis em decorrência da moderada diferença entre as carteiras Elevada e Reduzida (exposta no Gráfico 1).

O fator CMS, por sua vez, teve grande variação no período (desvio-padrão de 0,622). Adicionalmente, houve grande variação na carteira WML (0,578).

Tabela 3 - Estatísticas descritivas das carteiras formadas a partir das variáveis explicativas entre Julho/2001 a Junho/2008

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
EMR	84	0.0001	0.003	-0.010	0.009
CMS	84	0.0113	0.622	-0.189	0.180
MERCADO	84	0.0095	0.065	-0.142	0.170
SMB	84	0.0037	0.047	-0.121	0.165
HML	84	0.0141	0.048	-0.118	0.142
WML	84	0.1207	0.578	-0.164	0.172

Fonte: dados da pesquisa.

Diferentemente do período entre 2001 e 2008, entre Julho de 2008 a Junho de 2018, conforme Tabela 4, a média de retorno das carteiras – exceto WML – foi negativa, o que reforça a necessidade de se cortar a amostra em duas análises. O desvio-padrão da carteira EMR se manteve baixo, enquanto o CMS reduziu em relação ao período anterior.

Tabela 4 - Estatísticas descritivas das carteiras formadas a partir das variáveis explicativas entre Julho/2008 a Junho/2018

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
EMR	120	-0.0003	0.002	-0.004	0.007
CMS	120	-0.0087	0.052	-0.145	0.240
MERCADO	120	-0.0027	0.057	-0.243	0.148
SMB	120	-0.0033	0.049	-0.171	0.185
HML	120	-0.0007	0.044	-0.103	0.175
WML	120	0.0120	0.058	-0.239	0.159

Fonte: dados da pesquisa.

Destaca-se, em ambos os períodos, o retorno modesto das carteiras representativas do fator EMR em relação às demais, quer em valor absoluto (média), quer em desvio-padrão. Assemelha-se, dessa forma, a uma carteira livre de risco, por possui, em média, baixa volatilidade e baixo prêmio de risco.

A Tabela 5 apresenta as correlações entre os retornos das carteiras formadas a partir das variáveis explicativas utilizadas na amostra mensalmente para o período entre Julho/2001 a Junho/2008. Destacam-se as correlações estatisticamente significativas entre as carteiras CMS e EMR. Assim como das carteiras WML e CMS.

Tabela 5 – Matriz de Correlação de Pearson das carteiras formadas a partir das variáveis explicativas entre Julho/2001 a Junho/2008

	Mercado	CMS	EMR	SMB	HML	WML
Mercado	1					
CMS	-0.043	1				
EMR	0.160	0.447***	1			
SMB	-0.047	0.020	-0.044	1		
HML	-0.055	-0.129	0.044	0.128	1	
WML	-0.166	0.417***	0.110	-0.115	-0.122	1

Fonte: dados da pesquisa

A Tabela 6 apresenta as correlações entre os retornos das carteiras formadas a partir das variáveis explicativas utilizadas na amostra mensalmente para o período entre Julho/2008 a Junho/2018. Diferentemente do período anterior, todas as carteiras possuem correlação entre si. Ressalta-se que o retorno das carteiras reflete, em maior parte, a crise econômica de 2008, com resultados negativos médios em todas, à exceção da carteira WML, conforme exposto na Tabela 4.

Tabela 6 – Matriz de Correlação de Pearson das carteiras formadas a partir das variáveis explicativas entre Julho/2008 a Junho/2018

	Mercado	CMS	EMR	SMB	HML	WML
Mercado	1					
CMS	0.399***	1				
EMR	0.264***	0.430***	1			
SMB	0.420***	0.346***	0.242***	1		
HML	0.296***	0.373***	0.601***	0.295***	1	
WML	-0.463***	-0.530***	-0.189**	-0.617***	-0.297***	1

Fonte: dados da pesquisa

5.1.2. Resultados da estimação em série temporal – Julho/2001 a Junho/2008

Os resultados das regressões para os modelos, estimados em série temporal, representados pela equação na seção 4.2, equação 13, entre o período de Julho de 2001 a Junho de 2008 são apresentados no Apêndice A.

Como observado, no Modelo CAPM, bem como em todos em que o fator foi incluído, os coeficientes do *beta* de mercado mostraram-se significantes para todas as 30 carteiras de teste ao nível de significância estatística em 1%.

No modelo de Juros e Câmbio, o fator representativo do câmbio (carteira CMS) apresentou coeficientes válidos estatisticamente em 14 das 30 carteiras; enquanto o fator de juros (carteira EMR), em 2 das 30 carteiras. Ressalta-se que, conforme evidenciado nas estatísticas descritivas, os valores absolutos dos retornos mensais das carteiras EMR são pequenos, o que pode ser a causa de poucas carteiras de teste apresentarem correlação com a carteira EMR.

Por sua vez, no modelo de 3-fatores, os fatores tamanho (SMB) e índice B/M (HML) apresentaram coeficientes estatisticamente significativos em 22 das 30 carteiras de teste.

Por fim, o comportamento dos fatores que compõem o modelo de 3-fatores – beta de mercado, tamanho e índice B/M – não se alteraram significativamente com a inclusão do fator momento, mesmo aquele tendo apresentado coeficientes significativos em 25 das 30 carteiras de teste.

5.1.3. Resultados da estimação em série temporal – Julho/2008 a Junho/2018

Os resultados das regressões para os modelos, estimados em série temporal, representados pela equação na seção 4.2, equação 13, entre o período de Julho de 2008 a Junho de 2018 são apresentados no Apêndice B.

A exemplo do que ocorrera na análise do período anterior, no Modelo CAPM, bem como em todos em que o fator foi incluído, os coeficientes do *beta* de mercado mostraram-se significantes para todas as 30 carteiras de teste ao nível de significância estatística em 1%.

No modelo de Juros e Câmbio, o fator representativo do câmbio (carteira CMS) apresentou coeficientes válidos estatisticamente em 12 das 30 carteiras; enquanto o fator de juros (carteira EMR), em 10 das 30 carteiras. Ressalta-se que os valores absolutos dos retornos mensais da carteira EMR são, nesse segundo período de análise, ainda menores do que no primeiro. No entanto, há mais carteiras de teste correlacionadas com a carteira EMR, apesar de ser, ainda, apenas um terço do total.

Por sua vez, no modelo de 3-fatores, os fatores tamanho (SMB) e índice B/M (HML) apresentaram coeficientes estatisticamente significativos em 22 das 30 e 23 das 30 carteiras de teste respectivamente.

Por fim, o comportamento dos fatores que compõem o modelo de 3-fatores – beta de mercado, tamanho e índice B/M – não se alterou significativamente com a inclusão do fator momento, mesmo este tendo apresentado coeficientes significativos em 25 das 30 carteiras de teste.

5.1.4. Resultados da estimação em seção transversal - Julho/2001 a Junho/2008

A partir dos resultados dos coeficientes das estimações dos modelos evidenciados nas subseções anteriores, estimaram-se novos coeficientes para todos os modelos, desta vez em seção transversal.

Os resultados das regressões para os modelos, estimados em seção transversal, entre o período de Julho de 2001 a Junho de 2008 são apresentados na Tabela 7.

No modelo CAPM, o beta de mercado apresentou-se significativo ao nível de 1%. Ademais, constata-se que o poder de explicação do modelo a partir do Coeficiente de Determinação MQO (R^2 MQO) foi de -0,01; enquanto que o R^2 restrito foi de -0,02; valores negativos.

Com a inserção dos fatores representativos de câmbio e juros, constitui-se o modelo Juros e Câmbio. Neste caso, observa-se que tanto o fator câmbio como o fator juros mostraram-se significativos a 1%. Notou-se também considerável aumento do poder explicativo do modelo a partir tanto do R^2 MQO como do R^2 restrito em relação ao modelo CAPM.

Os resultados encontrados para o modelo supracitado vão ao encontro de estudos anteriores em que a taxa de câmbio se mostra como relevante fator de risco num modelo de precificação, especialmente em países emergentes (BILSON, BRAILFORD E HOOPER, 2001; BARTRAM E BODNAR, 2012; ROSSI JUNIOR, 2012).

Ademais, também corrobora com evidências encontradas em trabalhos anteriores de que a remuneração dos juros consistiria em um fator de risco sistêmico, logo, aos retornos dos ativos (HAMADA, 1969; 1972; BOWMAN, 1979; BHANDARI, 1988; MAIO E SANTA-CLARA, 2017, MAIO E SANTA-CLARA, 2017).

Tabela 7 – Resultados da estimação em seção transversal – Julho/2001 a Junho/2008

	CAPM	Câmbio e Juros	3-fatores	4-fatores
b	0.307	0.282	0.186	0.313
	(4.47)***	(5.8)***	(1.78)*	(5.00)***
c		2.012		
		(6.77)***		
e		0.157		
		(4.19)***		
s			0.135	0.216
			(0.57)	(1.58)
h			0.390	0.613
			(1.28)	(3.43)***
w				1.174
				(6.98)***
R ² MQO	-0.01	0.62	0.02	0.69
R ² Restrito	-0.07	0.15	-0.10	0.50
F	19.97	31.38	6.71	28.79

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

No que concerne ao modelo 3-fatores, o coeficiente representativo do beta de mercado apresentou significativo ao nível de 10%, redução substancial neste coeficiente em relação aos demais modelos. Ademais, os coeficientes representativos do SMB (s) e HML (h) não apresentaram significância estatística. O poder de explicação deste modelo foi de 0,02 para a métrica R² MQO e -0,10 para R² Restrito. Sendo assim, o modelo de 3-fatores não se mostra válido para a explicação das variações *cross-section* dos retornos das ações do mercado brasileiro neste período.

Por fim, o modelo de 4-fatores apresentou coeficiente significativo no teste *t* para a maior parte dos fatores, a exceção do fator SMB (s). Os testes de ajuste apresentaram os maiores valores nos modelos estimados – R² MQO de 0,69 e R² Restrito de 0,50.

5.1.5. Resultados da estimação em seção transversal - Julho/2008 a Junho/2018

Os resultados das regressões para os modelos, estimados em seção transversal, entre o período de Julho de 2008 a Junho de 2018 são apresentados na Tabela 8.

No modelo CAPM, o beta de mercado apresentou-se significativo ao nível de 1%. Porém, ao contrário do período anterior, o coeficiente apresenta sinal negativo. Ademais, constata-se que o poder de explicação do modelo a partir do Coeficiente de Determinação MQO (R^2 MQO) foi de -0,28; enquanto o R^2 restrito foi de 0,29;

Com a inserção dos fatores representativos de câmbio e juros, constitui-se o modelo Juros e Câmbio. Neste caso, observa-se que, além do coeficiente beta de mercado, somente o fator câmbio mostrou-se significativo a 1%. Notou-se também considerável aumento do poder explicativo do modelo a partir tanto do R^2 MQO como do R^2 restrito em relação ao modelo CAPM. Para este período em específico, o juro não se mostrou como fator de risco ao retorno dos ativos.

No que concerne ao modelo 3-fatores, o coeficiente representativo do beta de mercado apresentou significativo ao nível de 5%. Ademais, o coeficiente representativo do SMB (s) apresentou significância estatística ao nível de 1%. O poder de explicação deste modelo foi de 0,54 para a métrica R^2 MQO e 0,53 para R^2 Restrito.

Por fim, o modelo de 4-fatores apresentou coeficiente significativo no teste t para a maior parte dos fatores, a exceção do fator HML (h). Os testes de ajuste apresentaram valores de 0,78 para R^2 MQO e 0,33 para R^2 Restrito.

Tabela 8 – Resultados da estimação em seção transversal – Julho/2008 a Junho/2018

	CAPM	Câmbio e Juros	3-fatores	4-fatores
b	-0.271	-0.188	-0.098	-0.091
	(-9.71)***	(-9.61)***	(-2.74)**	(-3.58)***
c		-0.497		
		(-4.74)***		
e		-0.003		
		-0.51		
s			-0.296	-0.253
			(-5.37)***	(-6.32)***
h			-0.151	-0.101
			(-1.62)	(-1.50)
w				0.484
				(8.66)***
R ² MQO	0.28	0.57	0.54	0.78
R ² Restrito	0.29	0.37	0.53	0.33
F	94.24	56.16	51.84	83.53

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

5.2. VALUE-WEIGHTED

A seguir, serão apresentados os resultados a partir da metodologia *value-weighted* para a formação das carteiras de teste (variáveis dependentes) e de interesse (CMS e EMR).

5.2.1. Estatísticas Descritivas e Correlações

As estatísticas descritivas das variáveis de interesses do modelo proposto e aqueles utilizados como *benchmarks* (CAPM, 3-fatores e 4-fatores) para o período de Julho/2001 a Junho/2008 estão apresentadas na Tabela 9. Como pode ser observado, assim como na metodologia anterior, o fator EMR teve baixa média e desvio padrão em relação às demais variáveis em decorrência da moderada diferença entre as carteiras Elevada e Reduzida (representada no Gráfico 2). O fator CMS, por sua vez, teve grande variação no período (desvio-padrão de 0,65). As demais variáveis são as mesmas para ambos os casos (EW e VW).

Tabela 9 - Estatísticas descritivas das variáveis explicativas entre Julho/2001 a Junho/2008

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
EMR	84	0.0003	0.004	-0.010	0.014
CMS	84	0.0183	0.065	-0.149	0.170
MERCADO	84	0.0095	0.065	-0.142	0.170
SMB	84	0.0037	0.047	-0.121	0.165
HML	84	0.0141	0.048	-0.118	0.142
WML	84	0.1207	0.578	-0.164	0.172

Fonte: dados da pesquisa.

Diferentemente do período entre 2001 e 2008, entre Julho de 2008 a Junho de 2018, conforme Tabela 10, a média de retorno das carteiras – exceto WML – foi negativa, o que reforça a necessidade de se cortar a amostra em duas análises. O desvio-padrão da carteira EMR se manteve baixo, enquanto o CMS aumentou em relação ao período anterior.

Tabela 10 - Estatísticas descritivas das variáveis explicativas entre Julho/2008 a Junho/2018

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
EMR	120	-0.0007	0.004	-0.013	0.011
CMS	120	-0.0080	0.077	-0.207	0.280
MERCADO	120	-0.0027	0.057	-0.243	0.148
SMB	120	-0.0033	0.049	-0.171	0.185
HML	120	-0.0007	0.044	-0.103	0.175
WML	120	0.0120	0.058	-0.239	0.159

Fonte: dados da pesquisa.

A Tabela 11 apresenta as correlações entre os retornos das carteiras formadas a partir das variáveis explicativas utilizadas na amostra mensalmente para o período entre Julho/2001 a Junho/2008. As carteiras CMS apresentaram correlação com todas as demais carteiras, exceto a SMB.

Tabela 11 – Matriz de Correlação de Pearson das carteiras formadas a partir das variáveis explicativas entre Julho/2001 a Junho/2008

	Mercado	CMS	EMR	SMB	HML	WML
Mercado	1					
CMS	0.015	1				
EMR	-0.085	0.257**	1			
SMB	-0.047	-0.073	0.072	1		
HML	-0.055	-0.370***	-0.183*	0.128	1	
WML	-0.166	0.547***	0.347***	-0.115	-0.122	1

Fonte: dados da pesquisa

A Tabela 12 apresenta as correlações entre os retornos das carteiras formadas a partir das variáveis explicativas utilizadas na amostra mensalmente para o período entre Julho/2008 a Junho/2018. Neste caso, todas as carteiras possuem correlação entre si. Ressalta-se que o retorno das carteiras reflete, em maior parte, a crise econômica de 2008, com resultados negativos médios em todas, à exceção da carteira WML, conforme exposto na Tabela 10.

Tabela 12 – Matriz de Correlação de Pearson das carteiras formadas a partir das variáveis explicativas entre Julho/2008 a Junho/2018

	Mercado	CMS	EMR	SMB	HML	WML
Mercado	1					
CMS	0.590***	1				
EMR	0.403***	0.444***	1			
SMB	0.420***	0.213**	0.413***	1		
HML	0.296***	0.260***	0.356***	0.295***	1	
WML	-0.463***	-0.496***	-0.500***	-0.617***	-0.297***	1

Fonte: dados da pesquisa

5.2.2. Resultados da estimação em série temporal – Julho/2001 a Junho/2008

Os resultados das regressões para os modelos, estimados em série temporal, representados pela equação na seção 4.2 equação 13, entre o período de Julho de 2001 a Junho de 2008 são apresentados no Apêndice C.

Como observado, no Modelo CAPM, os coeficientes do *beta* de mercado mostraram-se significantes para 27 das 30 carteiras de teste, ao nível de significância estatística em 1%. As exceções são as carteiras momento (C7, C8 e C9).

Com o acréscimo dos demais fatores, todos os coeficientes *betas* passam a ser significativos em todos os modelos, ao nível de significância estatística em 1%.

No modelo de Juros e Câmbio, o fator EMR, representativo dos juros, apresentou coeficientes válidos estatisticamente em 23 das 30 carteiras; um aumento considerável em relação ao mesmo período quando avaliado a partir de carteiras formadas pelo método *equal-weighted*; enquanto fator câmbio, em 24 das 30 carteiras.

Por sua vez, no modelo de 3-fatores, os fatores tamanho (SMB) e índice B/M (HML) apresentaram coeficientes estatisticamente significativos em 17 das 30 e 18 das 30 carteiras de teste respectivamente.

Por fim, o comportamento dos fatores que compõem o modelo de 3-fatores – beta de mercado, tamanho e índice B/M – não se alteraram significativamente com a inclusão do fator momento, mesmo aquele tendo apresentado coeficientes significativos em 16 das 30 carteiras de teste.

5.2.3. Resultados da estimação em série temporal – Julho/2008 a Junho/2018

Os resultados das regressões para os modelos, estimados em série temporal, entre o período de Julho de 2008 a Junho de 2018 são apresentados no Apêndice D.

Similarmente ao que ocorrera na análise do período anterior, no Modelo CAPM, os coeficientes do *beta* de mercado mostraram-se significantes para 25 das 30 carteiras de teste, ao nível de significância estatística em 1%. As exceções são as carteiras momento (C7, C8 e C9) e duas das carteiras Ilíquidez (C10 e C11).

No modelo de Juros e Câmbio, o fator juros apresentou coeficientes válidos estatisticamente em 23 das 30 carteiras, enquanto o fator câmbio, em 28 das 30 carteiras.

Por sua vez, no modelo de 3-fatores, os fatores tamanho (SMB) e índice B/M (HML) apresentaram coeficientes estatisticamente significativos em 20 das 30 e 14 das 30 carteiras de teste respectivamente.

Por fim, o comportamento dos fatores que compõem o modelo de 3-fatores – beta de mercado, tamanho e índice B/M – não se alterou significativamente com a inclusão do fator momento, tendo este apresentado coeficientes significativos em 16 das 30 carteiras de teste.

5.2.4. Resultados da estimação em seção transversal - Julho/2001 a Junho/2008

Posteriormente, a partir dos resultados dos coeficientes das estimações dos modelos evidenciados nas subseções anteriores, estimaram-se novos coeficientes para todos os modelos, desta vez em seção transversal.

Os resultados das regressões para os modelos, estimados em seção transversal, entre o período de Julho de 2008 a Junho de 2018 são apresentados na Tabela 13.

Tabela 13 – Resultados da estimação em seção transversal – Julho/2001 a Junho/2008

	CAPM	Câmbio e Juros	3-fatores	4-fatores
b	0.406	0.436	0.396	0.400
	(5.10)***	(6.22)***	(4.48)***	(6.36)***
c		0.920		
		(3.25)***		
e		0.083		
		(3.16)***		
s			0.038	0.010
			(0.13)	(0.05)
h			-0.115	0.490
			(-0.32)	(1.76)*
w				1.142
				(4.97)***
R ² MQO	-0.03	0.26	0.01	0.52
R ² Restrito	-0.01	0.12	-0.22	0.35
F	25.98	19.73	8.94	20.28

Nota: Estatísticas t são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

No modelo CAPM, o beta de mercado apresentou-se significativo ao nível de 1%. Ademais, constata-se que o poder de explicação do modelo a partir do Coeficiente de Determinação MQO (R² MQO) foi de -0,03; enquanto que o R² restrito foi de -0,01; valores negativos.

Com a inserção dos fatores representativos de câmbio e juros, constituiu-se o modelo Juros e Câmbio. Neste caso, observa-se que tanto o fator câmbio como o fator juros mostraram-se significativos a 1%. Notou-se também considerável aumento do poder

explicativo do modelo a partir tanto do R^2 MQO como do R^2 restrito em relação ao modelo CAPM.

Este resultado é similar ao encontrado a partir da metodologia de construção de carteiras *equal-weighted*, apresentado na seção anterior. Em que a taxa de câmbio se mostra como relevante fator de risco num modelo de precificação, especialmente em países emergentes (BILSON, BRAILFORD E HOOPER, 2001; BARTRAM E BODNAR, 2012; ROSSI JUNIOR, 2012). Ademais, também corrobora com evidências encontradas em trabalhos anteriores de que a remuneração dos juros consistiria em um fator de risco sistêmico, logo, aos retornos dos ativos (HAMADA, 1969; 1972; BOWMAN, 1979; BHANDARI, 1988; MAIO E SANTA-CLARA, 2017, MAIO E SANTA-CLARA, 2017).

No que concerne ao modelo 3-fatores, o coeficiente representativo do beta de mercado apresentou significativo ao nível de 1%. De outro modo, os coeficientes representativos do SMB (s) e HML (h) não apresentaram significância estatística. O poder de explicação deste modelo foi de 0,01 para a métrica R^2 MQO e -0,22 para R^2 Restrito. Sendo assim, o modelo de 3-fatores não se mostra válido para a explicação das variações *cross-section* dos retornos das ações do mercado brasileiro neste período, a exemplo da análise a partir da formação de carteiras pelo método *Equal-Weighted*, analisado na seção anterior.

Por fim, o modelo de 4-fatores apresentou coeficiente significativo no teste *t* para a maior parte dos fatores, a exceção do fator SMB (s). Os testes de ajuste apresentaram os maiores valores nos modelos estimados – R^2 MQO de 0,52 e R^2 Restrito de 0,35.

5.2.5. Resultados da estimação em seção transversal - Julho/2008 a Junho/2018

Os resultados das regressões para os modelos, estimados em seção transversal, entre o período de Julho de 2008 a Junho de 2018 são apresentados na Tabela 14.

No modelo CAPM, o beta de mercado apresentou-se significativo ao nível de 1%. Porém, ao contrário do período anterior, o coeficiente apresenta sinal negativo.

Ademais, constata-se que o poder de explicação do modelo a partir do Coeficiente de Determinação MQO (R^2 MQO) foi de 0,85; enquanto que o R^2 restrito foi de -0,16;

Com a inserção dos fatores representativos de câmbio e juros, constitui-se o modelo Juros e Câmbio. Neste caso, observa-se que, além do coeficiente beta de mercado, somente o fator câmbio mostrou-se significativo a 1%. Notou-se também considerável aumento do poder explicativo do modelo a partir do R^2 restrito e alto valor do R MQO.

No que concerne ao modelo 3-fatores, o coeficiente representativo do beta de mercado apresentou significativo ao nível de 1%. Porém, os coeficientes representativos de SMB (s) e HML (h) não apresentaram significância estatística. O poder de explicação deste modelo foi de 0,92 para a métrica R^2 MQO e -0,09 para R^2 Restrito.

Por fim, o modelo de 4-fatores apresentou coeficiente significativo no teste t somente para o fator *beta* de mercado e momento. A exemplo da análise do modelo de 3-fatores, os demais coeficientes não se mostraram significativos. Os testes de ajuste apresentaram valores de 0,95 para R^2 MQO e -0,34 para R^2 Restrito.

Tabela 14 – Resultados da estimação em seção transversal – Julho/2008 a Junho/2018

	CAPM	Câmbio e Juros	3-fatores	4-fatores
b	-0.202 (-6.74)***	-0.215 (-11.0)***	-0.210 (-7.76)***	-0.208 (-9.47)***
c		-0.640 (-8.16)***		
e		-0.011 (-1.58)		
s			-0.056 (-0.79)	0.010 (0.18)
h			-0.158 (-1.36)	0.021 (0.21)
w				0.340 (4.69)***
R^2 MQO	0.85	0.70	0.92	0.95
R^2 Restrito	-0.16	0.37	-0.09	-0.34
F	45.47	88.62	33.90	41.99

Nota: Estatísticas t são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

6. CONCLUSÃO

Este estudo testou se fatores de risco propostos a partir de variáveis macroeconômicas, especificamente câmbio e juro, explicam o retorno das ações de empresas no mercado brasileiro, representadas por carteiras formadas por critérios comumente utilizadas na literatura (tamanho, *book-to-market*, momento, iliquidez e indústria). A fim de testar a capacidade explicativa do modelo empregado, realizou-se estudo em duas etapas, conforme proposto por Black, Jensen e Scholes (1972) e descrito por Cochrane (2005, Capítulo 12). A primeira estima parâmetros de risco estimados em série temporal, que indicam a exposição de cada carteira a cada fator de risco. A segunda etapa consiste em regressões em seção transversal dos parâmetros obtidos na primeira etapa, para avaliar a relação entre exposição aos fatores de risco e ao prêmio de risco!

Os fatores de risco macroeconômico, câmbio e juros, foram estruturados a partir de carteiras de arbitragem que representam o prêmio de retorno da exposição das empresas a esses fatores. As carteiras são compradas em ativos expostos aos fatores de risco, e vendidas em ativos neutros aos fatores de risco. Dessa maneira, incorporam-se no modelo de precificação os efeitos de variações nas expectativas relacionadas às variáveis macroeconômicas, antes mesmo de sua efetiva variação, bem como isolam-se esses fatores de outras flutuações sistemáticas no mercado. No caso do câmbio, a carteira de arbitragem é comprada em empresas de *commodities*, positivamente expostas à taxa de câmbio, e vendida em empresas de serviços, em princípio neutras à taxa de câmbio. No caso dos juros, a carteira de arbitragem é comprada em empresas de alavancagem elevada, em princípio negativamente expostas à taxa de juros, e vendida em empresas de alavancagem reduzida, em princípio neutras à taxa de juros.

Os resultados mostram que câmbio e juro são fatores de risco relevantes para explicação dos retornos de ações no Brasil. Importante ressaltar que a relação encontrada entre os excessos de retornos dos ativos foi em grande parte crescente até o período de meados de 2008, e decrescente desse ano até meados de 2018. Como o retorno acumulado seria pequeno, haveria pouca variabilidade de retornos nas seções transversais, prejudicando a análise econométrica, pelo excesso de ruído relativamente ao sinal. Por esse motivo a análise foi separada em dois períodos (julho de 2001 a julho de 2008 e julho de 2008 a junho de 2018).

Ativos com alta exposição à moeda estrangeira, mensurado pelos retornos de ações cuja atividade esteja relacionada a *commodities*, apresentaram retornos realizados superiores aos ativos menos expostos, mensurado pelos retornos de ações cuja atividade esteja relacionada a serviços, no primeiro período (2001 a 2008). Porém, esse comportamento se inverteu posteriormente (2008 a 2018). Ademais, o fator de risco relacionado ao câmbio, CMS, mostrou-se significativo para explicar o retorno de ações no Brasil. Resultados que corroboram com estudos anteriores em que a taxa de câmbio se mostra como relevante fator de risco num modelo de precificação, especialmente em países emergentes (BILSON, BRAILFORD E HOOPER, 2001; BARTRAM E BODNAR, 2012; ROSSI JUNIOR, 2012).

A respeito do fator relacionado ao juro, mensurado por retorno de carteiras de arbitragem com ações mais alavancadas, logo, mais (menos) expostas à taxa de juros; mostrou-se significativo para explicar o retorno das ações o Brasil somente no período entre Julho/2001 e Junho/2008 – pré-crise 2008. Resultado que vai ao encontro de que a remuneração dos juros consistiria em um fator de risco sistêmico, logo, aos retornos dos ativos (HAMADA, 1969; 1972; BOWMAN, 1979; BHANDARI, 1988; MAIO E SANTA-CLARA, 2017, MAIO E SANTA-CLARA, 2017)

Também concluímos que, no geral, o modelo proposto a partir de fatores de risco macroeconômico neste trabalho é mais explicativo para os retornos das ações brasileiras em relação aos modelos CAPM e de 3 Fatores de Fama e French. Porém, o modelo de 4 Fatores de Carhart se mostrou o mais explicativo entre todos, tendo o fator de risco momento (WML) se apresentado como altamente significativo.

Os resultados deste trabalho podem estimular pesquisas para avaliação da relação entre carteiras de arbitragem e variáveis macroeconômicas, no sentido da construção e comprovação de carteiras baseadas em fatores econômicos. Em particular, pode-se expandir a pesquisa desenvolvida neste trabalho para outros países, de modo a comparar resultados entre economias emergentes e desenvolvidas. Bem como se há padrão de resultados.

REFERÊNCIAS

ARETZ, Kevin; BARTRAM, Söhnke M.; POPE, Peter F. Macroeconomic risks and characteristic-based factor models. **Journal of Banking & Finance**, v. 34, n. 6, p. 1383-1399, 2010.

BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n. 1, p. 3–18, mar. 1981.

BARTRAM, Söhnke M.; BODNAR, Gordon M. Crossing the lines: The conditional relation between exchange rate exposure and stock returns in emerging and developed markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 31, n. 4, p. 766-792, 2012.

BASU, S. Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. **The Journal of Finance**, v. 32, n. 3, p. 663–682, 1977.

BESSEMBINDER, H.; COOPER, M. J.; ZHANG, F. Characteristic-Based Benchmark Returns and Corporate Events. **The Review of Financial Studies**, mar. 2018.

BHANDARI, Laxmi Chand. Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. **The journal of finance**, v. 43, n. 2, p. 507-528, 1988.

BILSON, C. M.; BRAILSFORD, T. J.; HOOPER, V. J. Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 9 n. 4, p. 401–426, 2001.

BLACK, F.; JENSEN, M.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: some empirical testes. In: JENSEN, M. C. (Org.). *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: Praeger, 1972.

BOONS, M. State variables, macroeconomic activity, and the cross section of individual stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 119, n. 3, p. 489–511, 1 mar. 2016.

BOWMAN, R. The theoretical relationship between systematic risk and financial (accounting) variables. **Journal of Finance**, v. 34, p. 617-630, 1979.

CARHART, Mark M. On persistence in mutual fund performance. **The Journal of finance**, v. 52, n. 1, p. 57-82, 1997.

CHEN, N.F.; ROLL, R.; ROSS, S. A. Economic forces and the stock market. **Journal of Business** 59, 383–403, 1986.

COCHRANE, J. **Asset Pricing**: rev. ed. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2005.

DA COSTA, L. A Relação entre a Volatilidade das Variáveis Macroeconômicas e os Excessos de Retornos das Ações: Um Estudo para Países Desenvolvidos e em Desenvolvimento. Dissertação (Dissertação em Economia) – UFSC. Santa Catarina, p. 56, 2012.

DURAND, D.. *Cost of debt and equity funds for business: trends and problems of measurement*. In: Conference on Research on Business Finance. New York: National Bureau of Economic Research, 1952.

FAMA, Eugene F.; MACBETH, James D. Risk, return and equilibrium: empirical testes. **The Journal of Political Economy**, [S.I.], v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. **The journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets: II. **The Journal of finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991.

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

FAMA, E.F.; FRENCH, K.R. A five-factor asset pricing model. **Journal of Financial Economics**, v. 116, p. 1–22, 2015.

GRINBLATT, M.; TITMAN, S.. **Financial Markets and Corporate Strategy**. New York: Irwin McGraw-Hill, 2002.

HAHN, J.; LEE, H. Yield spreads as alternative risk factors for size and book-to-market. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v.41, 247–269, 2006.

HAMADA, R. Portfolio Analysis, Market Equilibrium and Corporation Finance. **The Journal of Finance**, v.24, n.1, p. 13-31, 1969.

HAMADA, R. The Effect of Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks. **The Journal of Finance**, v.2, n.2, p. 435-452, 1972.

HE, Jia; NG, Lilian K. Economic forces, fundamental variables, and equity returns. **Journal of Business**, p. 599-609, 1994.

HOU, Kewei; KAROLYI, G. Andrew; KHO, Bong-Chan. What factors drive global stock returns?. **The Review of Financial Studies**, v. 24, n. 8, p. 2527-2574, 2011.

HOU, K.; LOH, R. K. Have we solved the idiosyncratic volatility puzzle? **Journal of Financial Economics**, v. 121, n. 1, p. 167–194, jul. 2016.

INVESTING. Disponível em: < <http://www.investing.com/>>. Acesso em: 17 jun. 2018.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. **Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65-91, 1993.

JORDAN, B. D.; RILEY, T. B. Volatility and mutual fund manager skill. **Journal of Financial Economics**, v. 118, n. 2, p. 289–298, nov. 2015.

JORION, P.. The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 26, n. 3, p. 363–376, 1991

LIEW, J.; VASSALOU, M.. Can book-to-market, size, and momentum be risk factors that predict economic growth? **Journal of Financial Economics**, v. 57, p. 221– 245, 2000.

LINTNER, John. *The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets*. **The Review of Economics and Statistics**. [S.I.], v. 47, n. 1, p. 13-37, February 1965.

MAIO, P.; SANTA-CLARA, P. Short-Term Interest Rates and Stock Market Anomalies. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 52, n. 3, p. 927–961, jun. 2017.

MARKOWITZ, Harry M. *Portfolio selection*. **The Journal of Finance**. [S.I.], v. 7, p. 77-91, March 1952.

MARKOWITZ, Harry M. 1959. **Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments**. New York: John Wiley & Sons, 1959.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M.H. The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. **American Economic Review**, Nashville: American Economic Association, v.48, n.3, Jun.1958.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M.H. Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. **American Economic Review**, Nashville: American Economic Association, v.53, n.3, Jun.1963.

MOSSIN, Jan. Equilibrium in capital asset Market. **Econometrica**. [S.I.], v. 34, p. 768-783, 1966.

MILLER, Merton H.; SCHOLLES, Myron. Rates of Return in Relation to Risk: A Reexamination of Some Recent Findings, in ed. Michael C. Jensen, **Studies in the Theory of Capital Markets**. New York: Praeger, 1972.

MUSSA, A. A liquidez e os modelos de precificação de ativos: um estudo empírico no mercado acionário brasileiro de 1995 a 2011. São Paulo, Tese (Doutorado em Ciências)

– Programa de Pós-Graduação em Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 2012.

MUSSA, A.; ROGERS, P.; SECURATO, J. R. (2009). Modelos de retornos esperados no mercado brasileiro: testes empíricos utilizando metodologia preditiva. **Revista de Ciências da Administração**, 11(23), 192-216.

NEFIN FEA-USP. NEFIN. Disponível em: < <http://www.nefin.com.br/>>. Acesso em: 17 jun. 2018.

NODA, R.F.; MARTELANC, R.; KAYO, E.K. O fator de risco lucro/ preço em modelos de precificação de ativos financeiros. **Revista Contabilidade & Finanças**, 27(70), 67-79, 2016.

PETKOVA, R. Do the Fama-and-French factors proxy for innovations in state variables? **Journal of Finance** 61, 581–612, 2006.

ROGERS, P.; SECURATO, J. R. Estudo comparativo no mercado brasileiro do Capital Asset Pricing Model (CAPM), Modelo 3-Fatores de Fama e French e Reward Beta Approach. **RAC-Eletrônica**, 3 (1), 159-179, 2009.

ROLL, R. A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. **Journal of Financial Economics**, v. 4, n. 2, p. 129–176, 1 mar. 1977.

ROSENBERG, B.; REID, K.; LANSTEIN, R. Persuasive evidence of market inefficiency. **Journal of Portfolio Management**, 11(3):9–16, 1985.

ROSS, S.A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory** 13, 341–360, 1976.

ROSS, S. A. Factors - Theory, Statistics, and Practice. **The Journal of Portfolio Management**, v. 43, n. 5, p. 1–5, 31, mar. 2017.

ROSSI JÚNIOR, José Luiz. Understanding Brazilian companies' foreign exchange exposure. **Emerging Markets Review**, v. 13, n. 3, p. 352-365, 2012.

SHARPE, William F. Capital asset prices: a theory of Market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, [S.I.], v. 19, p. 425-443, September 1964.

STAMBAUGH, Robert F.; YUAN, Yu. Mispricing factors. **The Review of Financial Studies**, v. 30, n. 4, p. 1270-1315, 2017.

TOBIN, James. Liquidity preference as behaviour toward risk. **The Review of Economic Studies**, [S.I.], v. 13, p. 1-39, 2004.

VASSALOU, M. News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns. **Journal of Financial Economics** 68, 47–73, 2003.

VASSALOU, M.; XING, Y. Default risk in equity returns. **Journal of Finance** 59, 831–868, 2004.

APÊNDICE A – Resultados da Estimação em série Temporal *Equal-Weighted* – Período até Junho/2008

Modelo	Coef.	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12
CAPM	b	1.093	1.006	0.943	0.771	0.819	0.789	1.215	0.929	0.892	1.023	0.995	0.977
		(20.66)***	(26.72)***	(48.18)***	(15.18)***	(15.36)***	(11.56)***	(21.93)***	(31.01)***	(25.56)***	(44.28)***	(28.47)***	(18.55)***
Modelo Câmbio e Juros	b	0.991	1.023	1.025	1.000	1.024	0.952	1.104	0.938	0.977	1.070	0.995	0.925
		(12.83)***	(17.22)***	(31.04)***	(19.24)***	(20.46)***	(12.55)***	(14.41)***	(20.31)***	(18.95)***	(28.03)***	(19.52)***	(11.12)***
	c	-0.034	-0.011	-0.046	0.076	-0.022	-0.155	-0.213	-0.060	0.149	-0.113	-0.039	-0.079
		(-0.38)	(-0.16)	(-1.18)	(1.24)	(-0.38)	(-1.73)	(-2.36)**	(-1.1)	(2.45)**	(-2.5)**	(-0.66)	(-0.81)
	e	-0.006	0.900	0.464	-0.461	-0.338	2.373	-0.213	0.728	0.132	0.416	2.224	0.812
		(0)	(0.79)	(0.73)	(-0.46)	(-0.35)	(1.62)	(0.61)	(0.82)	(0.895)	(0.56)	(2.26)**	(0.51)
3-fatores	b	1.025	1.046	1.028	0.995	1.033	1.010	1.144	0.957	0.982	1.081	1.027	0.969
		(32.55)***	(21.77)***	(32.84)***	(27.95)***	(23.39)***	(27.77)***	(16.96)***	(23.74)***	(21.38)***	(29.45)***	(22.29)***	(19.47)***
	s	0.896	0.228	-0.120	0.343	0.222	0.368	0.429	0.160	0.292	-0.078	0.124	0.731
		(19.76)***	(3.29)***	(-2.66)***	(6.69)***	(3.49)***	(7.03)***	(4.41)***	(2.76)***	(4.42)***	(-1.48)	(1.86)*	(10.19)***
	h	0.027	0.291	0.014	-0.365	0.121	0.642	0.168	0.175	0.111	0.141	0.221	0.281
		(0.68)	(4.75)***	(0.35)	(-8.05)***	(2.14)**	(13.85)***	(1.96)*	(3.41)***	(1.9)*	(3.01)***	(3.75)***	(4.43)***
4-fatores	b	0.996	1.018	1.001	0.976	0.997	0.990	1.027	0.928	1.049	1.042	1.006	0.947
		(34.5)***	(21.54)***	(34.53)***	(27.67)***	(24.06)***	(27.51)***	(29.61)***	(24.03)***	(31.99)***	(32.6)***	(21.78)***	(18.98)***
	s	0.879	0.212	-0.136	0.332	0.201	0.357	0.361	0.143	0.330	-0.101	0.112	0.718
		(21.55)***	(3.17)***	(-3.32)***	(6.66)***	(3.43)***	(7.02)***	(7.38)***	(2.62)***	(7.14)***	(-2.23)**	(1.71)*	(10.18)***
	h	0.018	0.282	0.005	-0.371	0.109	0.636	0.132	0.166	0.132	0.129	0.214	0.274
		(0.51)	(4.78)***	(0.15)	(-8.43)***	(2.12)**	(14.15)***	(3.04)***	(3.44)***	(3.23)***	(3.22)***	(3.71)***	(4.4)***
w	-0.156	-0.155	-0.150	-0.105	-0.199	-0.109	-0.641	-0.161	0.363	-0.215	-0.114	-0.124	
	(-4.68)***	(-2.84)***	(-4.47)***	(-2.57)**	(-4.16)***	(-2.63)***	(-15.97)***	(-3.61)***	(9.58)***	(-5.8)***	(-2.13)**	(-2.15)**	

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE A – Resultados da Estimação em Série Temporal *Equal-Weighted* – Período até Junho/2008 - Continuação

Modelo	Coef.	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24
CAPM	b	0.994	1.112	0.895	1.011	1.191	0.949	1.041	0.854	1.253	1.039	0.961	0.703
		(19.99)***	(20.4)***	(33.28)***	(25.17)***	(19.59)***	(21.18)***	(24.18)***	(32.11)***	(16.52)***	(20.72)***	(46.67)***	(14.99)***

Modelo Câmbio e Juros	b	0.997	1.005	0.983	1.001	1.103	0.991	1.033	0.899	1.237	0.993	0.995	0.741
		(13.29)***	(13.02)***	(23.82)***	(14.36)***	(12.07)***	(15.12)***	(15.47)***	(23.38)***	(10.33)***	(12.71)***	(28.9)***	(9.51)***
	c	0.004	-0.048	0.086	-0.206	-0.236	0.106	-0.167	0.127	-0.255	-0.113	-0.058	0.161
		(0.05)	(-0.53)	(1.76)*	(-2.51)**	(-2.19)**	(1.37)	(-2.12)**	(2.8)***	(-1.81)*	(-1.23)	(-1.44)	(1.75)*
	e	-1.678	2.013	0.660	0.423	0.927	0.718	0.392	0.469	2.877	2.006	0.197	-1.050
		(-1.16)	(1.35)	(0.83)	(0.31)	(0.53)	(0.57)	(0.3)	(0.63)	(1.24)	(1.33)	(0.3)	(-0.7)

3-fatores	b	0.999	1.059	0.978	1.028	1.156	1.014	1.045	0.899	1.300	1.049	0.997	0.725
		(21.14)***	(30.67)***	(24.8)***	(18.76)***	(16.77)***	(21.69)***	(16.22)***	(22.5)***	(12.03)***	(23.57)***	(31.54)***	(9.38)***
	s	0.726	0.663	-0.063	-0.037	0.713	0.521	-0.157	0.055	0.366	0.688	-0.157	0.038
		(10.66)***	(13.34)***	(-1.1)	(-0.47)	(7.18)***	(7.74)***	(-1.7)*	(0.96)	(2.35)**	(10.73)***	(-3.44)***	(0.34)
	h	-0.321	0.430	-0.142	0.529	0.224	0.192	0.200	0.023	0.437	0.313	0.086	0.061
		(-5.33)***	(9.76)***	(-2.83)***	(7.57)***	(2.55)**	(3.23)***	(2.44)**	(0.45)	(3.17)***	(5.52)***	(2.14)**	(0.62)

4-fatores	b	0.960	1.047	0.970	0.977	1.053	1.051	0.963	0.941	1.208	1.022	0.975	0.743
		(21.73)***	(29.97)***	(24.03)***	(19.58)***	(22.27)***	(23.74)***	(18.93)***	(27.01)***	(12.01)***	(23.4)***	(31.91)***	(9.41)***
	s	0.703	0.656	-0.068	-0.066	0.654	0.542	-0.205	0.080	0.313	0.672	-0.169	0.048
		(11.26)***	(13.3)***	(-1.18)	(-0.94)	(9.78)***	(8.67)***	(-2.85)***	(1.62)	(2.2)**	(10.89)***	(-3.92)***	(0.43)
	h	-0.333	0.426	-0.145	0.513	0.192	0.204	0.174	0.036	0.409	0.305	0.080	0.067
		(-6.05)***	(9.77)***	(-2.88)***	(8.24)***	(3.25)***	(3.69)***	(2.75)***	(0.83)	(3.25)***	(5.59)***	(2.09)**	(0.67)
	w	-0.217	-0.070	-0.046	-0.280	-0.563	0.201	-0.454	0.233	-0.507	-0.146	-0.119	0.100
		(-4.24)***	(-1.73)*	(-0.99)	(-4.85)***	(-10.3)***	(3.92)***	(-7.71)***	(5.77)***	(-4.36)***	(-2.89)***	(-3.35)***	(1.09)

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE A – Resultados da Estimação em Série Temporal *Equal-Weighted* – Período até Junho/2008 - Continuação

Modelo	Coef.	C25	C26	C27	C28	C29	C30
CAPM	b	0.724	0.912	0.905	1.162	1.265	1.062
		(9.81)***	(21.74)***	(18.09)***	(25.44)***	(21.29)***	(23.03)***

Modelo Câmbio e Juros	b	0.632	0.977	0.972	1.178	1.118	1.112
		(6.67)***	(13.71)***	(12.19)***	(14.33)***	(12.99)***	(14.57)***
	c	0.380	-0.091	-0.396	-0.033	0.355	-0.175
		(3.41)***	(-1.09)	(-4.22)***	(-0.34)	(3.5)***	(-1.95)*
	e	-3.291	-0.258	2.478	-0.605	2.371	2.082
		(-1.8)*	(-0.19)	(1.61)	(-0.38)	(1.43)	(1.41)

3-fatores	b	0.578	0.990	1.044	1.170	1.139	1.163
		(5.92)***	(14.99)***	(18.09)***	(14.61)***	(13.44)***	(18.78)***
	s	0.063	0.327	0.383	-0.123	0.378	0.526
		(0.45)	(3.44)***	(4.61)***	(-1.06)	(3.1)***	(5.9)***
	h	-0.179	-0.061	0.592	-0.013	0.315	0.161
		(-1.44)	(-0.72)	(8.05)***	(-0.13)	(2.91)***	(2.04)**

4-fatores	b	0.654	0.917	0.999	1.170	1.174	1.120
		(7.06)***	(16.22)***	(18.33)***	(14.21)***	(13.74)***	(18.78)***
	s	0.107	0.285	0.357	-0.122	0.398	0.501
		(0.82)	(3.57)***	(4.64)***	(-1.05)	(3.3)***	(5.95)***
	h	-0.156	-0.083	0.578	-0.013	0.325	0.147
		(-1.35)	(-1.18)	(8.5)***	(-0.12)	(3.05)***	(1.98)*
	w	0.415	-0.402	-0.253	0.002	0.189	-0.241
		(3.87)***	(-6.14)***	(-4.01)***	(0.03)	(1.92)	(-3.5)***

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE B – Resultados da Estimação em Série Temporal *Equal-Weighted* – Período a partir de Julho/2008

Modelo	Coef.	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12
CAPM	b	1.193	0.987	0.859	0.559	0.619	0.583	1.311	0.913	0.812	0.975	0.970	1.015
		(15.92)***	(19.61)***	(40.56)***	(6.97)***	(7.07)***	(5.4)***	(16.42)***	(22.3)***	(17.3)***	(36.41)***	(19.76)***	(14.37)***

Modelo Câmbio e Juros	b	1.130	0.988	0.875	0.601	0.636	0.627	1.201	0.921	0.866	0.962	0.971	0.972
		(13.82)***	(17.74)***	(37.85)***	(6.89)***	(6.6)***	(5.28)***	(14.21)***	(20.33)***	(17.79)***	(32.78)***	(17.86)***	(12.71)***
	c	0.142	-0.017	-0.026	0.011	0.053	-0.049	0.310	-0.014	-0.228	0.054	-0.004	-0.003
		(1.47)	(-0.26)	(-0.97)	(0.11)	(0.46)	(-0.35)	(3.11)***	(-0.25)	(-3.97)***	(1.56)	(-0.07)	(-0.04)
	e	1.215	0.507	-0.700	-4.843	-3.719	-2.815	-0.256	-0.335	3.067	-0.647	0.077	4.634
		(0.53)	(0.32)	(-1.07)	(-1.97)*	(-1.37)	(-0.84)	(-0.11)	(-0.26)	(2.23)**	(-0.78)	(0.05)	(2.15)**

3-fatores	b	0.831	0.845	0.867	0.487	0.525	0.459	0.987	0.807	0.737	0.946	0.829	0.684
		(33.98)***	(18.94)***	(36.27)***	(6.48)***	(5.89)***	(3.9)***	(17.54)***	(22.01)***	(14.75)***	(33.26)***	(18.08)***	(18.17)***
	s	0.997	0.445	0.001	0.516	0.491	0.423	0.857	0.355	0.230	0.126	0.387	0.836
		(35.15)***	(8.59)***	(0.02)	(5.92)***	(4.75)***	(3.1)***	(13.13)***	(8.34)***	(3.97)***	(3.81)***	(7.27)***	(19.15)***
	h	0.003	-0.085	-0.033	-0.497	-0.359	-0.127	0.059	-0.100	-0.035	-0.071	0.005	0.123
		(0.11)	(-1.57)	(-1.12)	(-5.44)***	(-3.31)***	(-0.89)	(0.86)	(-2.24)**	(-0.58)	(-2.06)**	(0.09)	(2.69)***

4-fatores	b	0.820	0.834	0.861	0.458	0.505	0.425	0.849	0.810	0.854	0.924	0.812	0.694
		(32.6)***	(18.02)***	(34.72)***	(5.9)***	(5.46)***	(3.49)***	(26.12)***	(21.21)***	(27)***	(32.35)***	(17.15)***	(17.79)***
	s	0.969	0.417	-0.012	0.444	0.442	0.338	0.512	0.362	0.523	0.070	0.345	0.862
		(29.68)***	(6.94)***	(-0.39)	(4.4)***	(3.68)***	(2.14)**	(12.13)***	(7.29)***	(12.72)***	(1.89)*	(5.61)***	(17)***
	h	-0.002	-0.090	-0.035	-0.510	-0.367	-0.142	-0.004	-0.099	0.018	-0.081	-0.003	0.127
		(-0.06)	(-1.66)	(-1.19)	(-5.58)***	(-3.37)***	(-0.99)	(-0.11)	(-2.19)**	(0.48)	(-2.42)*	(-0.05)	(2.78)***
	w	-0.047	-0.046	-0.022	-0.123	-0.082	-0.144	-0.582	0.011	0.494	-0.094	-0.070	0.043
		(-1.68)*	(-0.9)	(-0.79)	(-1.42)	(-0.8)	(-1.06)	(-16.07)***	(0.26)	(14.01)***	(-2.96)***	(-1.33)	(1)

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE B – Resultados da Estimação em Série Temporal *Equal-Weighted* – Período a partir de Julho/2008 - Continuação

Modelo	Coef.	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24
CAPM	b	1.010	1.190	0.816	1.013	1.255	0.904	1.048	0.814	1.235	1.059	0.927	0.682
		(14.58)***	(15.13)***	(24.17)***	(22.42)***	(15.1)***	(14.31)***	(18.46)***	(22.49)***	(12.32)***	(15.64)***	(36.87)***	(11.62)***

Modelo Câmbio e Juros	b	1.029	1.100	0.869	0.978	1.166	0.925	0.969	0.881	1.138	1.015	0.931	0.764
		(13.58)***	(13.08)***	(24.79)***	(19.97)***	(12.98)***	(13.51)***	(16.35)***	(24.05)***	(10.54)***	(13.79)***	(33.53)***	(12.37)***
	c	0.046	0.125	-0.083	0.030	0.215	-0.152	0.265	-0.201	0.329	0.019	0.004	-0.246
		(0.52)	(1.26)	(-2.02)**	(0.51)	(2.03)**	(-1.88)*	(3.8)***	(-4.65)***	(2.58)**	(0.22)	(0.12)	(-3.38)***
	e	-3.671	4.708	-2.419	2.559	1.181	3.608	-1.791	0.652	-2.250	3.943	-0.573	0.699
		(-1.72)*	(1.98)**	(-2.44)**	(1.85)*	(0.47)	(1.87)*	(-1.07)	(0.63)	(-0.74)	(1.9)*	(-0.73)	(0.4)

3-fatores	b	0.843	0.800	0.819	0.928	0.879	0.723	0.974	0.797	0.955	0.746	0.902	0.672
		(20.36)***	(20.28)***	(26.76)***	(20.71)***	(19.78)***	(12.88)***	(15.7)***	(19.63)***	(10.21)***	(21.33)***	(32.52)***	(10.1)***
	s	0.772	0.881	0.166	0.037	1.010	0.556	0.214	0.072	0.799	0.824	0.083	0.030
		(16.07)***	(19.23)***	(4.67)***	(0.72)	(19.58)***	(8.54)***	(2.98)***	(1.53)	(7.36)***	(20.32)***	(2.58)**	(0.39)
	h	-0.486	0.305	-0.275	0.310	0.045	-0.089	-0.015	-0.039	-0.041	0.062	-0.021	-0.006
		(-9.67)***	(6.36)***	(-7.39)***	(5.7)***	(0.83)	(-1.31)	(-0.2)	(-0.8)	(-0.36)	(1.45)	(-0.63)*	(-0.07)

4-fatores	b	0.828	0.796	0.824	0.897	0.802	0.820	0.844	0.876	0.871	0.739	0.891	0.733
		(19.36)***	(19.39)***	(25.91)***	(19.79)***	(21.44)***	(17.29)***	(18.59)***	(27.68)***	(9.39)***	(20.34)***	(31.12)***	(11.14)***
	s	0.735	0.871	0.179	-0.041	0.817	0.797	-0.110	0.270	0.587	0.806	0.057	0.183
		(13.22)***	(16.33)***	(4.33)***	(-0.7)	(16.81)***	(12.95)***	(-1.87)*	(6.57)***	(4.87)***	(17.09)***	(1.54)	(2.14)**
	h	-0.493	0.303	-0.272	0.296	0.010	-0.045	-0.074	-0.003	-0.080	0.058	-0.026	0.022
		(-9.78)***	(6.27)***	(-7.27)***	(5.54)***	(0.22)	(-0.81)	(-1.39)	(-0.08)	(-0.73)	(1.37)	(-0.76)	(0.28)
	w	-0.063	-0.017	0.022	-0.132	-0.325	0.408	-0.548	0.335	-0.358	-0.031	-0.044	0.258
		(-1.32)	(-0.37)	(0.62)	(-2.62)**	(-7.81)***	(7.73)***	(-10.84)***	(9.5)***	(-3.47)***	(-0.76)	(-1.37)	(3.52)***

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE B – Resultados da Estimação em Série Temporal *Equal-Weighted* – Período a partir de Julho/2008 - Continuação

Modelo	Coef.	C25	C26	C27	C28	C29	C30
CAPM	b	0.854	0.861	0.790	1.157	1.387	0.996
		(7.84)***	(17.46)***	(13.69)***	(22.45)***	(18.9)***	(17.79)***

Modelo Câmbio e Juros	b	0.731	0.875	0.811	1.138	1.207	1.028
		(6.55)***	(16.07)***	(12.89)***	(20.43)***	(17.3)***	(16.72)***
	c	0.562	-0.055	-0.126	-0.046	0.485	-0.047
		(4.28)***	(-0.86)	(-1.7)*	(-0.7)	(5.9)***	(-0.64)
	e	-8.478	0.679	2.562	3.813	0.376	-1.584
		(-2.69)***	(0.44)	(1.44)	(2.43)**	(0.19)	(-0.91)

3-fatores	b	0.669	0.713	0.663	1.128	1.204	0.864
		(5.87)***	(17.24)***	(11.11)***	(19.39)***	(16.2)***	(19.25)***
	s	0.601	0.470	0.198	0.051	0.335	0.540
		(4.54)***	(9.8)***	(2.86)***	(0.75)	(3.88)***	(10.36)***
	h	-0.141	-0.098	0.240	0.047	0.267	-0.272
		(-1.02)	(-1.94)*	(3.31)***	(0.66)	(2.96)***	(-4.99)***

4-fatores	b	0.636	0.726	0.666	1.107	1.113	0.866
		(5.38)***	(16.96)***	(10.73)***	(18.42)***	(15.82)***	(18.53)***
	s	0.516	0.503	0.206	-0.002	0.107	0.544
		(3.36)***	(9.04)***	(2.55)**	(-0.02)	(1.17)	(8.97)***
	h	-0.157	-0.092	0.241	0.037	0.226	-0.271
		(-1.13)	(-1.82)*	(3.3)***	(0.52)	(2.73)***	(-4.93)***
	w	-0.143	0.055	0.014	-0.089	-0.385	0.008
		(-1.09)	(1.15)	(0.2)	(-1.32)	(-4.91)***	(0.15)

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE C – Resultados da Estimação em Série Temporal *Value-Weighted* – Período até Junho/2008

Modelo	Coef.	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12
CAPM	b	0.994	0.948	1.023	0.954	1.082	1.015	0.005	0.011	0.012	1.035	0.922	0.822
		(13.12)***	(18.93)***	(69.45)***	(22.62)***	(25.66)***	(14.58)***	(0.56)	(1.51)	(1.57)	(43.55)***	(17.92)***	(11.35)***
Modelo Câmbio e Juros	b	1.013	0.963	1.018	0.965	1.071	1.020	1.083	0.967	0.973	1.026	0.935	0.849
		(14.2)***	(22.21)***	(78.83)***	(24.03)***	(26.26)***	(18.38)***	(21.01)***	(24.02)***	(17.59)***	(54.22)***	(20.53)***	(13.62)***
	c	-0.242	-0.233	0.064	0.025	0.045	-0.390	-0.441	-0.051	0.155	0.130	-0.235	-0.302
		(-3.28)***	(-5.18)***	(4.79)***	(0.61)	(1.07)	(-6.78)***	(-8.26)***	(-1.21)	(2.7)***	(6.64)***	(-4.97)***	(-4.68)***
	e	2.481	1.980	-0.626	1.785	-1.720	-0.140	1.236	-1.182	2.681	-1.152	1.500	3.833
		(2.38)**	(3.13)***	(-3.32)***	(3.05)***	(-2.89)***	(-0.17)	(1.65)	(-2.01)**	(3.32)***	(-4.17)***	(2.26)**	(4.21)***
3-fatores	b	1.024	0.963	1.018	0.940	1.087	1.045	1.073	0.978	0.958	1.030	0.930	0.839
		(31.8)***	(21.59)***	(91.66)***	(26.65)***	(25.86)***	(23.19)***	(15.42)***	(24.16)***	(15.38)***	(46.74)***	(18.61)***	(13.17)***
	s	0.859	0.215	-0.108	-0.110	0.046	0.148	0.037	-0.006	0.075	-0.110	0.001	0.437
		(19.24)***	(3.47)***	(-7.02)***	(-2.25)**	(0.79)	(2.37)**	(0.38)	(-0.11)	(0.87)	(-3.6)***	(0.01)	(4.94)***
	h	0.004	0.181	-0.046	-0.260	0.081	0.623	0.086	0.133	-0.114	-0.038	0.185	0.066
		(0.09)	(2.98)***	(-3.07)***	(-5.4)***	(1.41)	(10.14)***	(0.9)	(2.41)**	(-1.35)	(-1.25)	(2.71)***	(0.75)
4-fatores	b	1.017	0.959	1.018	0.952	1.069	1.034	1.001	0.951	1.034	1.034	0.929	0.833
		(31.12)***	(21.05)***	(89.69)***	(26.93)***	(25.76)***	(22.68)***	(18.16)***	(25.18)***	(24.54)***	(46.13)***	(18.17)***	(12.8)***
	s	0.854	0.212	-0.108	-0.101	0.031	0.139	-0.023	-0.029	0.139	-0.107	0.000	0.432
		(19.02)***	(3.38)***	(-6.91)***	(-2.07)**	(0.54)	(2.22)**	(-0.31)	(-0.56)	(2.41)**	(-3.47)***	(-0.01)	(4.83)***
	h	-0.002	0.178	-0.046	-0.249	0.065	0.613	0.021	0.109	-0.046	-0.034	0.184	0.060
		(-0.04)	(2.89)***	(-3)***	(-5.22)***	(1.15)	(9.95)***	(0.28)	(2.13)**	(-0.8)	(-1.13)	(2.66)***	(0.68)
w	-0.040	-0.023	0.004	0.074	-0.114	-0.070	-0.457	-0.173	0.484	0.025	-0.009	-0.039	
	(-1.08)	(-0.44)	(0.27)	(1.84)**	(-2.41)**	(-1.35)	(-7.26)***	(-4.01)***	(10.08)***	(0.96)	(-0.15)	(-0.52)	

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE C – Resultados da Estimação em Série Temporal *Value-Weighted* – Período até Junho/2008 - Continuação

Modelo	Coef.	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24
CAPM	b	0.974	1.013	1.002	1.024	1.088	0.990	1.041	0.925	1.134	1.031	1.017	0.633
		(14.28)***	(14.22)***	(34.57)***	(17.48)***	(12.79)***	(14.92)***	(17.34)***	(20.64)***	(11.3)***	(16.02)***	(45.27)***	(8)***
Modelo Câmbio e Juros	b	0.983	1.030	1.009	1.009	1.096	1.007	1.045	0.929	1.152	1.048	1.008	0.669
		(14.42)***	(15.96)***	(39.15)***	(20.67)***	(15.4)***	(15.72)***	(21.52)***	(24.06)***	(12.69)***	(18.05)***	(55.43)***	(10.04)***
	c	-0.098	-0.294	0.070	-0.180	-0.444	-0.084	-0.328	0.179	-0.432	-0.269	0.114	-0.284
		(-1.38)	(-4.4)***	(2.61)**	(-3.56)***	(-6.01)***	(-1.26)	(-6.51)***	(4.47)***	(-4.59)***	(-4.46)***	(6.07)***	(-4.11)***
	e	1.256	2.121	1.283	-2.872	0.203	2.708	-0.160	1.182	1.866	2.087	-1.207	5.216
		(1.26)	(2.25)**	(3.41)***	(-4.03)***	(0.2)	(2.9)***	(-0.23)	(2.1)**	(1.41)	(2.46)**	(-4.55)***	(5.37)***
3-fatores	b	0.984	1.046	0.992	1.043	1.112	1.012	1.042	0.922	1.155	1.056	1.012	0.639
		(21.35)***	(22.52)***	(42.27)***	(22.21)***	(14.83)***	(19.04)***	(17.51)***	(20.67)***	(12.09)***	(21.89)***	(50.19)***	(8.01)***
	s	0.610	0.534	-0.108	0.015	0.467	0.469	-0.121	0.041	0.280	0.467	-0.125	0.091
		(9.54)***	(8.29)***	(-3.33)***	(0.22)	(4.49)***	(6.36)***	(-1.47)	(0.67)	(2.11)**	(6.97)***	(-4.47)***	(0.82)
	h	-0.267	0.357	-0.174	0.440	0.189	0.146	0.120	-0.104	0.290	0.220	-0.027	0.057
		(-4.24)***	(5.63)***	(-5.44)***	(6.86)***	(1.84)*	(2.01)**	(1.47)	(-1.7)*	(2.23)**	(3.34)***	(-0.98)	(0.53)
4-fatores	b	0.972	1.049	1.001	1.021	1.019	1.054	0.978	0.974	1.099	1.041	1.017	0.658
		(20.86)***	(22.11)***	(42.9)***	(22.12)***	(20.37)***	(22.11)***	(21.21)***	(30.44)***	(12.05)***	(21.51)***	(49.87)***	(8.15)***
	s	0.601	0.537	-0.101	-0.003	0.389	0.504	-0.174	0.085	0.232	0.454	-0.121	0.107
		(9.39)***	(8.23)***	(-3.15)***	(-0.05)	(5.67)***	(7.7)***	(-2.75)***	(1.93)**	(1.86)**	(6.83)***	(-4.32)***	(0.96)
	h	-0.277	0.360	-0.166	0.421	0.105	0.183	0.063	-0.057	0.240	0.206	-0.022	0.075
		(-4.39)***	(5.6)***	(-5.26)***	(6.74)***	(1.55)	(2.85)***	(1)	(-1.32)	(1.94)**	(3.14)***	(-0.81)	(0.69)
w	-0.072	0.021	0.057	-0.134	-0.590	0.265	-0.403	0.330	-0.360	-0.100	0.032	0.123	
	(-1.36)	(0.39)	(2.15)**	(-2.54)**	(-10.34)***	(4.88)***	(-7.65)***	(9.04)***	(-3.46)***	(-1.82)*	(1.35)	(1.33)	

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE C – Resultados da Estimação em Série Temporal *Value-Weighted* – Período até Junho/2008 - Continuação

Modelo	Coef.	C25	C26	C27	C28	C29	C30
CAPM	b	0.710	0.870	1.105	1.215	1.194	1.059
		(6.13)***	(13.16)***	(16.1)***	(16.6)***	(11.76)***	(21.61)***

Moelo Câmbio e Juros	b	0.738	0.887	1.072	1.199	1.225	1.068
		(7.33)***	(20.68)***	(19.46)***	(16.71)***	(12.73)***	(23.51)***
	c	0.300	-0.479	0.291	0.048	-0.170	-0.188
		(2.88)***	(-10.78)***	(5.09)***	(0.64)	(-1.7)*	(-3.99)***
	e	5.429	1.722	-4.742	-2.591	4.734	1.037
		(3.7)***	(2.75)***	(-5.9)***	(-2.48)**	(3.37)***	(1.57)

3-fatores	b	0.687	0.876	1.115	1.204	1.214	1.060
		(6.31)***	(13.2)***	(16.59)***	(17.07)***	(12.46)***	(21.36)***
	s	-0.034	0.043	0.010	-0.280	0.250	0.025
		(-0.23)	(0.46)	(0.11)	(-2.86)***	(1.85)*	(0.36)
	h	-0.529	0.107	0.222	-0.037	0.293	0.019
		(-3.55)***	(1.18)	(2.42)**	(-0.39)	(2.2)**	(0.28)

4-fatores	b	0.774	0.824	1.106	1.195	1.259	1.049
		(7.95)***	(13.77)***	(16.14)***	(16.61)***	(13.13)***	(20.85)***
	s	0.038	0.000	0.003	-0.287	0.287	0.015
		(0.29)	(0)	(0.03)	(-2.91)***	(2.18)**	(0.22)
	h	-0.451	0.061	0.214	-0.045	0.332	0.009
		(-3.42)***	(0.76)	(2.31)**	(-0.47)	(2.56)**	(0.13)
	w	0.550	-0.324	-0.057	-0.058	0.279	-0.069
		(4.95)***	(-4.74)***	(-0.73)	(-0.71)	(2.55)***	(-1.2)

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE D – Resultados da Estimação em Série Temporal *Value-Weighted* – Período a partir de Julho/2008

Modelo	Coef.	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	C9	C10	C11	C12
CAPM	b	1.137	0.966	1.011	0.703	1.080	1.404	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	0.000	1.099
		(16.93)***	(20.32)***	(128.96)***	(17.68)***	(35.29)***	(20.07)***	(-0.4)	(-0.62)	(-0.4)	(-0.62)	(-0.07)	(86.15)***
Modelo Câmbio e Juros	b	1.130	1.056	0.999	0.862	1.133	1.106	1.074	0.939	1.095	1.065	0.935	0.852
		(14.39)***	(21.83)***	(120.2)***	(19.48)***	(31.02)***	(14.46)***	(11.67)***	(23.11)***	(19.01)***	(74.96)***	(20.37)***	(13.38)***
	c	-0.151	-0.248	0.036	-0.134	-0.105	0.271	0.139	-0.029	-0.171	0.062	-0.250	-0.190
		(-2.55)**	(-6.81)***	(5.79)***	(-4.03)***	(-3.81)***	(4.7)***	(2)**	(-0.95)	(-3.93)***	(5.79)***	(-7.24)***	(-3.97)***
	e	4.657	3.966	-0.630	-1.866	1.132	2.970	5.309	0.744	-1.345	-0.580	3.136	3.268
		(4.45)***	(6.16)***	(-5.69)***	(-3.17)***	(2.33)**	(2.92)***	(4.33)**	(1.38)	(-1.75)*	(-3.07)***	(5.13)***	(3.86)***
3-fatores	b	0.870	0.838	1.037	0.757	1.086	1.273	1.191	0.928	0.932	1.126	0.759	0.603
		(23.32)***	(18.62)***	(160.17)***	(20.94)***	(32.36)***	(19.07)***	(13.62)***	(25.51)***	(16.69)***	(84.77)***	(15.43)***	(12.96)***
	s	0.830	0.368	-0.076	0.078	-0.079	0.012	0.299	-0.005	0.038	-0.067	0.116	0.503
		(19.18)***	(7.05)***	(-10.07)***	(1.86)*	(-2.03)**	(0.15)	(2.94)***	(-0.11)	(0.59)	(-4.35)***	(2.03)**	(9.3)***
	h	-0.146	-0.024	0.006	-0.353	0.095	0.547	0.135	0.045	-0.102	-0.012	0.084	0.015
		(-3.21)***	(-0.43)	(0.78)	(-8.04)***	(2.33)**	(6.75)***	(1.27)	(1.02)	(-1.51)	(-0.75)	(1.41)	(0.26)
4-fatores	b	0.864	0.834	1.037	0.782	1.089	1.207	0.990	0.927	1.042	1.123	0.783	0.610
		(22.27)***	(17.82)***	(153.82)***	(21.36)***	(31.17)***	(18.45)***	(17.38)***	(24.48)***	(24.24)***	(81.51)***	(15.53)***	(12.59)***
	s	0.815	0.359	-0.077	0.140	-0.073	-0.155	-0.203	-0.007	0.315	-0.076	0.178	0.519
		(16.17)***	(5.91)***	(-8.75)***	(2.94)***	(-1.6)	(-1.82)*	(-2.75)***	(-0.14)	(5.64)***	(-4.25)***	(2.71)***	(8.24)***
	h	-0.148	-0.025	0.006	-0.342	0.096	0.517	0.044	0.044	-0.052	-0.014	0.096	0.018
		(-3.25)***	(-0.46)	(0.75)	(-7.93)***	(2.33)**	(6.71)***	(0.65)	(1)	(-1.02)	(-0.85)	(1.61)	(0.31)
	w	-0.026	-0.014	-0.002	0.104	0.011	-0.281	-0.848	-0.004	0.467	-0.015	0.104	0.027
		(-0.61)	(-0.27)	(-0.22)	(2.56)**	(0.29)	(-3.86)***	(-13.36)***	(-0.09)	(9.75)***	(-0.99)	(1.86)*	(0.5)

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE C – Resultados da Estimação em Série Temporal *Value-Weighted* – Período até Junho/2008 - Continuação

Modelo	Coef.	C13	C14	C15	C16	C17	C18	C19	C20	C21	C22	C23	C24
CAPM	b	0.820	0.789	0.966	1.172	0.848	1.228	1.235	0.906	1.088	0.943	1.217	0.969
		(18.34)***	(14.38)***	(14.16)***	(16.86)***	(31.62)***	(24.76)***	(16.55)***	(14.26)***	(19.25)***	(24.56)***	(12.99)***	(16.91)***

Modelo Câmbio e Juros	b	1.042	1.213	0.969	1.030	1.199	1.023	0.892	1.078	1.168	1.035	1.052	0.765
		(12.86)***	(15.12)***	(33.73)***	(18.53)***	(13.63)***	(13.55)***	(13.72)***	(24.3)***	(10.33)***	(16.29)***	(87.65)***	(11.57)***
	c	-0.213	-0.213	-0.114	0.199	-0.129	-0.225	0.160	-0.127	-0.126	-0.227	0.035	-0.219
		(-3.48)***	(-3.53)***	(-5.25)***	(4.75)***	(-1.95)*	(-3.96)***	(3.26)***	(-3.81)***	(-1.48)	(-4.75)***	(3.92)***	(-4.4)***
	e	3.456	4.758	-1.107	1.426	5.122	2.312	2.530	-1.221	5.462	4.246	-0.312	0.922
		(3.2)***	(4.46)***	(-2.9)***	(1.93)*	(4.37)***	(2.3)**	(2.92)***	(-2.07)**	(3.63)***	(5.02)***	(-1.95)*	(1.05)

3-fatores	b	0.832	0.885	0.899	1.164	0.968	0.755	1.033	0.977	0.960	0.762	1.096	0.633
		(0.68)	(16.68)***	(32.74)***	(23.76)***	(17.36)***	(12.97)***	(16.4)***	(22.73)***	(10.93)***	(17.49)***	(108.68)***	(9.98)***
	s	0.688	0.610	-0.042	-0.056	0.793	0.527	0.078	-0.066	0.741	0.598	-0.066	-0.061
		(12.66)***	(9.91)***	(-1.32)	(-0.98)	(12.26)***	(7.8)***	(1.06)	(-1.33)	(7.27)***	(11.84)***	(-5.62)***	(-0.83)
	h	-0.497	0.283	-0.154	0.361	-0.086	-0.173	0.115	-0.044	-0.053	-0.042	0.002	0.019
		(-8.73)***	(4.39)***	(-4.61)***	(6.06)***	(-1.27)	(-2.45)**	(1.51)	(-0.85)	(-0.5)	(-0.8)	(0.14)	(0.25)

4-fatores	b	0.828	0.891	0.913	1.120	0.878	0.844	0.911	1.064	0.892	0.763	1.094	0.694
		(16.99)***	(16.14)***	(32.46)***	(23.06)***	(18.08)***	(16.32)***	(18.51)***	(32.63)***	(10.11)***	(16.84)***	(104.38)***	(11.13)***
	s	0.680	0.625	-0.006	-0.166	0.569	0.750	-0.229	0.151	0.569	0.602	-0.070	0.092
		(10.73)***	(8.72)***	(-0.18)	(-2.63)***	(9.01)***	(11.17)***	(-3.58)***	(3.56)***	(4.97)***	(10.22)***	(-5.12)***	(1.13)
	h	-0.498	0.286	-0.147	0.341	-0.127	-0.132	0.059	-0.005	-0.085	-0.041	0.001	0.047
		(-8.67)***	(4.4)***	(-4.44)***	(5.96)***	(-2.21)**	(-2.17)**	(1.03)	(-0.12)	(-0.81)	(-0.78)	(0.08)	(0.64)
	w	-0.014	0.025	0.060	-0.186	-0.379	0.377	-0.518	0.366	-0.291	0.006	-0.007	0.259
		(-0.26)	(0.41)	(1.93)*	(-3.44)***	(-7.02)***	(6.55)***	(-9.45)***	(10.09)***	(-2.96)***	(0.13)	(-0.58)	(3.73)***

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.

APÊNDICE C – Resultados da Estimação em Série Temporal *Value-Weighted* – Período até Junho/2008 - Continuação

Modelo	Coef.	C25	C26	C27	C28	C29	C30
CAPM	b	1.072	0.928	1.485	0.559	1.322	0.964
		(106.61)***	(9.09)***	(11.29)***	(13.21)***	(20.04)***	(25.39)***

Moelo Câmbio e Juros	b	0.659	0.789	0.976	1.382	1.065	1.141
		(5.34)***	(19.86)***	(15.08)***	(20.38)***	(11.57)***	(30.46)***
	c	0.255	-0.281	0.401	-0.132	0.241	-0.246
		(2.74)***	(-9.37)***	(8.22)***	(-2.59)**	(3.48)***	(-8.73)***
	e	2.379	-0.204	0.922	1.092	2.693	0.718
		(1.45)	(-0.38)	(1.07)	(1.21)	(2.2)**	(1.44)

3-fatores	b	0.755	0.578	1.325	1.366	1.230	0.939
		(6.88)***	(12.45)***	(18.17)***	(23.41)***	(14.1)***	(22.6)***
	s	0.267	0.047	-0.134	-0.254	0.182	0.126
		(2.1)**	(0.87)	(-1.58)	(-3.75)***	(1.8)*	(2.62)***
	h	0.327	-0.157	0.195	0.139	0.154	-0.090
		(2.45)**	(-2.78)***	(2.2)**	(1.96)*	(1.45)	(-1.79)*

4-fatores	b	0.725	0.608	1.268	1.369	1.153	0.967
		(6.37)***	(12.89)***	(17.33)***	(22.55)***	(13.31)***	(22.99)***
	s	0.193	0.122	-0.277	-0.244	-0.011	0.197
		(1.3)	(1.99)**	(-2.91)***	(-3.1)***	(-0.1)	(3.61)***
	h	0.314	-0.143	0.169	0.140	0.119	-0.077
		(2.34)**	(-2.58)**	(1.96)**	(1.96)**	(1.17)	(-1.56)
	w	-0.126	0.127	-0.241	0.016	-0.326	0.120
		(-0.99)	(2.41)**	(-2.96)***	(0.24)	(-3.38)***	(2.56)**

Nota: Estatísticas *t* são apresentadas entre parênteses abaixo dos coeficientes e os níveis de significância a 1%, 5% e 10% são representados, respectivamente, por ***, ** e *.