

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS EM ADMINISTRAÇÃO - CEPEAD

LILIAN DE CASTRO MEDEIROS

*O value premium e o risco-país: um estudo comparativo dos principais mercados da  
América Latina*

BELO HORIZONTE

2013

LILIAN DE CASTRO MEDEIROS

***O value premium e o risco-país: um estudo comparativo dos principais mercados da  
América Latina***

Dissertação apresentada ao Centro de Pós Graduação e Pesquisas em Administração (CEPEAD) da Faculdade de Ciências Econômicas (FACE-UFMG) como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Administração.

Área de Concentração: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Aureliano Angel Bressan

BELO HORIZONTE

2013



**Universidade Federal de Minas Gerais  
Faculdade de Ciências Econômicas  
Departamento de Ciências Administrativas  
Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração**

ATA DA DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM ADMINISTRAÇÃO da Senhora **LILIAN DE CASTRO MEDEIROS**, REGISTRO Nº 513/2013. No dia 26 de abril de 2013, às 14:00 horas, reuniu-se na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG, a Comissão Examinadora de Dissertação, indicada pelo Colegiado do Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração do CEPEAD, em 25 de março de 2013, para julgar o trabalho final intitulado "O Value Premium e o Risco-País: Um Estudo Comparativo dos Principais Mercados da América Latina ", requisito para a obtenção do **Grau de Mestre em Administração**, área de concentração: **Administração**. Abrindo a sessão, o Senhor Presidente da Comissão, Prof. Dr. Aureliano Angel Bressan, após dar conhecimento aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra a candidata para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores com a respectiva defesa da candidata. Logo após, a Comissão se reuniu sem a presença da candidata e do público, para julgamento e expedição do seguinte resultado final:

APROVAÇÃO;

( ) APROVAÇÃO CONDICIONADA A SATISFAÇÃO DAS EXIGÊNCIAS CONSTANTES NO VERSO DESTA FOLHA, NO PRAZO FIXADO PELA BANCA EXAMINADORA (NÃO SUPERIOR A 90 NOVENTA DIAS);

( ) REPROVAÇÃO.

O resultado final foi comunicado publicamente à candidata pelo Senhor Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar, o Senhor Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 26 de abril de 2013.

NOMES

ASSINATURAS

Prof. Dr. Aureliano Angel Bressan.....  
ORIENTADOR (CEPEAD/UFMG)

Prof. Dr. Robert Aldo Iquiapaza Coaguila.....  
(CEPEAD/UFMG)

Prof. Dr. Wagner Moura Lamounier.....  
(CEPCON/UFMG)

Prof. Dr. André Alves Portela Santos.....  
(Dep. Ciências Econômicas/UFSC)

“Por meio da estatística formal, você diz alguma coisa – uma hipótese – e então você a testa. Harry Roberts, que foi meu professor na Universidade de Chicago, sempre disse que o critério a ser utilizado não deveria ser o de aceitar ou rejeitar uma hipótese, mas sim o de aprender o máximo possível com os dados disponíveis. A melhor coisa que podemos fazer é utilizar os dados para aprimorar nossa descrição do mundo. E essa tem sido a luz que guia minhas pesquisas. Devemos utilizar os dados de mercado para entendê-lo melhor, e não para dizer se esta ou aquela hipótese é literalmente verdadeira ou falsa. Nenhum modelo é estritamente verdadeiro. O critério real deve ser: eu sei mais sobre o mercado agora que terminei a pesquisa do que eu sabia antes de começá-la? Essa lição de Harry é a única que tenho passado para os meus alunos ao longo dos 49 anos em que tenho sido professor.” (Eugene Fama)

## **AGRADECIMENTOS**

A Deus, por todas as bênçãos recebidas; em especial, pela coragem e determinação que me trouxeram até aqui;

À minha amada mãe, Maristela, pelo exemplo, carinho, cuidado e presença em todos os momentos da minha vida; em especial, nesses dois anos de intenso trabalho e profunda dedicação;

Ao Paulo Henrique, pelo amor, pela paciência e pelo apoio de sempre;

Ao meu grande mestre, Aureliano Angel Bressan, pela oportunidade de tê-lo tido como orientador, pelas discussões extremamente enriquecedoras, pelas diretrizes do trabalho e pela prontidão e paciência em me auxiliar;

Aos colegas Rafael Campos Rolim e Luiz Gualberto Barcelos, pelo auxílio com a coleta e o tratamento dos dados, sem os quais esta pesquisa não teria sido possível; e pelo tempo que dedicaram a mim, sempre muito prestativos;

Ao Banco Central do Brasil, pela flexibilização da minha jornada de trabalho, sem a qual não teria tido a oportunidade de realizar este projeto;

Ao CEPEAD/FACE-UFMG, pela oportunidade de desenvolvimento deste trabalho;

Aos colegas do Mestrado, pelo companheirismo;

Aos profissionais da Biblioteca da FACE-UFMG, por prontamente me auxiliarem no desenvolvimento da pesquisa;

Aos meus amigos, por terem compreendido minha ausência e por terem permanecido fiéis ao meu lado;

Enfim, a todos aqueles que contribuíram de alguma forma para a realização deste sonho, pela boa vontade com que o fizeram.

## RESUMO

MEDEIROS, L. C. *O value premium e o risco-país: um estudo comparativo dos principais mercados da América Latina*. 2013, Dissertação (Mestrado em Administração) – Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013.

A precificação de ativos é um tema bastante explorado pela literatura financeira. Apesar disso, o fenômeno do *value premium* permanece controverso, uma vez que, embora facilmente detectado nos mercados desenvolvidos e emergentes, pouco se sabe efetivamente sobre as forças econômicas que explicam sua existência. Nesse contexto, esta dissertação se propôs a identificar o *value premium* nos principais mercados latino-americanos, bem como a verificar se a variável macroeconômica *risco-país* poderia ser considerada um fator de risco adicional para os retornos condicionados na região. Para tal, foi proposto um modelo de cinco fatores, que consistiu na adição do fator *risco-país* ao modelo de Carhart (1997). O procedimento estatístico adotado foi o de Fama e French (1993) para o período compreendido entre 1994 e 2012, sendo utilizados dados de empresas não financeiras listadas nas bolsas de valores da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela. Confirmou-se a existência do *value premium* em quatro dos seis mercados analisados: Argentina, Brasil, Chile e Venezuela. Em apenas um deles, o Brasil, o *risco-país* e o *value premium* se apresentaram como fatores significativos para a explicação dos retornos condicionados conjuntamente; ou seja, como variáveis explicativas que captam efeitos distintos. No que diz respeito aos dois países para os quais não foi confirmada a existência do *value premium*, o modelo de cinco fatores se apresentou como o mais adequado para explicar os retornos médios das carteiras apenas no caso mexicano. No que se refere à Colômbia e à Venezuela, deve-se ter em mente que os resultados obtidos dizem respeito ao comportamento de empresas em específico, podendo não refletir um comportamento de mercado. Afinal, o tamanho desses dois mercados limitou o número de ações que formaram as carteiras analisadas, restringindo-as a um ativo praticamente durante todo o período estudado.

Palavras-chave: precificação, *value premium*, risco país.

## ABSTRACT

Asset pricing is a theme widely explored in the financial literature. Nevertheless, the phenomenon of *value premium* remains controversial, since, although easily detected in developed and emerging markets, little is actually known about the effective economic forces that explain its existence. In this context, this paper proposes to identify the *value premium* in major Latin American markets, as well as to verify if the macroeconomic variable *country risk* could be considered an additional risk factor for conditional returns in the region. We then propose a model of five factors that consists of adding to the model of Carhart (1997) a country risk factor. The statistical procedure adopted was that of Fama and French (1993) for the period between 1994 and 2012, using data from non-financial companies listed on the stock exchanges in countries studied: Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Venezuela. We confirmed the existence of the *value premium* in four of the six markets studied: Argentina, Brazil, Chile and Venezuela. In only one of them - Brazil – the *country risk* and the *value premium* were presented together as significant factors in explaining conditional returns, ie, explanatory variables that capture different effects. With regard to the two countries for which the existence of the *value premium* was not confirmed, the five factor model was presented as the most suitable to explain the average returns of the portfolios only in the Mexican case. With regard to Colombia and Venezuela, it should be borne in mind that the results relate to the behavior of specific companies and may not reflect a market behavior. After all, the size of these two markets has limited the number of shares that formed the analyzed portfolios.

Keywords: asset pricing, *value premium*, sovereign risk.



## LISTA DE TABELAS

<b>Tabela 1</b> - Rentabilidade média mensal e desvio-padrão médio mensal das carteiras, por país, por período analisado.	69
<b>Tabela 2</b> - Prêmios mensais médios, desvios-padrão mensais médios, valores mínimos e máximos dos fatores de risco, por país, calculados com base na amostra total de cada mercado avaliado.	74
<b>Tabela 3</b> - Resultados da regressão do modelo CAPM.	77
<b>Tabela 4</b> - Resultados dos testes das hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo CAPM.	78
<b>Tabela 5</b> - Matriz de correlação, por país, das variáveis explicativas utilizadas pelos modelos CAPM, três, quatro e cinco fatores.	80
<b>Tabela 6</b> - Resultados da regressão do modelo de três fatores, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	82
<b>Tabela 7</b> - Resultados dos testes de aderência das seis amostras estudadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo de três fatores, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	84
<b>Tabela 8</b> - Resultados da regressão do modelo de quatro fatores, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	87
<b>Tabela 9</b> - Resultados dos testes de aderência das seis amostras estudadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo de quatro fatores, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	89
<b>Tabela 10</b> - Resultados da regressão do modelo de cinco fatores, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	92
<b>Tabela 11</b> - Resultados dos testes de aderência das seis amostras estudadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo de cinco fatores, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	94
<b>Tabela 12</b> - Comparação de valores de $R^2$ ajustado, teste F e erro padrão da regressão, para todos os modelos, por país.	99

<b>Tabela 13</b> - Resultados dos testes de <i>Chow</i> .	104
<b>Tabela 14</b> - Resultado do teste de <i>Wald</i> por carteira em cada país.	114
<b>Tabela 15</b> - Resultado do teste de <i>Wald</i> por grupo de carteiras.	116
<b>Tabela 16</b> - Resumo dos percentuais de rejeição dos modelos restritos quando comparados aos modelos irrestritos, dois a dois, por país, por carteira e por grupo de carteiras.	118
<b>Tabela 17</b> - Resultados da regressão do modelo CAPM após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> , por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	191
<b>Tabela 18</b> - Resultados dos testes de aderência das seis amostras estudadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo CAPM, após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> , para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	192
<b>Tabela 19</b> - Resultados da regressão do modelo de três fatores após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> , por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	193
<b>Tabela 20</b> - Resultados dos testes de aderência das seis amostras estudadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo de três fatores, após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> , para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	194
<b>Tabela 21</b> - Resultados da regressão do modelo de quatro fatores após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> , por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	196
<b>Tabela 22</b> - Resultados dos testes de aderência das seis amostras estudadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo de quatro fatores, após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> , por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	198
<b>Tabela 23</b> - Resultados da regressão do modelo de cinco fatores após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> , por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	200

<b>Tabela 24</b> - Resultados dos testes de aderência das seis amostras estudadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo de cinco fatores, após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> , por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).	201
<b>Tabela 25</b> - Comparação de valores $R^2$ ajustado e teste F para todos os modelos, por país, após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> .	203
<b>Tabela 26</b> - Resultado do teste de <i>Wald</i> por carteira, por país, após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> .	206
<b>Tabela 27</b> - Resultado do teste de <i>Wald</i> por grupo de carteiras, por país, após o tratamento dos <i>outliers</i> , identificados por meio do teste <i>Dfbeta</i> .	208

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Desempenho comparativo do retorno total histórico dos índices <i>EMBI Global</i> e <i>EMBI<sup>+</sup></i>	23
Quadro 2 – Estudos nacionais e internacionais sobre o <i>value premium</i>	50
Quadro 3 – <i>Outliers</i> identificados por país, por meio do teste <i>DFbeta</i>	65
Quadro 4 – Resumo da análise descritiva da amostra e da análise das doze carteiras formadas, por país, com base na metodologia descrita por Fama e French (1993) e seguida por Carhart (1997).	75

## LISTA DE SIGLAS

APT – *Asset Pricing Theory*

BCS – Bolsa do Comércio de Santiago

BMF&Bovespa – Bolsa de Valores de São Paulo

BMV – Bolsa Mexicana de Valores

BVC – Bolsa de Valores de Caracas

BVC – Bolsa de Valores da Colômbia

CAPM – *Capital Asset Pricing Model*

CDI – Certificados de Depósitos Interbancários

CVM – Comissão de Valores Mobiliários

*EMBI – Emerging Markets Bond Index*

FC/P – Fluxo de caixa/preço

*Growth Stocks* – Ação de crescimento

*HML – High minus Low*

IBVC – Índice da Bolsa de Valores de Caracas

ICAPM – *Intertemporal Capital Asset Pricing Model*

IGBC – Índice Geral da Bolsa de Valores da Colômbia

IPC – Índice de Preços e Cotação da Bolsa Mexicana de Valores

IPSA - Índice de Preços Seletivos de Ações da Bolsa do Comércio de Santiago

Merval – Mercado de Valores de Buenos Aires (o mesmo nome é dado ao índice utilizado como *proxy* da taxa de retorno livre de risco do país)

*Momentum* – fator momento

MQO – Mínimos Quadrados Ordinários

ON – Ações ordinárias

PIB – Produto Interno Bruto

PN – Ações preferenciais

RM – Retorno de mercado

RMM – Retorno mensal médio

*SMB – Small minus Big*

*S&P – Standard & Poors*

*Value Stocks* – Ação de valor

*Value premium* – prêmio de valor

VC/VM – Valor contábil/valor de mercado

VIF - *Variance Inflation Factor*

VPL – Valor presente líquido

*WML – Winners minus Losers*

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	18
1.1 Problema de pesquisa.....	19
1.1.1 Avaliação do risco de não pagamento .....	20
1.1.2 Cálculo do prêmio de risco dos portfólios.....	24
1.2 Objetivo geral e objetivos específicos .....	27
1.3 Hipóteses testadas .....	27
2. REVISÃO DA LITERATURA .....	30
2.1 Modelos de precificação de ativos.....	30
2.2 Justificativa da escolha do modelo de Carhart (1997) como base para a realização desta pesquisa .....	39
2.2.1 Testes de modelos de precificação nos mercados internacionais.....	39
2.2.2 Testes de modelos de precificação no mercado brasileiro .....	42
2.3 Estudos sobre <i>value premium</i> nos mercados emergentes .....	44
2.4 Estudos sobre o <i>value premium</i> no mercado brasileiro .....	48
2.5 O <i>value premium</i> e os investidores institucionais.....	51
3. METODOLOGIA.....	56
3.1 Tipo de pesquisa .....	56
3.2 Universo e amostra de estudo.....	56
3.3 Coleta e análise de dados.....	57
3.4 Metodologia para calcular e comparar o <i>value premium</i> entre o Brasil e demais países latino-americanos pesquisados .....	57
3.4.1 Formação dos fatores de risco .....	57
3.4.2 Validação dos modelos.....	60

3.5	Metodologia para verificar se a incorporação da variável <i>risco-país</i> acarretou ganhos do ponto de vista do poder explicativo do modelo de precificação de ativos .....	61
3.6	Metodologia para identificar e tratar outliers .....	64
4.	APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	66
4.1	Análise descritiva dos dados.....	66
4.2	Análise das carteiras .....	68
4.3	Análise da utilização dos modelos CAPM, Três Fatores, Quatro Fatores e Cinco Fatores para o cálculo no <i>value premium</i> nos casos estudados.....	76
4.3.1	Modelo CAPM .....	76
4.3.2	Modelo de três fatores .....	82
4.3.3	Modelo de quatro fatores .....	86
4.3.4	Modelo de cinco fatores .....	91
4.4	Análise comparativa da utilização dos modelos CAPM, três fatores, quatro fatores e cinco fatores para o cálculo no <i>value premium</i> nos casos estudados .....	97
4.4.1	Impacto da inserção de novas variáveis explicativas sobre os valores dos coeficientes dos fatores iniciais de risco, por país.....	97
4.4.2	Resultados dos testes de ajustamento dos modelos econométricos aos dados utilizados, por país. ....	98
4.4.3	Resultados dos testes de robustez dos modelos econométricos comparados, por país .....	104
4.4.4	Resultados dos testes comparativos dos modelos econométricos .....	112
4.5	Implicações dos resultados obtidos para os investidores individuais e institucionais.....	118
5.	CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	121
	REFERÊNCIAS .....	127
	ANEXOS .....	133
	Roteiro do R para formação das carteiras, testes de validade e testes comparativos entre os modelos.....	133



Roteiro do R para tratamento de outliers por meio de dummies .....	164
APÊNDICES .....	188
Roteiro do Stata para o teste de Chow .....	188
Roteiro do Stata para cálculo do <i>DFBeta</i> .....	190
Planilhas com dados após o tratamento dos outliers .....	191

## 1. INTRODUÇÃO

Mercados são considerados eficientes quando os preços das ações refletem imediatamente todas as informações relevantes disponíveis sobre as empresas. Se esses preços passarem a seguir determinado padrão, diz-se que o mercado é caracterizado por anomalias que possibilitam aos investidores a obtenção de ganhos anormais (Fama, 1970).

Estudos feitos no mercado internacional e no mercado brasileiro, com destaque para aqueles realizados por Fama e French (1992, 1993), Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), Mescolin, Braga e Costa Jr. (1997), Phalippou (2004, 2008), Málaga e Securato (2004), Lu Zhang (2005), Kouwenberg e Salomons (2005), Mussa et al. (2007) e Machado e Medeiros (2011), indicam a presença de uma anomalia persistente: o *value premium*, determinado como o prêmio de risco pago por ações caracterizadas por apresentarem um preço de mercado pequeno se comparado a seus fluxos de caixa esperados, seus dividendos, seus preços históricos, seu valor patrimonial ou qualquer outra medida de valor da firma (ações definidas pela literatura como *value stocks*).

Há muitos anos, os pesquisadores supramencionados vêm observando que o retorno médio gerado pelas ações do tipo *value* tende a ser maior do que aquele gerado por ações caracterizadas por um preço de mercado alto se comparado com qualquer medida de valor da firma (ações definidas pela literatura como *growth stocks*), resultado similar àquele obtido por meio dos estudos desenvolvidos por Chen e Lakonishok (2004) e Wang e Yu (2011). Fama e French (2006) encontraram, ainda, evidências de que o tamanho das empresas caracterizadas por ações do tipo *value* tende a ser menor, confirmando os resultados encontrados por seus primeiros estudos, realizados em 1992.

Essas evidências, todavia, são bastante contraditórias. Há, por exemplo, países em que ações do tipo *growth* geram maior retorno médio para os investidores, países em que empresas maiores são mais rentáveis e países em que não é possível estabelecer uma relação entre o *value premium* e o risco assumido pelos investidores (PUTRANTO, 2009, p. 9). Por outro lado, Kouwenberg e Salomons (2003) encontraram evidências de que países com alta e baixa relação valor contábil/valor de mercado diferem significativamente em termos de suas condições

macroeconômicas locais, sendo a exposição dos portfólios a esses fatores macroeconômicos responsável por 40% do *value premium*.

Nesse contexto, surgiu o interesse de estudar a relação entre a variável macroeconômica risco-país, que pode ser considerada o risco médio dos títulos públicos e privados de determinado país, e o *value premium*, a fim de determinar se referida variável poderia ser considerada uma nova dimensão do risco para os retornos condicionados ainda não captada pelo *value premium*. Em razão de o comportamento do mercado variar muito entre regiões geográficas, conforme evidências encontradas por Putranto (2009), era possível que o comportamento dessa anomalia variasse também entre os países de uma mesma região. Por esse motivo, foram estudados, de forma comparativa, os principais países da América Latina em termos de PIB: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela.

## 1.1 Problema de pesquisa

Segundo dados da Cepal, a América Latina recebeu em 2011 uma cifra recorde de investimentos estrangeiros diretos de 153 bilhões de dólares, o que representa 10% do fluxo mundial no período. O país que mais recebeu investimentos foi o Brasil, com 66.660 bilhões de dólares (43,8% do total), seguido pelo México, com 19.440 bilhões; Chile, com 17.299 bilhões; Colômbia, com 13.234 bilhões; Peru, com 7.659 bilhões; Argentina, com 7.243 bilhões; Venezuela, com 5.302 bilhões e Uruguai, com 2.258 bilhões.

De acordo com o Banco Mundial, os fluxos de investimentos financeiros para a América Latina dispararam no início de 2012 e a região deverá se acostumar a crescer com equilíbrio em um ambiente de volatilidade mundial.<sup>1</sup>

Ao avaliar determinada alternativa de investimento, o investidor individual ou institucional compara o valor do ativo com seu custo de aquisição (DAMODARAN, 2004). Por essa razão, o investidor procura entender o que cria valor e, conseqüentemente, o que modifica o preço das

---

<sup>1</sup> Dados retirados do relatório apresentado em abril/2012 pelo economista-chefe do Banco Mundial, Augusto de La Torre, disponível em [www.worldbank.org/pt/country/brazil](http://www.worldbank.org/pt/country/brazil).

ações ao longo do tempo. Dado que o valor de qualquer ativo é uma função dos fluxos de caixa gerados por esse ativo, conforme explicado por Fama e French (1995), o crescimento esperado desses fluxos de caixa e o risco a ele associados precisam ser levados em consideração quando da precificação desse ativo.

Damodaran (2004: 120) esclarece que a avaliação dos fluxos de caixa esperados deve ser feita por meio da utilização de uma taxa de desconto que inclua uma taxa livre de risco e “um prêmio apropriado para o risco de não pagamento”. Segundo esse autor, a estimativa desse prêmio de risco envolve duas etapas. A primeira consiste na avaliação do risco de não pagamento, etapa para a qual os investidores contam com empresas independentes de classificação de *rating*, “sistema que poupa um montante significativo do custo desses investidores que, de outra forma, precisariam pesquisar sobre o risco de não pagamento de todas as empresas que emitem ações em determinado país” (DAMODARAN, 2004, p. 120). A segunda envolve o cálculo do prêmio de risco a ser cobrado daqueles ativos mais arriscados, que consiste na diferença entre a taxa de juros cobrada de um título do tesouro, considerado livre de risco; e a taxa de juros cobrada de um título corporativo com mesmo vencimento. Essa taxa de juros ajustada para refletir o risco de não pagamento é considerada o custo de capital, ou seja, a remuneração mínima requerida pelo investidor para escolher determinado ativo como investimento.

### 1.1.1 Avaliação do risco de não pagamento

Canuto e Santos (2003) explicam que os *ratings* calculados pelas agências de classificação de riscos de crédito (agências de *rating*) desempenham papel determinante na ampliação do fluxo de investimentos direcionados para mercados emergentes, uma vez que atuam, no âmbito internacional, como as principais referências usadas pelos agentes econômicos na avaliação dos países em que investem:

Nos mercados de ativos é a presença de prêmios de risco que explica as taxas mínimas de retorno exigidas pelos compradores para a aquisição de cada ativo em particular. Nesse contexto, as classes de risco atribuídas pelas agências aos diferentes ativos ou a seus subconjuntos incluem-se entre os elementos que afetam a determinação dos prêmios de risco e a precificação de ativos pelos agentes econômicos (CANUTO; SANTOS, 2003, p. 5).

As principais agências internacionais de classificação de riscos de crédito são: Moody's, Standard & Poor's (S&P) e Fitch. De acordo com dados da Moody's (1997), ao calcularem regularmente o *rating* de riscos soberanos, essas instituições diminuem a assimetria de informações e os custos de transação dos mercados, uma vez que reduzem os esforços dos próprios agentes econômicos no que diz respeito à coleta e ao processamento de informações sobre os riscos soberanos. Assim, viabilizam operações com títulos soberanos, principalmente no caso de países emergentes, os quais, na ausência dessas classificações, teriam acesso mais limitado a recursos externos e custos de transação maiores.

O risco soberano é o risco de crédito associado a operações de crédito concedidas a Estados soberanos; ou seja, aquele associado à possibilidade de *default* dos títulos soberanos (MARTELANC; PASIN; CAVALCANTE, 2005). Assim sendo, refere-se somente à capacidade e à disposição do governo central para honrar suas dívidas com credores privados, não englobando créditos bilaterais e de instituições multilaterais (como o Banco Mundial e o FMI) ou, diretamente, a probabilidade de inadimplência dos governos subnacionais, empresas estatais ou privadas.

O *risco-país*, embora fortemente relacionado com o risco soberano, é um conceito mais abrangente, que envolve também o risco de inadimplência dos demais credores residentes em um país. Assim sendo, trata-se de uma medida do prêmio de risco médio pago por todos os ativos financeiros do país:

[...] os dois riscos guardam relação de parentesco, já que uma moratória na dívida soberana tende a exercer impacto negativo sobre os demais fluxos de capital para o país, afetando também dívidas privadas. No sentido inverso, sem disponibilidade de divisas o Estado soberano torna-se incapaz de cumprir seus compromissos devidos em moeda estrangeira (Canuto; Santos, 2003, p.16).

De acordo com dados da Moody's (1997), o rendimento diferencial dos ativos com risco é determinado pelo grau de aversão a riscos por parte dos aplicadores de recursos, pelo risco particular que os investidores atribuem a cada ativo e pelas condições gerais de liquidez de cada ativo. Nesse sentido, os *ratings* de *risco-país* aplicados aos títulos de um país importam porque afetam diretamente seus preços, uma vez que, ao serem utilizados como referência para aproximação do risco de crédito, diminuem a assimetria informacional do mercado e compõem

os preços dos ativos disponíveis, atenuando a aversão que os investidores possuem com relação ao risco.

Os indicadores de mercado mais difundidos no que diz respeito aos prêmios de risco pagos por títulos de economias emergentes são o *EMBI<sup>+</sup>*, *Emerging Markets Bond Index Plus*; e o *EMBI Global*, *Emerging Markets Bond Index Global*, do J.P.Morgan, “criados em resposta à demanda dos investidores por um *benchmark* que lhes permitisse avaliar as oportunidades de investimento estratégicas disponíveis em mercados emergentes” (J.P.MORGAN, 1993, p.1). Além de servirem como *benchmark*, “os índices fornecem para os investidores a definição de mercados emergentes, a lista dos principais instrumentos (papéis) negociados nesses mercados e a compilação dos termos dessa comercialização” (J.P.MORGAN, 1993, p.1).

Dados do JP Morgan revelam que esses índices são compostos por uma cesta de títulos emitidos pelos governos centrais de diversos países emergentes, negociados em mercados secundários, envolvendo títulos da dívida externa, empréstimos negociados e títulos domésticos. Ambos consideram “apenas ativos precificados em dólares americanos, com volume mínimo de negociação de USD 500 milhões e com pelo menos 2,5 anos de maturidade” (J.P.MORGAN, 1999, p.2).

O *EMBI Global*, entretanto, é menos exigente com relação à liquidez, não sendo requerido um *spread* mínimo nas transações *bid/ask*, nem especificada a quota mínima de negociadores: “O *EMBI Global* somente requer que os preços dos ativos sejam facilmente acessados e verificáveis [...]. Por essa razão, o índice é composto por quase o dobro de papéis que o *EMBI<sup>+</sup>*” (J.P.MORGAN, 1999, p.2).

Além disso, há três outras diferenças entre ambos que merecem ser especificadas. Em primeiro lugar, o índice *EMBI<sup>+</sup>* inclui “os *Brady Bonds*, os empréstimos negociáveis (adimplentes e inadimplentes em fase de negociação), as dívidas locais em dólar e os *Eurobonds*” (J.P.MORGAN, 1993, p.2). O índice *EMBI Global*, por sua vez, inclui também instrumentos de dívidas locais menos líquidos.

Em segundo lugar, o *EMBI<sup>+</sup>* é calculado para 16 países, ao passo que o *EMBI Global* compreende 27 mercados emergentes. Segundo o JP Morgan (1999:2), “o *EMBI Global* foi criado para atender à demanda dos investidores por um *benchmark* que incluísse um maior número de países”. Além disso, apesar de o volume de papéis comercializados pelos mercados emergentes ter crescido muito, “sendo superado facilmente o volume mínimo de USD 500 milhões para inclusão de ativos, o critério rígido de liquidez requerido pelo *EMBI<sup>+</sup>* não vinha sendo facilmente atingido, motivo pelo qual precisava ser revisto. Nesse contexto, foi criado o *EMBI Global*” (J.P.MORGAN, 1999, p.2), contendo 128 instrumentos, 60 a mais que os 68 do *EMBI<sup>+</sup>*.

Em terceiro lugar, o processo de escolha dos países que compõem o índice é diferente. No que diz respeito ao *EMBI<sup>+</sup>*, os países são classificados como emergentes com base no *rating* recebido das agências de classificação de risco.<sup>2</sup> No que diz respeito ao *EMBI Global*, os mercados são classificados como emergentes com base na definição dada pelo Banco Mundial, apoiada nos critérios de renda *per capita* e no histórico de reestruturação de dívidas do país. Esses dois critérios ampliam a abrangência do índice, “sendo incluídos países que os investidores internacionais jamais considerariam parte do universo de mercados emergentes” (J.P.MORGAN, 1999, p.2).

Apesar das diferenças apresentadas, especialmente quanto à sua composição, ambos os índices têm apresentado propriedades similares no que diz respeito às características de risco e de retorno (JP MORGAN, 1999, p.3). Dado que o *EMBI Global* é mais abrangente, esse índice foi utilizado como medida oficial de *risco-país* nesta pesquisa.

**Quadro 1:**  
**Desempenho comparativo do retorno total histórico dos índices *EMBI Global* e *EMBI<sup>+</sup>***

Ano	<i>EMBI Global</i>	<i>EMBI +</i>
1994	-18,35	-18,93
1995	26,38	27,78
1996	35,23	39,30
1997	11,95	13,02
1998	-11,54	-14,35
1999	8,17	8,28
Retorno acumulado	49,47	50,06

<sup>2</sup> “Mercados emergentes são aqueles capazes de pagar sua dívida externa corrente e de obter uma nota BBB+/Baa1 das empresas que calculam *rating*” (J.P.MORGAN, 1993, p.2).

Retorno médio anual	7,46	7,54
Volatilidade	21,44	22,49

Fonte: J. P. Morgan, 1999.

### 1.1.2 Cálculo do prêmio de risco dos portfólios

A Moderna Teoria de Portfólios, que apresenta o risco como fator inerente a decisões de investimento, teve início com o modelo de média-variância de Markowitz, na década de 1950.

Segundo Markowitz (1952), um investidor consegue obter melhores retornos com um mesmo nível de risco por meio da constituição de carteiras diversificadas, compostas por ações cujas correlações sejam negativas, ou seja, cujas oscilações de preços sejam contrárias, de forma a reduzir o risco do investidor. Parte-se do pressuposto de que o retorno de uma carteira composta por dois ativos é dado pela média de seus respectivos retornos, ponderada por seus pesos. Por sua vez, o risco é dado não só pelos riscos individuais, mas também pelo grau de relação entre esses ativos, medido pela covariância. Existem, contudo, riscos que não podem ser reduzidos por meio da diversificação: os riscos sistemáticos, ou seja, aqueles que afetam todos os ativos de mercado e devem ser levados em consideração quando de sua precificação. Para o autor, “os valores dos títulos de empresas locais tendem a variar em conjunto, porque são afetados pelos mesmos fatores econômicos nacionais”, tais como oscilações da oferta de moeda, da taxa de juros, da política fiscal e da taxa de crescimento da economia (MARKOWITZ, 1952, p. 89).

Nesse contexto, tendo em vista que o *risco-país* possui uma relação com os custos de captação de novos recursos, via emissões soberanas ou privadas, tornam-se importantes a correlação e a eventual causalidade entre, de um lado, as classificações qualitativas de *risco-país* e, de outro, os prêmios de risco cobrados nos mercados secundários de títulos. E foi em razão dessa relação que se optou por verificar a possibilidade de o *risco-país* ser considerado uma nova dimensão do risco para os retornos condicionados em mercados emergentes, captada pelo *EMBI<sup>G</sup>*, bem como conferir se referido risco já não era captado pelo *value premium*.



Alguns estudos já haviam sido realizados com o objetivo de relacionar a variável *risco-país* e os prêmios de risco cobrados pelos investidores, mediante a incorporação do *risco-país* a modelos de precificação de ativos.

Kouwenberg e Salomons (2005), por exemplo, descobriram que 40% do *value premium* dos ativos das 23 economias emergentes estudadas por eles se deviam à exposição dos portfólios a fatores macroeconômicos locais (PIB, inflação, política de crédito ou volatilidade corrente). Nesse contexto, “se medidas de valor como a razão *VC/VM* estão de fato relacionadas com riscos macroeconômicos; então, já era de se esperar que fosse encontrada uma relação entre a volatilidade histórica do país e o retorno de suas ações” (KOUWENBERG; SALOMONS, 2005, p.2).

Martelanc, Pasin e Cavalcante (2005: 166), por sua vez, afirmam que “para um investidor diversificado, os únicos riscos que importam são os não diversificáveis [...] que decorrem de um elevado desvio-padrão relativo e de uma forte correlação positiva com o mercado global, ambos presentes em países emergentes”. Assim sendo, seria correto inserir um prêmio pelo *risco-país* no custo de capital das empresas dos países emergentes, uma vez que mesmo os investidores que possuem um portfólio global não conseguem diversificar os riscos soberanos aos quais estão sujeitos.<sup>3</sup> É por essa razão que as empresas “têm acrescentado o *risco-país* à fórmula do CAPM, modelo mais usual de cálculo do custo de capital das empresas” (MARTELANC; PASIN; CAVALCANTE, 2005, p.165).

Assaf Neto, Lima e Araújo (2008) concordam com o ponto de vista de Martelanc, Pasin e Cavalcante (2005). Por essa razão, propuseram uma metodologia para o cálculo do custo de capital no Brasil que incorpora tanto o *risco-país* quanto a volatilidade do mercado acionário brasileiro, de forma a adequar o modelo CAPM às condições de mercado dos países emergentes:

Em razão de o investimento estar sendo avaliado em um mercado que possui um risco de *default* superior ao risco mínimo considerado no mercado de referência da avaliação, deve-se acrescentar no modelo CAPM de cálculo do custo de capital um prêmio pelo

---

<sup>3</sup> “O custo de capital de uma empresa representa as expectativas mínimas de remuneração das diversas fontes de financiamento (próprias e de terceiros) lastreando suas operações. É um conceito essencial para toda decisão financeiras e pode ser entendido como o retorno médio exigido para toda empresa. O custo de capital para uma empresa pode ser usado como uma medida de avaliação da atratividade econômica de um investimento” (ASSAF NETO; LIMA; ARAÚJO, 2008, p.72).

risco. Esse prêmio, entendido como *risco-país*, é obtido pela diferença entre as taxas de remuneração do bônus do governo norte-americano (*T-Bond*) e o bônus do governo brasileiro (*C-Bond*) (ASSAF NETO; LIMA; ARAÚJO, 2008, p. 79).

Martelanc, Pasin e Cavalcante (2005) e Assaf Neto, Lima e Araújo (2008) optaram por utilizar o modelo CAPM para a proposição da metodologia (de cálculo do custo de capital em países emergentes), em razão de “o modelo ser extremamente útil para avaliar e relacionar risco e retorno, apesar de apresentar limitações, sendo o mais difundido junto aos analistas de mercado para estimar o custo de capital” (ASSAF NETO; LIMA; ARAÚJO, 2008, p.75), algo que Graham e Harvey (2001) também detectaram quando realizaram seu estudo anos antes.

A metodologia proposta por Assaf Neto, Lima e Araújo (2008) é utilizada oficialmente pela Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel) para a definição do cálculo do custo de capital das empresas do ramo, conforme dados obtidos por meio da Nota-Técnica 188/2006-SER/ANEEL e da Nota-Técnica 262/2010-SER/ANEEL.

[...] as vantagens da utilização do índice (do JP Morgan) são inúmeras, destacando-se: reflete de forma mais fidedigna o *risco-país* do que um só papel, já que é uma média de diversos títulos; é resultado de critérios transparentes e objetivos de mensuração; tem uma série consistente, que deve perdurar; e é muito utilizado pelo mercado como o indicador do prêmio de *risco-país* (ANEEL, 2010, p.27).

Nesse contexto, emergiu o problema de pesquisa desta dissertação: **o *value premium* e o *risco-país* podem ser considerados dimensões distintas do risco para os retornos condicionados nos principais mercados latino-americanos?**

No caso desta pesquisa, analisou-se o impacto da inserção da variável *risco-país* no modelo de quatro fatores de Carhart (1997), uma vez que os testes feitos no mercado internacional e nacional comprovaram que ele se mostra como mais adequado para explicar o retorno condicionado dos ativos, conforme será apresentado no capítulo 2. Adicionalmente, foi feita uma análise comparativa entre os modelos CAPM, de três fatores e de quatro fatores no que se refere à precificação de ativos.

Essa questão se mostrou relevante na medida em que a determinação das variáveis macroeconômicas que influenciam os retornos condicionados e seu comportamento distinto nos

diferentes mercados permanece em aberto, apesar de ser de extrema relevância para o conhecimento da dinâmica do desempenho das ações nos mercados emergentes.

## 1.2 Objetivo geral e objetivos específicos

O objetivo geral deste trabalho era verificar a possibilidade de se adicionar o *risco-país* ao modelo de precificação de ativos como variável preditora do retorno acionário, uma vez que o mesmo poderia ser uma dimensão do risco para os retornos condicionados ainda não captada pelo *value premium*.

Para tal, foram fixados como objetivos específicos:

- a) Identificar o *value premium* na Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela;
- b) Comparar o comportamento do *value premium* das ações brasileiras com o *value premium* das demais ações latino-americanas;
- c) Investigar se o *risco-país*, medido pelo indicador *EMBI Global*, deveria ser adicionado ao modelo de precificação de ativos como variável preditora do retorno acionário, em cada mercado supramencionado, consistindo em uma dimensão do risco para os retornos condicionados ainda não captada pelo *value premium*.

## 1.3 Hipóteses testadas

As hipóteses testadas foram:

**Hipótese 1: Existe *value premium* no Brasil e nos demais países latino-americanos estudados.**

Estudos desenvolvidos por Kouwenberg e Salomons (2005), Putrano (2009), Fama e French (2011) e Huang (2011), por exemplo, comprovam a existência do fenômeno em mercados emergentes de todos os continentes. Além disso, Barros et al. (1998), Mescolin et al. (1997),

Alambert (2000), Costa Jr. et al. (2000), Braga et al. (2002), Rostagno et al. (2005), Contani (2009) e Machado e Medeiros (2011) confirmam sua existência no mercado brasileiro.

**Hipótese 2: O *value premium* das ações de todos os países latino-americanos estudados se comporta da mesma forma.**

Fama e French (1992, 1993, 1995, 2006), Mantovanini (2003), Grinbalt e Titman (2005) e Rostagno et al. (2005) encontraram evidências de que somente os fatores *tamanho* e *razão VC/VM* são relevantes para a explicação dos retornos condicionados dos ativos. Fama e French (1996), Carhart (1997) encontraram evidências de que os fatores *tamanho*, *razão VC/VM* e *momentum* são relevantes. Costa Jr. et al. (2000), Alambert (2000) e Málaga et al. (2004), por sua vez, encontraram evidências de que os fatores *tamanho*, *beta de mercado* e *razão VC/VM* são importantes. Por fim, Mussa et al. (2007), Fama e French (2011) e Machado e Medeiros (2011) encontraram evidências de que os fatores *tamanho*, *beta de mercado*, *razão VC/VM* e *momentum* são relevantes para explicar referidos retornos.

**Hipótese 3: O *risco-país* deve ser adicionado ao modelo de precificação de ativos como variável preditora do retorno acionário, uma vez que consiste em uma dimensão dos retornos condicionados ainda não captada pelo *value premium*.**

Martelanc et al. (2005) e Assaf Neto et al. (2008) encontraram evidências favoráveis à incorporação da variável *risco-país* ao modelo de precificação de ativos CAPM, motivo pelo qual a Aneel (Agência Nacional de Energia Elétrica) adota essa metodologia para a definição do cálculo do custo de capital das empresas do ramo. Kouwenberg e Salomons (2005) também encontraram evidências de que 40% do *value premium* dos 23 países emergentes por eles estudados podia ser explicado por essa variável macroeconômica.

Além da Introdução, o presente estudo é composto por mais quatro capítulos. O primeiro deles consiste na revisão da literatura sobre o *value premium*, englobando: a) a apresentação da evolução dos modelos que foram (e ainda são) utilizados para sua precificação, com ênfase no motivo pelo qual se optou por utilizar o de Carhart (1997) como base para o modelo sugerido

neste trabalho; e b) a apresentação de um resumo sobre os principais estudos envolvendo o *value premium* nos mercados emergentes, em geral, e no brasileiro, em específico.

O segundo capítulo consiste na apresentação da metodologia que foi adotada para a realização desta pesquisa, sendo abordados o universo e a amostra estudada, a natureza da pesquisa e as técnicas de coleta e tratamento de dados, bem como descritos os passos que foram seguidos para a consecução dos objetivos específicos e, conseqüentemente, do objetivo geral do estudo.

No terceiro e no quarto capítulo são apresentadas, respectivamente, a análise dos resultados obtidos e a conclusão do trabalho.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 Modelos de precificação de ativos

Até o início da década de 1990, utilizava-se, basicamente, o CAPM, modelo desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) a partir das conclusões do trabalho de Markowitz (1959), para a precificação de ativos. Com base em seus pressupostos, o retorno esperado de um ativo deveria ser representado como uma função linear positiva de seu beta de mercado, sendo esse o único fator capaz de descrever o comportamento dos retornos médios esperados dos portfólios:

$$\mathbf{R}_{ci,t} - \mathbf{R}_{lr,t} = \mathbf{a} + \mathbf{b}(\mathbf{RM} - \mathbf{R}_{lr})_t + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

Em que:

$\mathbf{R}_{ci,t}$  = retorno da carteira i, no mês t;

$\mathbf{R}_{lr,t}$  = retorno do ativo livre de risco no mês t;

$\mathbf{R}_M$  = retorno da carteira de mercado no mês t;

$\mathbf{e}_t$  = resíduo do modelo (ruído branco com distribuição normal, média zero e variância constante).

Entretanto, segundo Fama e French (1992), algumas contradições empíricas relativas à aplicação do CAPM como modelo de precificação começaram a aparecer: Stattman (1980), Rosenberg, Reid e Lanstein (1985) e Chan, Hamao e Lakonishok (1991) ressaltaram a influência da razão valor contábil/valor de mercado (*VC/VM*); Banz (1981) chamou a atenção para o efeito do fator *tamanho*; Basu (1983) destacou a influência da razão fluxo de caixa/preços (*FC/P*) sobre os retornos médios dos ativos; e Bhandari (1988) salientou a importância do fator *alavancagem*.

Por essa razão, Fama e French (1992) testaram a influência conjunta desses quatro novos fatores sobre o retorno médio dos ativos, chegando à conclusão de que os fatores *tamanho* e *VC/VM* ajudam a explicar o comportamento do retorno médio dos ativos e absorvem a influência dos fatores *alavancagem* e *FC/P* sobre o referido retorno:

Fama e French (1992) estudaram o efeito conjunto do beta de mercado, do tamanho, da relação FC/P, da alavancagem e da relação *VC/VM* sobre os retornos médios dos ativos em uma análise *cross-section*. Eles descobriram que, sozinho ou combinado com outras variáveis, o beta de mercado agrega pouca informação sobre o comportamento dos retornos médios. Analisadas isoladamente, as variáveis tamanho, FC/P, alavancagem e *VC/VM* possuem poder explicativo. Quando combinadas, o tamanho e a razão *VC/VM* parecem absorver a influência da alavancagem e da razão FC/P sobre os retornos. O resultado principal a que se chegou foi que duas variáveis determinadas empiricamente – o tamanho e a razão *VC/VM* - explicam os retornos médios da NYSE e da NASDAQ entre 1963 e 1990 em uma análise *cross-section* (FAMA; FRENCH, 1993, p.4).<sup>4</sup>

Assim sendo, esses autores desenvolveram um modelo de três fatores para descrever o comportamento dos retornos médios dos ativos, descritos como sendo sensíveis: a) ao retorno esperado do portfólio de mercado (a diferença entre o retorno de um portfólio e a taxa livre de risco do mercado); b) à diferença entre os retornos esperados de portfólios grandes e pequenos (*SMB*); e c) à diferença entre os retornos de portfólios com alta relação entre valor contábil e valor de mercado e aqueles com baixa relação entre o valor contábil e o de mercado (*HML*):

$$R_{ci,t} - R_{lr,t} = a + b(RM - R_{lr})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + e_t \quad (2)$$

Em que:

$R_{ci,t}$  = retorno da carteira i, no mês t;

$R_{lr,t}$  = retorno do ativo livre de risco no mês t;

$R_M$  = retorno da carteira de mercado no mês t;

$SMB_t$  = *Small minus Big* ou prêmio pelo fator tamanho no mês t;

$HML_t$  = *High minus low* ou prêmio pelo fator *VC/VM* no mês t;

$e_t$  = resíduo do modelo (ruído branco com distribuição normal, média zero e variância constante).

Ainda nesse artigo de 1992, Fama e French testaram a aplicação do modelo de três fatores, utilizando dados de ações americanas relativos ao período compreendido entre 1963 e 1990. Para a amostra analisada, assim como Lakonishok e Shapiro (1986), os testes de Fama e French não suportaram o princípio básico do CAPM (de que os retornos médios dos ativos estão

---

<sup>4</sup> Todas as citações deste trabalho retiradas de originais em outro idioma foram traduzidas livremente pela autora.

positivamente relacionados com os betas de mercado), mesmo quando feita a regressão simples entre o beta de mercado e os retornos. Por outro lado, a relação univariada entre as variáveis *tamanho*, *alavancagem*, *FC/P* e *VC/VM* e o retorno médio foi significativa, mostrando que a influência isolada dessas quatro variáveis sobre o retorno médio era relevante.

Quando da realização da análise multivariada, apenas as relações entre as variáveis *tamanho* e *VC/VM* e o retorno médio foram significativas, motivo pelo qual os autores concluíram que *VC/VM* parece absorver o efeito da *alavancagem* sobre o retorno médio, assim como a combinação do *tamanho* e da razão *VC/VM* parece absorver o impacto da relação *FC/P* sobre os retornos médios dos ativos.

Segundo Fama e French (1992), embora *tamanho* e *VC/VM* pareçam variáveis *ad hoc* que ajudam a explicar o retorno dos ativos, há razões para esperar que elas funcionem como *proxies* de fatores de risco que compõem o retorno, uma vez que essas variáveis estão relacionadas com fundamentos econômicos:

[...] não surpreendentemente, firmas com alta razão *VC/VM* tendem a ter uma baixa expectativa de fluxos de caixa futuros [...] e firmas com baixa razão *VC/VM* tendem a estar associadas a altos e persistentes fluxos de caixa futuros. [...] O tamanho também está relacionado com a lucratividade. Controladas pela razão *VC/VM*, firmas pequenas tendem a ter menor expectativa de ganhos futuros que firmas grandes (FAMA; FRENCH, 1992, p.8).

Dessa forma, de acordo com Fama e French (1992), se a precificação dos ativos é racional, os resultados sugerem que o risco dos ativos seja multidimensional: uma dimensão aproximada pelo *tamanho* e outra pela razão *VC/VM*.

Os resultados da pesquisa de Fama e French (1993) também apontaram que portfólios pequenos e com alta razão *VC/VM* tendem a possuir retornos médios mais altos. Segundo os autores, isso decorre do fato de empresas menores e com alta razão *VC/VM* tenderem a ser mais arriscadas, em razão da baixa expectativa de retorno futuro que as caracteriza, o que as leva a oferecer um maior prêmio de risco para seus investidores.



Autores como Black e Mackinlay (1993) discordam dessa explicação, defendendo a tese de que o *value premium* é uma particularidade amostral, decorrente da mineração de dados, que caracteriza os retornos históricos das ações, mas não necessariamente constitui um padrão a ser repetido no futuro.

Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) também discordam de Fama e French (1992), atribuindo esse maior retorno médio das ações do tipo *value* a erros de precificação do mercado: empresas com alta *VC/VM* costumam ter o valor de mercado de suas ações subprecificado, ao passo que empresas com baixa *VC/VM* passam por um processo de sobreprecificação. Segundo eles, esse erro decorre de dois fatores: a) os investidores estão inclinados a investir em empresas com alto desempenho corrente ou alta expectativa futura de lucratividade, independentemente do preço das ações, o que supervaloriza as ações *growth*; e b) existem custos de arbitragem quando da negociação de ativos que, sendo maiores no caso das empresas do tipo *value*, subvalorizam seu valor de mercado.

Somando-se a esse erro de precificação o fato de que as variâncias dos portfólios constituídos por empresas com alto índice *VC/VM* e baixo índice *VC/VM* são muito próximas, Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) imputam a existência do *value premium* a um comportamento irracional do investidor. Em sendo assim, quando os erros de precificação são corrigidos, empresas *value* tendem a ter retornos médios maiores que as empresas *growth*.

Haugen (1995)<sup>5</sup>, citado por Braga e Leal (2002), concorda com Lakonishok *et al.* (1994). Para ele, no longo prazo, as ações de valor possuem um retorno médio maior em razão de as empresas por elas caracterizadas experimentarem dificuldades que reduzem seu retorno médio com frequência, sendo levadas a efetuar amplos processos de reestruturação e redirecionamento dos negócios. Conseqüentemente, elas voltam a participar ativamente do mercado, melhorando significativamente seus resultados e revertendo a subvalorização inicial dos preços de suas ações. Por outro lado, empresas caracterizadas por ações de crescimento passam a ter novos concorrentes dispostos a obter uma fatia da lucratividade do setor econômico em que atuam, o que provoca a queda da margem de lucro de seus produtos. Por conseguinte, seu fluxo de caixa e

---

<sup>5</sup> HAUGEN, R. *The New Finance: The case against efficient markets*. New Jersey, Prentice Hall, 1995.

sua vantagem competitiva são reduzidos, o que se reflete na redução do valor presente de suas ações e, portanto, na reversão da supervalorização inicial que essas ações receberam.

Fama e French (1995) corroboram esse raciocínio com a seguinte explicação:

[...] empresas caracterizadas por ações com uma alta razão  $VC/VM$  (ações de valor) experimentam demandas ou choques que reduzem seu retorno médio com frequência. Sua resposta, visando à maximização de lucros, é uma reestruturação, ou seja, uma contração da produção e do nível de investimentos, na margem, até que os fluxos de caixas esperados (retornos esperados) atinjam um novo nível de equilíbrio (FAMA; FRENCH, 1995, p.137).

Nesse novo trabalho, Fama e French (1995) associam o *value premium* a algum tipo de problema financeiro que está sendo enfrentado pela empresa. Dado que firmas do tipo *value* são mais sujeitas a um processo de concordata ou a outras dificuldades financeiras, elas tendem a apresentar persistentemente baixas expectativas de fluxos de caixa futuros, motivo pelo qual o *value premium* que oferecem pode ser considerado uma compensação pelo risco que o CAPM não é capaz de precificar, mas que é assumido pelo investidor.

Os autores chegaram a essas conclusões com base no estudo de um conjunto de ativos dos Estados Unidos e das doze mais importantes economias da Europa, Austrália e Ásia. Segundo eles, o retorno médio dos ativos pode ser interpretado como o VPL dos fluxos de caixa futuros da empresa, descontados a seu custo de capital. Assim sendo, há fatores de risco comuns associados a *tamanho* e a  $VC/VM$  que afetam os fluxos de caixa futuros da empresa e dão origem aos fatores que afetam os retornos médios dos ativos.

Seguindo essa linha de raciocínio, Fama e French (1995) testaram a relação entre os três fatores de seu modelo, criado em 1992, e os fluxos de caixa futuros das empresas. Para tal, tentaram estabelecer uma vinculação entre os fatores que afetam os fluxos de caixa e aqueles que afetam os retornos médios dos ativos, a fim de saber se são comuns e se os primeiros dão origem aos retornos médios observados no mercado.

Segundo os resultados obtidos, a relação entre os fluxos de caixa futuros e os retornos médios dos ativos foi consistente com o modelo de precificação racional (aquele que relaciona risco e retorno). Nesse sentido, quanto maior  $VC/VM$ , menores os fluxos de caixa futuros esperados

(menor a lucratividade da empresa) e maiores os retornos médios obtidos no longo prazo. Afinal, essas empresas tendem a estar passando por alguma dificuldade financeira persistentemente, motivo pelo qual reorganizarão seus negócios de forma a voltar a participar ativamente do mercado no futuro. Além disso, quanto menor o tamanho da empresa, menor a lucratividade esperada, apesar de os retornos médios no longo prazo terem sido maiores:

Fama e French (1995) mostram que a relação  $VC/VM$  e a inclinação da reta  $HML$  podem ser consideradas indicadores de dificuldades financeiras. Firms com lucros persistentemente baixos tendem a ter uma alta relação  $VC/VM$  e uma inclinação positiva da reta  $HML$ ; empresas fortes com expectativas futuras persistentemente altas tendem a ter baixa relação  $VC/VM$  e inclinação negativa da reta  $HML$ . (Assim sendo) utilizar a diferença  $HML$  para explicar os retornos vai ao encontro da evidência encontrada por Chan and Chen (1991) de que há uma covariação entre os retornos e as dificuldades financeiras que não é capturada pelo retorno de mercado, mas que é compensada pelo retorno médio. Similarmente, usar  $SMB$  para explicar os retornos vai ao encontro das evidências encontradas por Huherman and Kandel (1987) de que há uma covariação entre os retornos das pequenas ações e o tamanho dessas ações que não é capturada pelo retorno de mercado, mas que é compensada pelo retorno médio (FAMA; FRENCH, 1996, p.56).

A relação  $VC/VM$  apresentou-se como um indicador mais forte de lucratividade do que o *tamanho*. Embora uma menor razão  $VC/VM$  estivesse relacionada a uma maior lucratividade ao longo de todo o período analisado, referida lucratividade aumentou muito assim que o portfólio foi formado, caindo em seguida. Essa reversão do comportamento da curva lucratividade *versus*  $VC/VM$  foi menor para os ativos *growth*, motivo pelo qual foram considerados mais persistentes (no que diz respeito à sua lucratividade) ao longo do tempo.

Segundo Fama e French (1995), os fatores tamanho e beta de mercado têm forte influência sobre os fluxos de caixa e podem ser considerados como a origem dos fatores comuns que influenciam os retornos médios. Os resultados relativos a  $VC/VM$ , por sua vez, foram inconclusivos. Assim, apesar de terem conseguido relacionar diretamente os fatores *tamanho*, *beta de mercado* e  $VC/VM$  à lucratividade, o esforço no sentido de documentar que as variações dos retornos médios têm origem nos fatores comuns que impactam os fluxos de caixa não foi totalmente bem sucedido.

Nesse contexto, Fama e French (1995) confirmaram que o prêmio de valor pago pelas empresas *value* é real e captura dimensões de risco. Por essa razão, excluíram a possibilidade de o *value*

*premium* ser encarado como resultado de uma precificação irracional por parte do mercado ou de uma possível mineração de dados. No que diz respeito a esta última exclusão, Putranto (2009) afirma que o fato de terem sido encontradas evidências da existência do *value premium* em outros mercados que não o americano é suficiente para que a mineração seja descartada de uma vez por todas.

Fama e French (1996) identificaram estratégias de momento (aquelas que consistem na compra de ações que tiveram retorno superior no passado recente) como sendo responsáveis por produzir retornos anormais positivos no curto prazo. Identificado o fator *momentum* e percebido o fato de o modelo de três fatores de Fama e French (1993) ser incapaz de explicá-lo, Carhart (1997) criou o modelo de quatro fatores que produziu evidências empíricas superiores àquelas produzidas pelo modelo de Fama e French (1993).

Em seu artigo, Carhart (1997) analisou a persistência dos fundos de investimento, ou seja, a probabilidade de um fundo com alto desempenho no passado repetir esse mesmo resultado positivo no período subsequente (curto prazo). Para tal, ele utilizou seu modelo de quatro fatores para descrever o comportamento dos retornos médios dos ativos, descritos como sendo sensíveis: a) ao retorno esperado do portfólio de mercado (a diferença entre o retorno de um portfólio e a taxa livre de risco do mercado); b) à diferença entre os retornos esperados de portfólios grandes e pequenos (*SMB*); c) à diferença entre os retornos de portfólios com alta relação entre valor contábil e valor de mercado e aqueles com baixa relação entre o valor contábil e o de mercado (*HML*); e d) à diferença entre os retornos de portfólios vencedores (com alto retorno médio nos últimos 11 meses) e perdedores (com baixo retorno médio nos últimos 11 meses) – *WML*:

$$\mathbf{R}_{ci,t} - \mathbf{R}_{lr,t} = \mathbf{a} + \mathbf{b}(\mathbf{RM} - \mathbf{R}_{lr})_t + \mathbf{s}(\mathbf{SMB})_t + \mathbf{h}(\mathbf{HML})_t + \mathbf{m}(\mathbf{WML})_t + \mathbf{e}_t \quad (3)$$

Em que:

$\mathbf{R}_{ci,t}$  = retorno da carteira i, no mês t;

$\mathbf{R}_{lr,t}$  = retorno do ativo livre de risco no mês t;

$\mathbf{R}_M$  = retorno da carteira de mercado no mês t;

$\mathbf{SMB}_t$  = *Small minus Big* ou prêmio pelo fator tamanho no mês t;

$\mathbf{HML}_t$  = *High minus low* ou prêmio pelo fator VC/VM no mês t;

$WML_t = \text{Winners minus losers}$  ou efeito *momentum* no mês  $t$

$e_t$  = resíduo do modelo (ruído branco com distribuição normal, média zero e variância constante).

Para os testes com horizonte de tempo de um ano, o autor obteve resultados que confirmaram a existência da persistência; ou seja, altas performances passadas fortemente correlacionadas com altas performances futuras. Além disso, a sensibilidade da persistência aos fatores *tamanho* e *momentum* foi bastante significativa. Por outro lado, quando testados horizontes maiores de tempo, o comportamento dos retornos pareceu ser aleatório, não sendo encontradas evidências de persistência.

A fim de verificar os resultados encontrados, o autor refez os testes, utilizando o modelo CAPM, e concluiu que esse modelo não é capaz de explicar os retornos dos fundos. Por outro lado, ele confirmou que em ambos os casos a hipótese de que os resultados positivos fossem aleatórios não foi rejeitada.

Carhart (1997) concluiu que os investidores devem evitar fundos com histórico de desempenho ruim; que os fundos com *performance* positiva no tempo  $t$  provavelmente terão uma *performance* positiva no tempo  $t+1$ , mas o mesmo não será válido para horizontes maiores; e que os custos de transação, as taxas e os demais gastos têm um impacto negativo sobre o desempenho dos fundos.

Campbel e Vuolteenaho (2004) concordam com Fama e French (1995) quanto ao fato de o prêmio de valor pago pelas empresas ser real e capturar dimensões de risco, apesar de avaliarem o *value premium* a partir de uma perspectiva diferente, envolvendo dois betas de mercado: aquele relativo ao fluxo de caixa futuro da empresa (*bad beta*); e aquele influenciado pela taxa de desconto requerida pelos investidores (*good beta*).

Segundo os autores, o preço de uma ação varia em razão da mudança de seu fluxo de caixa ou da taxa de desconto utilizada pelos investidores. Os retornos gerados por meio da análise dos fluxos de caixa não são revertidos facilmente no longo prazo, ao passo que aqueles gerados por meio das taxas de desconto podem sê-lo. Por essa razão, investidores conservadores que aplicam seu dinheiro pensando no longo prazo são avessos ao risco relativo ao fluxo de caixa. Dado que

ações *value* têm *bad betas* maiores, investidores de longo prazo tendem a optar por ações *growth*. Por outro lado, dado que *bad betas* tendem a estar relacionados com retornos médios maiores, eles podem ser encarados como um prêmio pelo risco assumido pelos investidores desses papéis, conforme explicado por Fama e French (1995).

Em 2006, Fama e French publicaram o artigo *The value premium and the CAPM*, visando a: avaliar como o *value premium* varia em função do tamanho da empresa; testar, mais uma vez, se o beta do CAPM explica os prêmios de valor observados; e examinar se a variação dos betas entre os ativos tem relação com seus retornos médios previstos pelo CAPM.

Segundo os resultados obtidos pelos autores, praticamente não existe diferença entre o *value premium* para empresas grandes e pequenas. Além disso, o fato de empresas do tipo *growth* apresentarem betas superiores às empresas do tipo *value*, evidência contrária àquela necessária para que o modelo CAPM pudesse explicar o *value premium*, fez com que eles concluíssem que a variação dos betas não tem relação com os retornos médios previstos por esse modelo, invalidando-o como preditor do *value premium*.

Em 2011, Fama e French examinaram a existência do *value premium* em 23 países de quatro regiões: América do Norte, Europa, Japão e Ásia. O objetivo do artigo foi detalhar o papel dos fatores *tamanho*, *VC/VM* e *momentum* sobre o retorno médio dos ativos, bem como examinar, de forma comparativa, como os modelos de três e de quatro fatores capturam os retornos médios dos portfólios, formados de acordo com os critérios de *tamanho* e *VC/VM* e de *tamanho* e *momentum*.

Segundo Fama e French (2011), a opção pela utilização do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) adveio de duas constatações: a) embora seu modelo de três fatores de 1992 explicasse melhor que o CAPM o comportamento dos retornos médios dos ativos, a explicação ainda permanecia longe de estar completa; b) embora a literatura sobre o quarto fator (*momentum*) fosse crescente, as evidências empíricas sobre sua influência sobre o retorno médio dos portfólios permaneciam pouco exploradas.

De acordo com os resultados encontrados, os fatores *tamanho*, *VC/VM* e *momentum* foram significativos, ou seja, importantes para a explicação do retorno médio dos portfólios estudados, apesar de os interceptos dos modelos não terem sido estatisticamente iguais a zero, o que significa que outras variáveis ainda precisam ser incorporadas ao modelo de forma a que o retorno médio possa ser completamente explicado. Contudo, comparando os resultados obtidos por meio da utilização dos modelos de três e de quatro fatores, os autores concluíram pela superioridade do modelo de quatro fatores de Carhart (1997) sobre o de três fatores de Fama e French (1993) para explicar o retorno médio dos ativos no longo prazo.

## **2.2 Justificativa da escolha do modelo de Carhart (1997) como base para a realização desta pesquisa**

### **2.2.1 Testes de modelos de precificação nos mercados internacionais**

Segundo Heij et al. (2004), quanto maior o número de variáveis incluídas em um modelo, melhor sua especificação e melhor sua capacidade de explicar o fenômeno em estudo, desde que seja observado o princípio da parcimônia e o número dessas variáveis seja controlado de forma a garantir que duas delas não captem um mesmo efeito.

Fama e French (1993) constataram com base em suas pesquisas que existe uma forte associação entre os fatores *tamanho* e *VC/VM* e os retornos médios dos ativos. Para esses autores, referidos fatores constituem *proxies* do fator risco (sistemático) das empresas, podendo ser considerados indicadores de alguma dificuldade financeira por que está passando determinada firma (que tem aumentada sua sensibilidade a fatores típicos do ciclo dos negócios como, por exemplo, mudanças nas condições de crédito).

A despeito das evidências empíricas a favor do modelo de três fatores de Fama e French (1993), conforme mencionado, Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) discordam veementemente dessa explicação, sugerindo que os altos retornos das ações do tipo *value* estão relacionados a um erro de precificação por parte dos investidores. Para esses autores, “o *value premium* associado a esses fatores é simplesmente muito grande e sua covariância com esses mesmos fatores é

simplesmente muito pequena (e, em alguns casos, negativa) para que ele seja considerado uma compensação pelo risco” (LAKONISHOK, SHLEIFER, VISHNY, 1994, p. 3).

Mackinlay (1995) também critica a visão tradicional de racionalidade dos preços dos ativos defendida por Fama e French (1992, 1993). O autor afirma que, *ex post*, sempre será possível encontrar fatores de risco que se adaptem ao retorno, mesmo que a real explicação para as anomalias do CAPM não seja a falta de fatores de risco (até porque no modelo APT os fatores não possuem explicação teórica). Por essa razão, o autor sugere que sejam estudadas alternativas não baseadas no risco para a explicação das anomalias encontradas.

Fama e French (1996, 2004) expuseram outra fragilidade do modelo proposto em 1992: sua incapacidade de explicar a persistência dos portfólios, também conhecida como *momentum*; ou seja, sua tendência a repetir no curto prazo os resultados observados no momento de formação da carteira. Ao desenvolverem seu artigo de 1996, Fama e French constataram que estratégias de momento tendem a produzir retornos anormais positivos durante o ano subsequente ao de formação das carteiras. Identificado o fator *momentum* bem como a incapacidade de os modelos CAPM e de três fatores de Fama e French (1993) em explicá-lo, Carhart (1997) criou o modelo de quatro fatores, que produziu evidências empíricas superiores àquelas produzidas pelos outros dois, conforme apresentado anteriormente.

Daniel e Titman (1997), por sua vez, apresentaram mais uma crítica a Fama e French (1993): o debate válido (e necessário) não é aquele que discute a capacidade de o modelo de três fatores conter as dimensões de risco apropriadas para explicar os retornos condicionados, mas sim aquele que indaga a capacidade de esses fatores representarem características economicamente relevantes das empresas que são aquelas de fato responsáveis por sua classificação de risco.

Por essa razão, os autores desenvolveram um trabalho visando a verificar se carteiras com características similares mas sensibilidades diferentes aos fatores obtêm retornos diferentes; ou seja, se existem características empresariais diretamente associadas aos fatores *tamanho* e *VC/VM* e se há um *value premium* associado a esses fatores. Para tal, eles testaram se os altos retornos característicos de ações pequenas e com alta *VC/VM* podiam ser atribuídos às suas cargas fatoriais.



Segundo as evidências encontradas, não há fator de risco específico ligado a nenhum dos três fatores do modelo de Fama e French (1993), motivo pelo qual os altos retornos característicos dos portfólios compostos por ações de valor não podem ser vistos como uma compensação pelo risco assumido pelo investidor ao aplicar seu dinheiro nesse tipo de ativo. Para os autores, o alto retorno das ações de valor não deve ser associado a riscos decorrentes de possíveis problemas financeiros, mas sim a características que são comuns a esse tipo de firma:

[...] nós percebemos que, embora ações caracterizadas por altas razões *VC/VM* covariem fortemente com outras ações também caracterizadas por altas razões *VC/VM*, essas covariâncias não resultam de riscos particulares associados a dificuldades financeiras, mas refletem o fato de firmas caracterizadas por altas relações *VC/VM* apresentarem características similares; isto é, pertencerem a uma mesma linha de negócio, a uma mesma indústria ou a uma mesma região. Mais especificamente, nós percebemos que ações com alta relação *VC/VM* realmente covariam com similares, mas que essas covariâncias são igualmente fortes antes de as firmas entrarem em uma situação de dificuldade financeira. Para determinar se características ou covariâncias determinavam os retornos esperados, testamos se empresas com características parecidas, mas fatores relativos ao modelo de Fama e French (1993) diferentes, tinham retornos diferentes. Nós encontramos uma resposta negativa. Uma vez controlados por características das firmas, retornos esperados não parecem estar positivamente relacionados às cargas relativas ao mercado, *HML* ou *SMB* (DANIEL; TITMAN, 1997, p. 3 e 4).

Por outro lado, assim como Fama e French (1992), Daniel e Titman (1997) chegaram à conclusão de que não parece existir evidência de que a tradicional medida de risco – o beta do CAPM – determine os retornos esperados de um ativo. Afinal, após controladas por *tamanho* e *VC/VM*, ações com baixo beta de mercado parecem ter o mesmo rendimento que ações com alto beta de mercado.

Grinblatt e Titman (2005) acrescentam que as anomalias, características de retornos passados que só são fatores porque explicam acidentes históricos, podem não ser boas explicações para retornos esperados no futuro. Afinal, existem evidências que sugerem que as anomalias desaparecem ao longo dos anos à medida que os participantes dos mercados financeiros se tornam mais sofisticados. Além disso, há provas de que pequenas empresas não superaram o desempenho das grandes empresas norte-americanas quando analisado o período compreendido entre 1980 e 2000.

Bornholt (2007) apresenta duas outras críticas contundentes ao modelo de Fama e French (1993). Em primeiro lugar, o método utilizado pelos autores para a construção dos fatores que mensuram

*tamanho* e *VC/VM* é empírico, uma vez que esses fatores devem ser conhecidos *ad hoc*. Assim sendo, para ele, o modelo prescinde de fundamentação teórica para a determinação de seus fatores. Em segundo lugar, o autor explica que a aplicação do modelo é limitada pela necessidade de contar com estimativas seguras das três sensibilidades e dos prêmios dos fatores de risco, o que nem sempre pode ser garantido.

Fama e French (2011) compararam, mais uma vez, o desempenho do modelo de três fatores de Fama e French (1993) e de Carhart (1997) no que diz respeito à capacidade de explicar os retornos médios dos ativos no longo prazo. Conforme explicado, os resultados obtidos apontam o modelo de quatro fatores como o mais adequado para explicar o retorno médio dos portfólios estudados.

### 2.2.2 Testes de modelos de precificação no mercado brasileiro

Mantovanini (2003) foi quem primeiro estudou o modelo comportamental no mercado brasileiro, por meio da comparação de sua *performance* àquela obtida pelos modelos CAPM e de três fatores de Fama e French (1993). Segundo a autora, existem duas linhas divergentes no processo de precificação de ativos: a teoria tradicional, que relaciona retorno e risco e parte da premissa de que os investidores são racionais; e a teoria comportamental, segundo a qual os investidores não são racionais, motivo pelo qual o retorno dos ativos pode ser dissociado, pelo menos parcialmente, do fator risco:

[...] um modelo comportamental é aquele segundo o qual as emoções e os erros influenciam o processo de tomada de decisão por parte dos investidores e como esses padrões de comportamento podem determinar mudanças no mercado. [...] a ideia central é que os investidores não exigem maior retorno como compensação por maior risco, medido pelo beta; antes, têm aversão, por exemplo, a empresas com baixo *VC/VM* e exigem maior retorno para investir nas mesmas independentemente da sensibilidade ao fator (MANTOVANINI, 2003, p.14).

Dada a relativa falta de expressividade do mercado de capitais brasileiro à época, Mantovanini (2003) suspeitava que seu nível de ineficiência fosse maior, motivo pelo qual acreditava que o modelo comportamental seria mais adequado para explicar seu processo de precificação. Entretanto, não foram encontradas evidências de que o modelo comportamental fosse mais

adequado para a precificação dos ativos nacionais do que os dois modelos tradicionais. Na verdade, os três modelos estudados foram rejeitados, uma vez que foram incapazes de produzir interceptos nulos; ou seja, foram incapazes de explicar os retornos independentemente de outras características das empresas ou do mercado.

Por outro lado, quando submetidos à análise de forma comparativa, o modelo de três fatores de Fama e French (1993) apresentou capacidade de explicação superior àquela apresentada pelos demais, apesar de ainda não ter sido capaz de explicar todas as anomalias testadas.

O modelo de três fatores de Fama e French (1993) também foi testado no mercado brasileiro por Malaga e Securato (2004). Com base nos resultados encontrados, todos os fatores foram significativos para a explicação dos retornos, motivo pelo qual seu poder explicativo foi considerado superior àquele apresentado pelo CAPM.

Mussa, Santos e Famá (2007) fizeram um estudo comparativo entre o CAPM, o modelo de três fatores de Fama e French (1993) e o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) no mercado brasileiro para o período de jun/1995 a jun/2007. Por meio da construção de carteiras baseadas no *tamanho*, na *VC/VM* e no *momentum*, os autores avaliaram os três modelos e concluíram que, a exemplo do que foi encontrado por Mantovanini (2003), nenhum deles pôde ser validado, em razão de os interceptos encontrados terem sido estatisticamente relevantes. Por outro lado, todos os quatro fatores foram significativos para explicar os retornos dos ativos.

Cardoso e Cabral (2008) também avaliaram o modelo de três fatores de Fama e French (1993) no mercado nacional, comparando-o com o CAPM, por meio do estudo das ações que compõem o IBX da Bovespa, no período compreendido entre jan/2000 e jun/2007. Seus resultados foram similares àqueles encontrados por Málaga e Securato (2004), segundo os quais todos os três fatores foram significativos para a explicação dos retornos, evidenciando a superioridade do modelo de três fatores frente ao CAPM para precificar os ativos brasileiros.

Flister (2009) testou o modelo CAPM condicional no mercado acionário brasileiro também por meio da utilização dos fatores *tamanho*, razão *VC/VM* e *momentum*. Segundo o autor, apenas os fatores *VC/VM* e *tamanho* foram relevantes para explicar os retornos dos ativos, ao contrário do

que foi encontrado por Mussa *et al.* (2007). Além disso, o modelo CAPM condicional não foi considerado suficiente para explicar as anomalias apresentadas na literatura. Resultado semelhante já havia sido encontrado por Dall’Agnol (2001), segundo o qual “ao contrário da tendência de *momentum*, documentada no curto prazo por Jegadeesh e Titman (1993) para dados americanos, no mercado acionário brasileiro há tendência de reversão” (DALL’AGNOL, 2001, p. 58).

Machado e Medeiros (2011) também testaram o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) no mercado brasileiro. Os autores queriam compreender se a inclusão de um quinto fator – *liquidez* – aumentaria a capacidade de explicação desse modelo no que diz respeito aos retornos dos ativos nacionais. Paralelamente, eles compararam o modelo de cinco fatores proposto com o modelo de três fatores de Fama e French (1993) e com o CAPM, chegando à conclusão de que quanto maior o número de variáveis, melhor o poder explicativo do modelo utilizado.

Analisando-se os estudos apresentados, percebe-se que o modelo que melhor captou o *value premium* nos mercados internacional e brasileiro, ainda que não de forma perfeita, foi o de quatro fatores de Carhart (1997). Por esse motivo, optou-se por utilizá-lo como base para o teste de um modelo de cinco fatores, a exemplo do que foi feito por Machado e Medeiros (2011) no teste do efeito liquidez.

### **2.3 Estudos sobre *value premium* nos mercados emergentes**

Kouwenberg e Salomons (2005) estudaram o *value premium* em 23 países emergentes das regiões da Ásia, América Latina (inclusive Brasil), Europa, Oriente Médio e África. Segundo os autores, a ligação entre os retornos dos ativos e os fatores de risco macroeconômicos dos países desenvolvidos já era algo estabelecido àquela época. Por outro lado, no caso dos mercados emergentes, poucos estudos haviam sido desenvolvidos com esse intuito, motivo pelo qual eles optaram por fazê-lo.

Eles observaram que, assim como no caso dos mercados desenvolvidos, o *value premium* estava presente nas economias emergentes, sendo a diferença entre os retornos anuais das ações do tipo *value* e ações do tipo *growth* equivalente a 33% no período estudado (1991 a 2002).

Entretanto, ao invés de explicar o fenômeno por meio da ótica da avaliação de risco, conforme feito por Fama e French (1992); ou por meio da ótica da ineficiência de mercado e das finanças comportamentais, conforme feito por Lakonishok *et al.* (1994); Kouwenberg e Salomons (2005) fizeram-no por meio da exploração de sua relação com as variáveis macroeconômicas locais (PIB, inflação, política de crédito ou volatilidade corrente) e das estratégias “inocentes” baseadas na extrapolação de condições econômicas passadas como método de previsão da rentabilidade futura<sup>6</sup>.

Para os autores, “se medidas de valor como a razão  $VC/VM$  estão de fato relacionadas com riscos macroeconômicos; então, espera-se que seja encontrada uma relação entre a volatilidade histórica do país e o retorno de suas ações” (KOUWENBERG; SALOMONS, 2005, p.2). Por essa razão, os autores avaliaram o *value premium* por meio da análise da alocação de recursos do país, e não das ações de suas empresas:

Nós focamos na alocação do país ao invés de na seleção de ação a partir do momento que Serra (2000) relatou que os efeitos da alocação nacional consistem no fator mais importante para explicar os retornos individuais dos ativos nos mercados emergentes. Além disso, ao se analisar a perspectiva do país, reduz-se o ruído dos dados (ou seja, o risco idiossincrático). Por fim, dados macroeconômicos e dados relativos ao risco de crédito do país são mais facilmente obtidos (KOUWENBERG; SALOMONS, 2005, p.2).

Kouwenberg e Salomons (2005) encontraram evidências de que países com alta e países com baixa  $VC/VM$  diferem significativamente em termos de suas condições macroeconômicas locais, sendo a exposição dos portfólios a esses fatores responsável por 40% do prêmio de valor pago pelas ações *value*. Inicialmente, eles avaliaram o impacto do risco de crédito do país e do grau de liberalização da economia sobre os retornos dos ativos. Segundo as evidências encontradas, a liberalização não pode ser considerada fator explicativo significativo para o *value premium*. Por outro lado, o risco de crédito chega a explicar 30% do seu valor:

---

<sup>6</sup> Segundo Putranto (2009), há duas estratégias baseadas nos retornos passados das ações: a estratégia de momento, segundo a qual a tendência dos preços passados permanece a mesma no futuro (persistência), motivo pelo qual o investidor compra ações de empresas que tiveram resultado positivo no passado; e a estratégia contrária, segundo a qual há uma tendência à reversão no longo prazo, responsável pelo comportamento de compra de ações que tiveram um resultado ruim no passado e venda de ações que tiveram um resultado positivo. Para o autor, a estratégia contrária traz um retorno maior quando o horizonte de tempo do investidor é o longo prazo. Por outro lado, se o horizonte for o curto ou o médio prazo, a estratégia do momento traz um resultado mais satisfatório.

A taxa de internacionalização e os fatores tamanho, *momentum* e reversão no curto prazo podem explicar somente 7,5% da variação dos retornos da estratégia de valor [...]. Então, nós concluímos que o *value premium* não pode ser explicado por sua exposição a esses fatores. [...] Fatores de risco globais não podem explicar o desempenho da estratégia de valor, nem a liberalização do mercado parece fazê-lo. Fatores de risco locais parecem ser candidatos mais promissores: eles explicam aproximadamente 30% dos retornos *value*. Especialmente a exposição ao fator de risco calculado pela S&P é significativa (KOUWENBERG; SALOMONS, 2005, p.11).

Essa influência que o risco de crédito exerce sobre o *value premium* dos mercados emergentes parece indicar que este último está diretamente relacionado às condições econômicas locais. Por essa razão, na sequência, os autores estudaram o impacto do PIB, da inflação, da moeda sobrevalorizada e da volatilidade do câmbio sobre o *value premium* dos países em análise. Segundo eles, em razão da pequena periodicidade com que os dados relativos a essas variáveis são publicados (trimestral ou anualmente, via de regra), não foi possível testar nenhum modelo de precificação de ativos por meio da utilização dessas variáveis. Assim sendo, eles avaliaram, apenas, se as condições macroeconômicas dos países com alta e dos países com baixa *VC/VM* eram diferentes. Mais especificamente, eles pesquisaram se os países com alta *VC/VM* eram perdedores do ponto de vista macroeconômico e se os países com baixa *VC/VM* eram vencedores do ponto de vista macroeconômico.

De acordo com os resultados encontrados, os países com alta *VC/VM* são marcados por um crescimento econômico real menor, por uma taxa de inflação maior e por uma taxa de câmbio mais volátil. Assim sendo, a exemplo das ações do tipo *value*, esses países parecem ser perdedores. E também a exemplo das ações do tipo *value*, esses países costumam apresentar maiores retornos no longo prazo:

Mercados de ações emergentes marcados por uma razão *VC/VM* alta podem ser considerados perdedores em razão de terem experimentado recentemente um crescimento econômico relativamente menor, uma alta inflação, uma sobrevalorização da moeda e uma maior volatilidade cambial. Suponha que investidores extrapolem essas condições econômicas sem esperar melhoras. Se assim for, o prêmio de risco para os países perdedores será alto, assim como sua relação *VC/VM*. Por outro lado, dadas as condições passadas favoráveis, investidores costumam subestimar o risco dos países vencedores. De acordo com nossa amostra, a taxa real de crescimento do PIB tende a reverter no longo prazo. Quando investidores finalmente reconhecem essa reversão da média, o retorno dos mercados perdedores será maior que o inicialmente esperado, ao passo que o retorno realizado do mercado vencedor ficará aquém de todas as expectativas (KOUWENBERG; SALOMONS, 2005, p.15).

Nesse contexto, percebe-se que os autores obtiveram evidências fortes o suficiente para explicar os retornos condicionados por meio de sua relação com as variáveis macroeconômicas locais dos países e das estratégias inocentes baseadas na extrapolação das condições econômicas passadas como método de previsão da rentabilidade futura.

Putranto (2009) desenvolveu um estudo sobre o *value premium* para o mercado da Indonésia, visando a descobrir se essa anomalia estava presente e qual era o efeito dos três fatores de Fama e French (1993) sobre os retornos médios do país; se o modelo de três fatores de Fama e French (1993) captava melhor esse *value premium* do que o CAPM; e se o volume de negociações exercia algum tipo de influência sobre o desempenho dos portfólios.

Dados os resultados obtidos, foi confirmada a existência do *value premium* no mercado da Indonésia no período compreendido entre dez/1991 e dez/2008, que foi objeto de estudo. Além disso, descobriu-se que no médio prazo o mercado da região é caracterizado pelo fenômeno da reversão e que o volume de negociações não exerce influência sobre o desempenho dos portfólios. Por fim, foi confirmada a superioridade do modelo de três fatores de Fama e French (1993) sobre o modelo CAPM no que diz respeito à capacidade de explicar o comportamento dos retornos médios das carteiras analisadas.

Huang (2011) desenvolveu uma pesquisa no mercado de Taiwan de forma a descobrir se os quatro fatores do modelo de Carhart (1997) eram capazes de explicar os retornos médios anormais detectados no mercado. Para tal, além de avaliar a capacidade de explicação de cada um dos fatores do modelo, o autor tentou estabelecer uma relação entre os fatores e as variáveis econômicas (dividendos, retorno de mercado, taxa de juros de curto prazo, *spread* e PIB). De acordo com os resultados obtidos pelo autor após a análise de portfólios compreendidos entre 1999 e 2010, somente o fator *momentum* foi significativo, impactando os retornos médios das carteiras de ativos do país.

## 2.4 Estudos sobre o *value premium* no mercado brasileiro

Diversos pesquisadores já estudaram o *value premium* no mercado brasileiro. Barros, Picanço e Costa Jr (1998), motivados pela publicação do livro de Haugen (1995), que encontrou evidências de que as ações do tipo *value* geravam uma rentabilidade superior àquela gerada pelas ações do tipo *growth* no mercado americano, realizaram seu estudo utilizando as ações listadas na Bovespa entre 1988 e 1994.

Os autores tiveram por objetivo, além de verificar se portfólios formados por ações do tipo *value* geravam um retorno maior do que portfólios compostos por ações do tipo *growth*, avaliar se a razão  $VC/VM$  era capaz de captar o risco de um portfólio. A metodologia utilizada foi aquela proposta por Fama e French (1993).

Assim como no mercado americano, segundo as evidências encontradas os portfólios nacionais compostos por ações do tipo *value* foram mais rentáveis, o que significa que, no longo prazo, a estratégia de valor (investimento em ações do tipo *value*) traz um retorno maior. Por outro lado, dado que não foi encontrada diferença entre o beta de carteiras de ações do tipo *value* e carteiras do tipo *growth*, chegou-se à conclusão de que não há diferença em termos de risco entre os dois tipos de ações; ou seja, de que  $VC/VM$  não é capaz de captar o risco de um portfólio. Os autores ressaltaram, contudo, o cuidado necessário quando da análise de seus resultados, uma vez que não foram estatisticamente significativos.

Mescolin, Braga e Costa Jr. (1997) obtiveram resultados muito parecidos para o período de 1989 a 1996. Eles testaram, inclusive, o poder explicativo do rendimento de dividendos como indicador de ações de valor, encontrando desempenho superior para ações com alto rendimento de dividendos. Por outro lado, quando utilizaram a razão preço/lucro para fazer o mesmo teste, os resultados foram bastante diferentes, apresentando maior rendimento os papéis de empresas com maior relação preço/lucro.

Alambert (2000) também comparou ações de valor e de crescimento para o mercado brasileiro, encontrando evidências significativas de retornos mais elevados para as primeiras e para empresas de maior porte. Entretanto, o autor não descartou o prêmio de risco do mercado (beta



do CAPM) como fator importante para a especificação de um modelo de avaliação de ativos para o Brasil. Resultado similar foi obtido por Costa Jr. e Neves (2000) que encontraram relações positivas entre os fatores *VC/VM* e *beta de mercado* e o retorno dos ativos e relações negativas entre os fatores *tamanho* e *preço/lucro* e o retorno dos ativos.

Braga e Leal (2002) avaliaram se o desempenho das ações de valor era ajustado ao risco. Dada a controvérsia em torno da relação entre o *beta de mercado* das ações e seu retorno, os autores utilizaram o *índice de Sharpe* como o terceiro fator do modelo de Fama e French (1993), ao lado do *tamanho* e da *VC/VM*, assim como foi feito por Mescolin, Braga e Costa Jr. (1997).

Os resultados obtidos foram condizentes com os de diversos trabalhos realizados anteriormente: as ações do tipo *value* apresentaram retornos reais superiores às ações do tipo *growth*. A análise do risco total das carteiras sugeriu que portfólios compostos por ações do tipo *value* eram mais arriscados do que aqueles compostos por ações do tipo *growth*, evidência condizente com aquela obtida por Fama e French (1993). Dado que o índice de Sharpe das carteiras do tipo *value* foi sempre superior àquele obtido para as carteiras do tipo *growth*, os autores concluíram que as ações do tipo *value* oferecem melhor recompensa pelo risco.

Rostagno, Soares e Soares (2005) também encontraram evidências significativas de que a utilização de estratégias de valor gerou maior retorno para os investidores durante o período compreendido entre 1995 e 2001. O mesmo aconteceu com Gewehr (2007) que mostrou que empresas com alto índice *VC/VM* apresentaram maior desempenho por serem mais arriscadas.

Por fim, Contani (2009) analisou a ocorrência do *value premium* no mercado brasileiro para o período compreendido entre 2000 e 2009, mediante a aplicação da metodologia de Fama e French (1993). Os resultados obtidos pelo autor também corroboraram as evidências dos estudos recentes que apontavam as carteiras formadas por ações do tipo *value* como aquelas de melhor desempenho (retorno de 11,80% a 31,97% maior).

Abaixo, apresenta-se um quadro resumo relativo a alguns estudos sobre o *value premium* realizados nos mercados nacional e internacional:

**Quadro 2**  
**Estudos nacionais e internacionais sobre o *value premium***

AUTORES	MODELO UTILIZADO PARA MENSURAR O <i>VALUE PREMIUM</i>	PERÍODO/PAÍS	FATORES RELEVANTES
Fama e French (1992)	Modelo de três fatores	EUA / 1963-1990	Tamanho e razão <i>VC/VM</i>
Fama e French (1993)	Modelo de três fatores	EUA / 1963-1991	Tamanho e razão <i>VC/VM</i>
Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994)	Modelo de três fatores	EUA/ 1963-1990	Nenhum. Para os autores, o <i>value premium</i> se deve a um comportamento irracional do investidor (erro de precificação).
Haugen (1995)	Modelo de três fatores	EUA/NA	Nenhum. Para o autor, o <i>value premium</i> se deve a um comportamento irracional do investidor (erro de precificação).
Fama e French (1995)	Modelo de três fatores	EUA/ 1963-1992	Tamanho e razão <i>VC/VM</i>
Fama e French (1996)	Modelo de três fatores, ICAPM e APT.	EUA/ 1963-1993	Tamanho, razão <i>VC/VM</i> e <i>momentum</i> .
Carhart (1997)	Modelo de quatro fatores	EUA/ 1962-1993	Tamanho, razão <i>VC/VM</i> e <i>momentum</i> .
Daniel e Titman (1997)	Modelo de três fatores	EUA/ 1963-1990	Nenhum. Para os autores, as características comuns a cada conjunto de carteiras é que definem seu retorno e não os fatores com base em que são feitas as divisões das carteiras.
Mescolin, Braga e Costa Jr. (1997)	CAPM	Brasil/ 1989-1996	Nenhuma. Apesar de o <i>value premium</i> ter sido identificado, os autores não exploraram sua relação com fatores.
Barros, Picanço e Costa Jr. (1998)	Modelo de três fatores	Brasil/ 1988-1994	Os resultados obtidos foram contraditórios. Apesar de confirmada a existência do <i>value premium</i> no mercado nacional, sua relação com o tamanho e a razão <i>VC/VM</i> dos portfólios não foi conclusiva.
Costa Jr. e Neves (2000)	Modelo de três fatores	Brasil/1988-1998	Tamanho, beta de mercado e razão <i>VC/VM</i> .
Alambert (2000)	Modelo de três fatores	Brasil/1988-1998	Tamanho, beta de mercado e razão <i>VC/VM</i> .
Dall'Agnol (2001)	Modelo de Chopra et al. (1992)	Brasil/ 1986-2000	Nenhum. Para a autora, o <i>value premium</i> se deve a um comportamento irracional do investidor (erro de precificação).
Braga e Leal (2002)	Modelo de três fatores	Brasil/ 1990-1998	Razão <i>VC/VM</i>
Santanna, Teixeira e Louzada (2002)	Modelo de três fatores	Brasil/ 1995-2001	Razão <i>VC/VM</i>
Mantovanini (2003)	CAPM, três fatores comportamental e	Brasil/1991-2001	Tamanho e razão <i>VC/VM</i>
Campbel e Vuolteenaho (2004)	ICAPM	Eua/ 1929-2001	<i>Bad beta e good beta</i>
Málaga e Securato (2004)	Modelo de três fatores e CAPM	Brasil/ 1994-2002	Beta de mercado, tamanho e razão <i>VC/VM</i> .

Phalippou (2004)	Modelo de três fatores e CAPM	EUA/ 1980-2001	Nenhum. Para o autor, o <i>value premium</i> se deve a um comportamento irracional do investidor (erro de precificação).
Grinblatt e Titman (2005)	Modelo de três fatores	EUA/1980-2000	Tamanho e razão <i>VC/VM</i>
Kouwenberg e Salomons (2005)	Modelo de três fatores e CAPM	Ásia, América Latina, Europa, Oriente Médio e África/ 1991-2002	Nenhum dos fatores. A exposição dos portfólios a macrovariáveis foi considerada a responsável pelo <i>value premium</i> encontrado.
Rostagno, Soares e Soares (2005)	Modelo de três fatores	Brasil/ 1994-2003	Tamanho e razão <i>VC/VM</i>
Fama e French (2006)	CAPM	EUA/ 1926-2004	Tamanho e razão <i>VC/VM</i>
Gewehr (2007)	Modelo de três fatores	Brasil/ 1995-2001	Razão <i>VC/VM</i>
Mussa, Santos e Famá (2007)	CAPM, três fatores e quatro fatores	Brasil/ 1995-2007	Beta de mercado, tamanho, razão <i>VC/VM</i> e <i>momentum</i> .
Phalippou (2008)	Modelo de três fatores	EUA/ 1980-2001	Nenhum. Para o autor, o <i>value premium</i> se deve a um comportamento irracional do investidor (erro de precificação).
Cardoso e Cabral (2008)	CAPM e modelo de três fatores	Brasil/ 2000-2007	Beta de mercado, tamanho e razão <i>VC/VM</i> .
Fliester (2009)	CAPM condicional	Brasil/ 1995-2008	Tamanho e razão <i>VC/VM</i>
Putranto (2009)	CAPM e três fatores	Indonésia/ 1991-2008	Razão <i>VC/VM</i>
Contani (2009)	Modelo de três fatores e CAPM	Brasil/ 2000-2009	Tamanho e razão <i>VC/VM</i>
Machado e Medeiros (2011)	Modelo de quatro fatores	Brasil/ 1995-2008	Beta de mercado, tamanho, razão <i>VC/VM</i> , <i>momentum</i> e liquidez.
Wang e Yu (2011)	Modelo de três fatores	EUA/ 1962-2010	Nenhum. Para os autores, o conhecimento sobre o <i>value premium</i> ainda é muito limitado, permanecendo desconhecida sua origem.
Huang (2011)	Modelo de quatro fatores	Taiwan/ 1999-2010	Apenas o <i>momentum</i> .
Fama e French (2012)	Modelo de quatro fatores	América do Norte, Europa, Japão e Ásia/ 1989-2011	Beta de mercado, tamanho, razão <i>VC/VM</i> e <i>momentum</i> .

---

Fonte: Elaboração da autora.

## 2.5 O *value premium* e os investidores institucionais

Segundo dados da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), os investidores institucionais são os profissionais de aplicação da poupança de terceiros. Estão incluídos nesse rol os fundos mútuos de investimento em ações, as companhias seguradoras e as entidades fechadas de previdência privada (fundos de pensão), entre outros. Em razão da massa de recursos captada junto ao público, os investidores institucionais podem ser considerados os participantes mais importantes

do mercado financeiro. Os investidores individuais, por sua vez, são aqueles que aplicam sua própria poupança e que, apesar de serem dotados de menor poder econômico e menor capacidade de organização, também são fundamentais para o funcionamento do mercado financeiro.<sup>7</sup>

Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) explicam que os investidores individuais focam nas estratégias de crescimento, ou seja, nas ações do tipo *growth*, por duas razões. Em primeiro lugar, porque eles cometem erros de julgamento, dando excessiva importância para os retornos passados dos ativos, mesmo quando inexistente persistência no longo prazo. Segundo os autores, esse excessivo peso dado ao passado histórico recente dos retornos consiste em uma irracionalidade, derivada da assimetria informacional, motivo pelo qual atribuem o maior retorno médio dos ativos *value* a uma questão comportamental. Em segundo lugar, os autores ressaltam o fato de esse tipo de investidor optar por empresas que têm boa reputação, independentemente do preço de seus ativos. Nesse caso, dado que as empresas com melhores expectativas são as *growth*, eles tendem a investir nesse tipo de ação.

Os investidores institucionais, por sua vez, tendem a ser menos afetados por vieses, bem como pelo histórico dos papéis. Assim sendo, seria de se esperar que esse tipo de investidor optasse por ações do tipo *value*, cujo retorno médio é mais alto. Contudo, conforme ressaltado por Lakonishok *et al.* (1994), apesar de os motivos serem outros, os investidores institucionais também tendem a investir seu capital nos ativos do tipo *growth*. Para os autores, isso se deve ao fato de esses investimentos serem considerados mais prudentes pelos investidores institucionais, apesar de os resultados de suas pesquisas não terem evidenciado que ações do tipo *value* fossem mais arriscadas. Além disso, dado que muitos estudos (Chen e Zhang, 1998; Blazenko e Fu, 2004; Carlson, Fisher e Giammarino, 2004; Feijóo e Jorgensen, 2010) apontam que empresas do tipo *value* tendem a estar em situação de persistente dificuldade financeira, é mais fácil para o gestor justificar a aplicação dos recursos em ativos do tipo *growth*. Assim sendo, os autores consideram a escolha de ativos *growth* como uma forma de minimizar os custos de agência envolvidos na aplicação dos recursos da empresa.

Por fim, Lakonishok *et al.* (1994) ressaltam a importância do horizonte de tempo considerado quando da escolha do tipo de ativo em que investir. Segundo eles, investidores que buscam

---

<sup>7</sup> Definições retiradas do site: [http://www.cvm.gov.br/port/protin/caderno1\(new\).asp](http://www.cvm.gov.br/port/protin/caderno1(new).asp).

retornos maiores no curto prazo tendem a optar por ativos do tipo *growth*, uma vez que seus retornos passados mais altos costumam persistir no período seguinte. Por outro lado, investidores cujo horizonte de tempo é o longo prazo tendem a considerar a estratégia contrária mais lucrativa, motivo pelo qual optam pela compra de ativos cujo retorno passado era mais baixo e cujas perspectivas futuras de rentabilidade também são menores, uma vez que a reversão característica do longo prazo tende a gerar um retorno médio mais alto para ativos do tipo *value*:

Gestores de fundos institucionais geralmente têm horizontes de tempo mais curtos. Eles comumente não podem se dar ao luxo de ter um desempenho inferior ao índice de referência ou menor do que aquele obtido por seus pares durante qualquer período de tempo, uma vez que, se o fizerem, seus patrocinadores podem retirar seus recursos. Assim sendo, se uma estratégia de valor, que leva de três a cinco anos para pagar o investimento, tiver um desempenho inferior ao esperado nesse meio tempo, ela pode ser considerada muito arriscada pelos gestores (do ponto de vista de suas carreiras), especialmente quando for considerado o fato de que a própria estratégia é mais difícil de ser justificada para esses patrocinadores (LAKONISHOK; SHLEIFER; VISHNY, 1994, p. 1576).

Phalippou (2004) também acredita que os investidores institucionais tendam a ser menos influenciados por julgamentos enviesados e expectativas infundadas sobre as empresas do que os investidores individuais:

Os investidores institucionais são mais sofisticados e bem informados. Essa afirmativa é suportada por muitas investigações empíricas recentes. Primeiro, Bartov, Radhakrishnan e Krinsky (2000) encontraram um nível menor de mudança dos fluxos de caixa futuros das ações que são compradas por investidores institucionais. Segundo, Dennis e Weston (2001) encontraram fortes evidências de que a propriedade institucional está positivamente relacionada com operações bem embasadas. Terceiro, Sias, Stark e Titman (2002) argumentam que o impacto que a compra/venda por instituições causa no preço de uma ação é importante e resulta principalmente do conteúdo informacional inerente às operações por elas realizadas. Finalmente, muitos estudos revelam que as ações compradas por investidores institucionais costumam apresentar um resultado melhor do que aquelas que são vendidas por eles (PHALIPPOU, 2004, p. 7).

Por essa razão, Phalippou (2008) defende que ações do tipo *value* costumam estar concentradas nas mãos dos investidores individuais, relativamente menos sofisticados e para quem o processo de arbitragem é mais caro:

O erro de precificação é mais rapidamente corrigido entre ações sobre as quais há uma grande quantidade de informações disponíveis. [Dado que] a propriedade institucional está fortemente correlacionada com o número de analistas que acompanham determinada ação, [...] o ruído e os custos de implementação costumam ser maiores para ações que são pouco comercializadas por investidores institucionais. Sias e Starks (1997) encontraram evidências consistentes com a hipótese de que a comercialização institucional aumenta a velocidade com que os preços refletem as informações [...] Os custos de arbitragem, os erros de precificação inicial e o intervalo de tempo para incorporação de informações aos

preços costumam relacionar-se de forma inversa com a propriedade institucional (PHALIPPOU, 2008, p. 41).

Ao afirmar que o *value premium* caracteriza ações inversamente relacionadas aos investidores institucionais, Phalippou (2008) está dizendo que essa categoria de investidores opta por portfólios constituídos por papéis de empresas “grandes, maduras, em crescimento, vencedoras (altos retornos passados), menos alavancadas, que oferecem altos dividendos, possuem pequena volatilidade idiossincrática e que sejam mais líquidas” (PHALIPPOU, 2008, p.42).

Segundo o autor, isso decorre do fato de os investidores institucionais incorrerem em menores custos de arbitragem, uma vez que a liquidez dos papéis em que investem é maior, bem como a quantidade de informações a que têm acesso sobre esses ativos:

O alto custo de arbitragem dos ativos que possuem pequena propriedade institucional não é uma surpresa, dadas sua pequena liquidez e a falta de informações disponíveis para os analistas. (...) Não menos impressionante é a magnitude do prêmio e a performance extrema de ambas *value* e *growth* ações. (...) Ações do tipo *growth* não costumam ter propriedades atraentes ao ponto de requererem apenas a taxa livre de risco como compensação; muito pelo contrário, elas costumam ser sobrevalorizadas. Ações do tipo *value*, por sua vez, (...) são consideradas tão arriscadas que requerem mais que duas vezes o retorno do índice S&P 500 (PHALIPPOU, 2008, p. 43).

Por essa razão, Phalippou (2008) explica o *value premium* por meio da combinação entre os erros de precificação e a capacidade de arbitragem limitada do mercado. Dado que o *value premium* caracteriza apenas ações contrárias àquelas escolhidas pelos investidores institucionais, ele “deve ser criado pela tendência de alguns investidores precificarem de forma errônea o retorno de ativos que apresentam altos custos de arbitragem” (PHALIPPOU, 2008, p. 46).

A extrema concentração do *value premium* tem importantes implicações práticas. Primeiro, arbitradores podem esperar enfrentar custos substanciais quando arbitrarem o *value premium* (...) o *value premium* está concentrado onde os arbitradores normalmente não vão (PHALIPPOU, 2008, p. 46).

Phalippou (2004, 2008) também tentou estabelecer uma relação entre o *tamanho* e a compra de seus papéis pelos investidores institucionais. De acordo com os resultados encontrados por meio de suas pesquisas, o *tamanho* não possui poder explicativo marginal sobre a escolha dos investidores institucionais.

Elton *et al.* (2004, p. 365) e Bodie, Kane e Marcus (2000, p. 261) discordam de Phalippou (2004, 2008), apresentando quatro importantes explicações para a contribuição do fator tamanho para a explicação dos retornos dos ativos:

- a) Pequenas empresas tendem a ser negligenciadas pelos investidores, em razão de suas informações não estarem prontamente disponíveis. Essa deficiência informacional, por sua vez, faz com que as empresas menores sejam investimentos mais arriscados, merecendo retornos mais altos.
- b) Ações pequenas e menos analisadas são comumente menos líquidas e esse efeito liquidez pode não ser captado pelo beta do CAPM. Na verdade, Elton *et al.* (2004, p. 366) apresentam evidências de subestimação do beta de empresas menores, devido à falta de liquidez.
- c) Empresas menores possuem risco maior em razão de apresentarem menor eficiência produtiva e endividamento elevado. Assim sendo, em essência, são empresas “marginais” com menor probabilidade de sobrevivência.
- d) Os custos de transação são mais altos para ações de empresas menores. Por essa razão, quando os valores reais desses custos são levados em consideração, os retornos extraordinários dessas ações são reduzidos ou eliminados.

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1 Tipo de pesquisa**

De acordo com a classificação apresentada por Gil (1999), este estudo caracteriza-se como explicativo, uma vez que examina a validade de um conjunto de proposições teóricas, formuladas anteriormente.

Por se valer de dados estatísticos e envolver uma análise numérica de resultados, pode ser caracterizado como quantitativo, sendo utilizados modelos teóricos e testes empíricos que relacionam conceitos de finanças corporativas com elementos da teoria de carteiras.

Por envolver apenas informações disponíveis em bases de dados, caracteriza-se a pesquisa como sendo documental e baseada em uma coleta de dados secundários.

#### **3.2 Universo e amostra de estudo**

O universo deste estudo abrange todas as empresas listadas nas bolsas de valores dos países estudados entre 1994 e 2012. O período foi escolhido de forma a coincidir com o início do Plano Real, momento a partir do qual houve um súbito desenvolvimento do mercado financeiro nacional em termos tanto de volume de comércio quanto de eficiência alocativa, conforme explicado por Nunes (2003). Dado que o estudo pressupõe a comparação entre o comportamento do *value premium* no mercado brasileiro e no latino-americano, representado por Argentina, Chile, Colômbia, México e Venezuela, os dados relativos a esses países foram coletados dentro da mesma janela de tempo.

A amostra foi composta por empresas não financeiras, conforme proposto por Fama e French (1992) e assumido por Carhart (1997), em razão de seu grau de endividamento, normal para o setor e que influencia o índice  $VC/VM$ , não ter o mesmo significado que o alto grau de endividamento de empresas não financeiras.



### 3.3 Coleta e análise de dados

Os dados mensais foram coletados em duas bases de dados comerciais: Economática (Brasil) e *Bloomberg* (demais países latino-americanos).

A análise de dados foi feita por meio dos pacotes estatísticos Stata, versão 11; e R, versão 2.15.1. Para cada objetivo específico, a análise foi feita de forma diferenciada, conforme discriminado a seguir.

### 3.4 Metodologia para calcular e comparar o *value premium* entre o Brasil e demais países latino-americanos pesquisados

A metodologia adotada para o desenvolvimento desta primeira parte da pesquisa foi a mesma adotada por Carhart (1997) para a formação das carteiras e cálculo dos fatores de risco, sendo feitas algumas adaptações de forma a adequá-la às especificidades do mercado latino-americano, conforme será apresentado a seguir.

Na sequência, serão descritos seus dois principais pontos, a saber: a) o processo de formação dos fatores de risco ( $R_{Mt} - R_{Ft}$ ), *SMB*, *HML* e *momentum* que compõem a equação básica do modelo de Carhart (1997), apresentada no capítulo 2; e b) os testes de análise de robustez dos modelos.

#### 3.4.1 Formação dos fatores de risco

Os fatores de risco empregados no modelo de quatro fatores de Carhart (1997) foram construídos por meio da utilização de doze carteiras classificadas por *tamanho*, relação *book-to-market* (*VC/VM*) e fator *momentum* dos ativos, conforme sugerido por Fama e French (1993) e por Carhart (1997). Inicialmente, foram consideradas todas as ações listadas na Bolsa de Valores do Estado de São Paulo (BMF&BOVESPA), no Mercado de Valores de Buenos Aires (Merval), na Bolsa do Comércio de Santiago, na Bolsa de Valores da Colômbia (BVC), na Bolsa Mexicana de Valores (BMV) e na Bolsa de Valores de Caracas (BVC), entre 31 de julho de 1994 e 31 de

março de 2012. Conforme supramencionado, utilizou-se este período de tempo em razão da maior estabilidade macroeconômica brasileira característica do período pós-julho de 1994.

Foram excluídas da amostra as empresas financeiras, conforme explicado, bem como as ações que não apresentaram: a) cotações mensais consecutivas para um período de 12 meses posterior ao de formação das carteiras; b) valor de mercado em 31 de dezembro e em 30 de junho de todos os anos analisados; e c) patrimônio líquido positivo em 31 de dezembro de todos os anos analisados.

Todos os retornos foram calculados mensalmente e de forma contínua, utilizando-se o logaritmo natural da razão preço da ação no mês  $t$  / preço da ação no mês  $t - 1$  ajustado por proventos, incluindo dividendos.

Para as empresas que possuíam ações de classe ON e PN, adotou-se procedimento diferente daquele proposto por Málaga & Securato (2004), sendo aceitos os dois papéis (ambos compuseram a amostra).

No caso brasileiro, adotou-se o CDI como *proxy* para a taxa de retorno livre de risco, bem como o índice Ibovespa como *proxy* para a carteira de mercado. Nos demais casos, foram utilizados o CDI de cada país como *proxy* das taxas de retornos livres de risco e os seguintes índices como *proxy* da carteira de mercado: Merval (Argentina), IPSA (Chile), IGBC (Colômbia), IPC (México) e IBVC (Venezuela). Essas *proxies* foram escolhidas de acordo com as informações constantes das páginas oficiais dos Bancos Centrais desses países.<sup>8</sup>

Foram construídas doze carteiras para estimar os fatores *SMB* e *HML* e *momentum*, conforme sugerido por Fama e French (1993) e por Carhart (1997). Foram utilizados como base os resultados do final de junho, a partir dos seguintes passos: 1º) as ações foram ordenadas pelo valor de mercado em junho do ano  $t$  e divididas pela mediana em dois grupos; 2º) dentro de cada um desses dois grupos, as ações foram ordenadas por seu índice *VC/VM*, calculado em dezembro do ano  $t - 1$ , subdividindo-os em três outros grupos, conforme o 30º e o 70º percentil; 3º) dentro de cada um desses seis grupos as ações foram divididas, pela mediana, em dois grupos, de

<sup>8</sup> [www.bcra.gov.ar](http://www.bcra.gov.ar); [www.bcentral.cl](http://www.bcentral.cl); [www.banrep.gov.co](http://www.banrep.gov.co); [www.banxico.org.mx](http://www.banxico.org.mx); e [www.bcv.org.ve](http://www.bcv.org.ve).

acordo com os piores e os melhores retornos históricos acumulados nos onze meses anteriores à data de formação da carteira. Assim sendo, foram obtidas doze carteiras, constituídas com base no *tamanho*, na razão *VC/VM* e no *momentum* das ações, sendo cada uma delas com aproximadamente *n* ativos (*n*º ações listadas nas bolsas de valores mencionadas anteriormente para o período/12):

**Carteira 1:** S/L/LOS (*Small, low, loser*): ações com baixo valor de mercado (pequenas), baixo índice *VC/VM* e perdedoras (baixo retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 2:** S/L/WIN (*Small, low, winner*): ações com baixo valor de mercado (pequenas), baixo índice *VC/VM* e vencedoras (alto retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 3:** S/M/LOS (*Small, medium, loser*): ações com baixo valor de mercado (pequenas), médio índice *VC/VM* e perdedoras (baixo retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 4:** S/M/WIN (*Small, medium, winner*): ações com baixo valor de mercado (pequenas), médio índice *VC/VM* e vencedoras (alto retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 5:** S/H/LOS (*Small, high, loser*): ações com baixo valor de mercado, alto índice *VC/VM* e perdedoras (baixo retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 6:** S/H/WIN (*Small, high, winner*): ações com baixo valor de mercado, alto índice *VC/VM* e vencedoras (alto retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 7:** B/L/LOS (*Big, low, loser*): ações com alto valor de mercado, baixo índice *VC/VM* e perdedoras (baixo retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 8:** B/L/WIN (*Big, low, winner*): ações com alto valor de mercado, baixo índice *VC/VM* e vencedoras (alto retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 9:** B/M/LOS (*Big, medium, loser*): ações com alto valor de mercado, médio índice *VC/VM* e perdedoras (baixo retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 10:** B/M/WIN (*Big, medium, winner*): ações com alto valor de mercado, médio índice *VC/VM* e vencedoras (alto retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 11:** B/H/LOS (*Big, high, loser*): ações com alto valor de mercado, alto índice *VC/VM* e perdedoras (baixo retorno nos últimos onze meses).

**Carteira 12:** B/H/WIN (*Big, high, winner*): ações com alto valor de mercado, alto índice *VC/VM* e vencedoras (alto retorno nos últimos onze meses).

O fator *SMB* foi calculado com base na média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas pequenas menos a média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas grandes.

O fator *HML* foi calculado com base na média do retorno mensal das duas carteiras de ações de empresas com alta *VC/VM* menos o retorno médio mensal das duas carteiras de ações de empresas com baixa *VC/VM*.

O fator *risco do mercado* ( $R_{Mt} - R_{Ft}$ ) foi calculado com base na série histórica mensal compreendida entre 06/94 a 03/12, por meio da diferença entre o prêmio pelo risco pago pelo mercado [Ibovespa (Brasil); Merval (Argentina); IPSA (Chile); IGBC (Colômbia); IPC (México) e IBVC (Venezuela)] e o retorno trazido pelo investimento no ativo livre de risco (CDI de cada país considerado).

O fator *momentum* foi calculado com base na diferença entre a média do retorno acumulado no período de onze meses das três carteiras compostas por ações vencedoras (maiores retornos) e a média do retorno acumulado no período de onze meses das três carteiras compostas por ações perdedoras (menores retornos). Foi desconsiderado o retorno do último mês para que fosse evitado o fenômeno conhecido como *bid-ask bounce*, conforme sugerido por Carhart (1997).

Para os quatro fatores de risco (*tamanho*, *VC/VM*, *mercado* e *momentum*), os coeficientes foram obtidos por meio de uma análise de regressão das séries históricas dos prêmios pelo risco das carteiras contra a série histórica dos fatores de risco.

A avaliação do *value premium* nos seis mercados estudados foi feita por meio da comparação das médias dos retornos obtidos por carteiras *value* e carteiras *growth* de cada país, conforme feito por Fama e French (1993) e Carhart (1997).

### 3.4.2 Validação dos modelos

Dado que será possível fazer inferências a partir dos resultados obtidos nesse primeiro passo somente se houver aderência das características amostrais às hipóteses clássicas da estimativa

por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), testou-se a validade dos modelos, por meio dos testes de heterocedasticidade (*Breusch Pagan-Godfrey e White*), normalidade (*Anderson-Darling* ou *Shapiro Wilk*), multicolinearidade (matriz de correlação ou teste VIF) e autocorrelação (*Ljung-Box, Box-Pierce e Breusch-Godfrey*).

Avaliou-se, também, sua robustez, por meio do teste de estabilidade dos parâmetros de *Chow*. Para tal, dividiu-se a amostra de cada país em dois ou mais grupos, com base nos gráficos resultantes dos betas recursivos, calculados mensalmente, por carteira e por modelo, para todos os dados de cada mercado, de forma a avaliar o comportamento desses dados durante todo o período analisado. Dado que foram gerados 252 gráficos por país, eles não serão apresentados nem como anexos do presente trabalho, podendo ser disponibilizados para todos os interessados mediante solicitação<sup>9</sup>.

### **3.5 Metodologia para verificar se a incorporação da variável *risco-país* acarretou ganhos do ponto de vista do poder explicativo do modelo de precificação de ativos**

Na segunda parte do trabalho, avaliou-se a influência que a variável *risco-país* exerce sobre os retornos condicionados dos ativos nos mercados emergentes. Para tal, considerou-se o *EMBI Global*, em suas versões nacionais, como o quinto fator do modelo de precificação e avaliou-se, por meio de testes estatísticos, se essa inclusão aumentou o poder de explicação do modelo.

Para analisar se o *risco-país* explica parte das variações dos retornos das ações, foram utilizadas regressões múltiplas, tendo como variável dependente os retornos mensais das doze carteiras menos a taxa livre de risco; e como variáveis independentes os três fatores de Fama e French (1993), o fator *momentum* de Carhart (1997) e a primeira diferença dos valores mensais do *risco-país*, de forma a garantir a estacionariedade da série, conforme a equação (4):

---

<sup>9</sup> O total de 252 gráficos por país pode ser encontrado da seguinte forma: em termos de coeficientes de fatores, são 2 gráficos para o modelo CAPM, 4 gráficos para modelo de três fatores, 5 gráficos para o modelo de quatro fatores e 6 gráficos para o modelo de 5 fatores. Dado que devem ser somados a esses mais 4 gráficos de resíduos recursivos (1 para cada modelo) e que são doze carteiras por país, o cálculo deve ser feito da seguinte forma  $(2+4+5+6+4)*12=252$ .

$$\mathbf{R}_{ci,t} - \mathbf{R}_{lrt} = \mathbf{a} + \mathbf{b}(\mathbf{RM} - \mathbf{R}_{lr})_t + \mathbf{s}(\mathbf{SMB})_t + \mathbf{h}(\mathbf{HML})_t + \mathbf{m}(\mathbf{WML})_t + \mathbf{r}(\mathbf{dEMBIG})_t + \mathbf{e}_t$$

(4)

Em que:

$\mathbf{R}_{ci,t}$  = retorno da carteira i, no mês t;

$\mathbf{R}_{lrt}$  = retorno do ativo livre de risco no mês t;

$\mathbf{R}_M$  = retorno da carteira de mercado no mês t;

$\mathbf{SMB}_t$  = *Small minus Big* ou prêmio pelo fator tamanho no mês t;

$\mathbf{HML}_t$  = *High minus low* ou prêmio pelo fator VC/VM no mês t;

$\mathbf{WML}_t$  = *Momentum* ou efeito *momentum* no mês t

$\mathbf{dEMBIG}_t$  = primeira diferença da medida do *risco-país* no mês t;

$\mathbf{e}_t$  = resíduo do modelo (ruído branco com distribuição normal, média zero e variância constante).

Verificou-se se a inclusão do fator *risco-país* no modelo de quatro fatores de Carhart (1997) alterou o efeito das outras variáveis ou do intercepto estimado. Essa resposta foi obtida por meio da comparação dos resultados da estimação do modelo de cinco fatores (Equação (4)) com os resultados obtidos com a remoção do *risco-país*, ou seja, com a utilização da Equação (3). Realizou-se, ainda, uma análise comparativa do modelo de cinco fatores (Equação (4)) com o modelo de três fatores de Fama e French (1993), expresso na Equação (2); e com o modelo de fator único ou CAPM, expresso na Equação (1).

A comparação dos modelos foi feita por meio do teste de *Wald*, via estatística F, conforme descrito em Heij et al. (2004).<sup>10</sup> Para tal, comparou-se o modelo restrito, representado pelos modelos de quatro fatores de Carhart (1997), três fatores de Fama e French (1993) e CAPM; com o modelo irrestrito, representado pelo modelo de cinco fatores.

A equação F foi calculada da seguinte forma:

---

<sup>10</sup> O uso do teste de *Wald* pressupõe a normalidade dos resíduos. Apesar de esse pressuposto não ter sido respeitado, conforme apresentado no Apêndice “Resultados dos testes de aderência das amostras às hipóteses clássicas de estimativas por MQO”, os resultados das estatísticas F encontrados foram validados com base no teorema do limite central que permitiu o relaxamento do pressuposto, em razão do número de observações utilizado, conforme explicado por Brooks (2002).

$$F = \frac{(R^2_{IR} - R^2_R)/m}{(1 - R^2_{IR}/n - k)}$$

Em que:

$R^2_{IR}$  =  $R^2$  do modelo irrestrito (cinco fatores)

$R^2_R$  =  $R^2$  do modelo restrito (quatro fatores, três fatores e CAPM)

$m$  = número de restrições

$n$  = número de observações

$k$  = número de coeficientes do modelo irrestrito

O teste de *Wald* teve como hipóteses nulas e alternativas as seguintes, em termos dos parâmetros estimados para as Equações 1, 2, 3 e 4:

- a) Na comparação do modelo de cinco fatores (Equação 4) com o modelo de quatro fatores (Equação 3):
  - $H_0: r = 0$
  - $H_1: r \neq 0$
- b) Na comparação do modelo de cinco fatores (Equação 4) com o modelo de três fatores (Equação 2):
  - $H_0: m = 0; r = 0$
  - $H_1: m \neq 0; r \neq 0$
- c) Na comparação do modelo de cinco fatores (Equação 4) com o modelo de fator único (Equação 1):
  - $H_0: s = 0; h = 0; m = 0; r = 0$
  - $H_1: s \neq 0; h \neq 0; m \neq 0; r \neq 0$

Nos casos em que houve ganhos com a inclusão do quinto fator, foi possível afirmar que a variável *risco-país* consistia em uma dimensão de risco relevante para a explicação dos retornos condicionados daqueles mercados.

Ressalta-se que os testes supramencionados foram feitos individualmente para cada país, uma vez que foi levada em consideração a possibilidade de a influência desse fator variar de país para país.

Dado que se pretendia estabelecer um paralelo entre esta pesquisa e os estudos realizados anteriormente, evidências de que os mesmos fatores influenciavam todos os mercados da mesma forma fortaleceriam o conhecimento acumulado sobre essa anomalia chamada *value premium*. Contudo, dado que os resultados obtidos foram diferentes, crê-se na necessidade de que outras variáveis macroeconômicas, institucionais ou comportamentais sejam estudadas, a fim de que as diferenças entre os mercados possam ser explicadas.

### 3.6 Metodologia para identificar e tratar *outliers*

Segundo Heij *et al.* (2004), a combinação entre heterocedasticidade e não normalidade dos resíduos pode ser um indício da presença de *outliers* na amostra. Dado que ambos foram encontrados em todos os modelos analisados, em alguns dos países estudados, optou-se por verificar a existência dos *outliers* e por tratá-los, apesar de a heterocedasticidade ter sido corrigida por meio do procedimento de *White* e de o teorema do limite central ter permitido o relaxamento do pressuposto da normalidade dos dados, o que asseguraria a validade das inferências.

*Outliers* são observações discrepantes que podem afetar a estimativa dos parâmetros e o ajuste do modelo quando da utilização do método MQO, uma vez que nos modelos estimados por este método todas as observações recebem o mesmo peso dentro da equação (HEIJ *et al.*, 2004). Sua identificação pode ser feita por meio de alguns testes, dentre os quais o *DFbeta*, método estatístico que mede a influência da *i-ésima* observação sobre a estimação do *j-ésimo* parâmetro beta ( $\beta$ ), utilizado no presente estudo:

$$DFBetas_{(j)i} = \frac{(\beta_j - \beta_{(j)i})}{s\sqrt{a_{jj}}}$$

Em que:



$\beta_j - \beta_{(j)i}$  = diferença no *i*-ésimo parâmetro estimado;

$s$  = desvio-padrão de  $b_i$ ;

$a_{jj}$  = (*jj*)ésimo elemento da diagonal da matriz  $(X'X)^{-1}$

Os valores em que  $|DFBeta| > \frac{2}{\sqrt{n}}$  são significativos indicam que a observação é um *outlier*.

Foram identificados os seguintes *outliers*, por país:

**Quadro 3:**  
*Outliers identificados por país, por meio do teste  $dfbeta$*

<b>Brasil</b>	<b>Argentina</b>	<b>Chile</b>	<b>Colombia</b>	<b>Mexico</b>	<b>Venezuela</b>
mar/98	dez/01	mai/02	fev/05	ago/98	ago/09
mai/98	jan/02	abr/03	jun/05	set/98	mar/12
nov/99	abr/02	jan/08	jul/05	fev/99	
jan/00	nov/02		mai/06	out/99	
abr/00	mai/09		jun/06	nov/99	
jan/01			dez/06	dez/99	
set/01			mar/07	fev/00	
nov/01			jan/08	abr/00	
jun/02				jun/00	
set/08				nov/00	
out/08				jan/01	
abr/09					

Fonte: Elaboração da autora.

O tratamento desses dados influentes foi feito mediante a utilização de *dummies*, conforme roteiro detalhado do pacote R constante do Anexo “Roteiro do R para tratamento de *outliers* por meio de *dummies*”. Após seu tratamento, todos os testes foram refeitos, por carteira e modelo, por país. Dado que praticamente não houve variação no que diz respeito aos valores e à significância dos coeficientes encontrados, tampouco no que diz respeito aos resultados de todos os testes a que foram submetidos os modelos; as análises feitas com base nos dados originais permaneceram inalteradas. As planilhas contendo os dados após o tratamento dos *outliers* compõem o Apêndice “Planilhas com dados após o tratamento de *outliers*” deste trabalho.

## 4. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo, serão apresentados os resultados relativos ao cálculo do *value premium*, por país; bem como será discutida a incorporação da variável *risco-país* ao modelo de precificação de ativos no Brasil e nos demais mercados latino-americanos estudados, por meio da exposição dos resultados dos testes de *Wald* feitos para comparar os modelos restritos (CAPM, três fatores e quatro fatores) com o modelo irrestrito, composto por cinco fatores, proposto no presente trabalho.

Além disso, serão apresentados os resultados comparativos, não somente entre os países latino-americanos estudados, mas também entre esses e os resultados obtidos por meio de estudos realizados anteriormente, explorados quando da revisão da literatura.

De forma a padronizar a exibição dos resultados, os dados relativos ao Brasil serão sempre apresentados em primeiro lugar. Na sequência, serão apresentados os dados relativos aos demais países latino-americanos estudados. Por fim, será feita a comparação com os resultados encontrados em estudos anteriores que tiveram por objetivo estudar, em especial, o mercado norte-americano; e, sempre que pertinente, outros mercados emergentes. As análises foram feitas tendo como base o nível de significância de 5%, salvo exceções expressas.

### 4.1 Análise descritiva dos dados

Conforme descrito na metodologia, a população de dados consistiu de todas as empresas listadas nas bolsas de valores dos seis países estudados entre 1º de junho de 1994 e 31 de março de 2012. Foram excluídas da população as empresas financeiras; aquelas que não apresentaram cotações mensais consecutivas por 24 meses, sendo 12 meses anteriores à data de formação da carteira (dados utilizados para o cálculo do fator *momentum*) e 12 meses posteriores à data de formação da carteira (dados utilizados para a análise dos retornos das ações); e aquelas que não possuíam valor de mercado em 31 de dezembro e 30 de junho de cada ano avaliado.

Além disso, em junho de cada ano foram construídas doze carteiras resultantes da intersecção de duas carteiras formadas com base no valor de mercado (*Small e Big*), três carteiras formadas com base no índice valor contábil/valor de mercado (*value, medium e growth*) e duas carteiras formadas com base nos retornos acumulados dos últimos onze meses (*winner e loser*).

Assim sendo, no caso brasileiro, após as exclusões supramencionadas, a amostra ficou composta por 176 ações por ano, em média, apresentando um mínimo de 140 ações em 1994 e um máximo de 311 ações em 2011. O número de ações em cada carteira, após o processo de formação descrito acima, variou entre 8 e 23, sendo respeitado o valor mínimo de 4 ações em cada carteira, conforme recomendado por Vaihekoski (2004).

No caso argentino, por sua vez, a amostra foi composta por 38 ações, em média, apresentando um mínimo de 20 ações entre 2000 e 2002 e um máximo de 46 ações em 2011. O número de ações em cada carteira variou entre 2 e 5, deixando de ser respeitado, em alguns casos, o valor mínimo de 4 ações em cada carteira, recomendado por Vaihekoski (2004).

No caso chileno, a amostra foi composta por 28 ações, em média, apresentando um mínimo de 17 ações entre 1998 e 2001 e um máximo de 38 ações em 2011. O número de ações em cada carteira variou entre 1 e 3, deixando de ser respeitado, em todos os casos, o valor mínimo de 4 ações em cada carteira, recomendado por Vaihekoski (2004).

No caso mexicano, a amostra foi composta por 24 ações, em média, apresentando um mínimo de 19 ações em 2000 e 2001 e um máximo de 34 ações em 2011. O número de ações em cada carteira variou entre 1 e 4, deixando de ser respeitado, em muitos casos, o valor mínimo de 4 ações em cada carteira, recomendado por Vaihekoski (2004).

Por fim, nos casos colombiano e venezuelano, a amostra foi composta por 12 ações, em média, apresentando um mínimo de 12 ações em 2005 e 2007, respectivamente; e um máximo de 14 ações em 2011 para ambos os países. O número de ações em cada carteira variou entre 1 e 2, motivo pelo qual foi cogitada a exclusão desses países da pesquisa. Contudo, dado que esses mercados são muito pequenos e, por essa razão, não muito estudados, optou-se por realizar as

análises de todos os seus dados nos moldes dos demais países, sendo apresentado o pequeno número de ações por carteira como uma possível restrição aos resultados encontrados.

## 4.2 Análise das carteiras

Em razão da disponibilidade de dados (CDI ou *EMBI Global*) e do número de ações mínimo (doze), requerido para a montagem das carteiras utilizadas para as avaliações propostas, o período de efetiva análise, por país, difere daquele relativo à coleta de dados mencionado anteriormente.

Nos casos brasileiro e mexicano, as análises foram feitas com base no período compreendido entre janeiro e fevereiro de 1998, respectivamente; e março de 2012. Essa diferença (entre o período de coleta dos dados e o período de efetiva análise) decorreu do fato de os valores relativos ao índice *EMBI Global*, necessários para a composição do modelo de cinco fatores proposto por este estudo, estarem disponíveis para o Brasil e para o México apenas a partir dos meses de janeiro e fevereiro de 1998.

Nos casos chileno e argentino, as análises foram feitas com base no período compreendido entre julho e outubro de 1999, respectivamente; e março de 2012. Assim como nos casos brasileiro e mexicano, essa restrição adveio do fato de os valores relativos a uma das variáveis (*EMBIG*, no caso chileno; e CDI, no caso argentino) estarem disponíveis apenas dentro dessa janela restritiva de prazo.

Nos casos colombiano e venezuelano, as análises descritas foram feitas com base no período compreendido entre janeiro de 2005 e janeiro de 2008, respectivamente; e março de 2012. Contudo, diferentemente do que aconteceu com os outros quatro mercados, a restrição se deveu ao número mínimo de ações necessárias para a montagem das carteiras (doze), existente somente a partir de 2005 e 2008, respectivamente.

**Tabela 1 - Rentabilidade média mensal e desvio-padrão médio mensal das carteiras, por país, por período analisado.**

<b>PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)</b>												
Carteiras	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Retorno médio	1.20%	1.83%	3.08%	1.79%	2.41%	3.16%	1.22%	0.70%	1.58%	0.88%	1.28%	0.85%
Desvio padrão	9.60%	9.36%	13.05%	9.11%	8.23%	10.00%	8.62%	8.86%	11.41%	9.42%	10.59%	10.28%
<b>PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99 A MAR/12)</b>												
Carteiras	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Retorno médio	0.73%	2.89%	1.80%	1.43%	1.47%	1.59%	0.61%	1.47%	0.25%	0.82%	0.22%	0.73%
Desvio padrão	20.09%	31.58%	23.79%	21.81%	17.06%	18.17%	14.45%	13.44%	13.61%	16.51%	13.19%	20.09%
<b>PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)</b>												
Carteiras	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Retorno médio	0.31%	1.38%	2.24%	1.13%	0.99%	1.38%	1.50%	1.05%	2.08%	0.90%	1.44%	1.81%
Desvio padrão	7.60%	6.77%	8.82%	7.29%	6.21%	8.13%	6.88%	7.32%	9.31%	9.07%	5.50%	6.80%
<b>PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)</b>												
Carteiras	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Retorno médio	2,20%	1,26%	-0,16%	2,37%	1,63%	0,52%	1,88%	1,62%	2,61%	1,65%	2,03%	1,80%
Desvio padrão	8,32%	8,81%	19,89%	7,59%	12,10%	10,37%	7,31%	7,81%	7,84%	7,35%	8,89%	9,43%
<b>PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)</b>												
Carteiras	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Retorno médio	1.34%	0.54%	1.39%	0.79%	1.24%	0.81%	0.88%	1.65%	0.16%	0.69%	-0.03%	1.02%
Desvio padrão	10.35%	9.49%	14.20%	8.58%	9.03%	12.60%	10.91%	12.00%	13.94%	10.67%	11.20%	9.90%
<b>PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)</b>												
Carteiras	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Retorno médio	1,44%	2,94%	2,72%	3,48%	2,87%	1,96%	-1,17%	3,03%	2,76%	4,51%	1,48%	1,65%
Desvio padrão	7,73%	11,40%	17,80%	21,10%	11,31%	15,10%	7,96%	28,67%	16,32%	14,21%	7,22%	18,54%

Fonte: Elaboração da autora

Conforme disposto na tabela 1, no caso brasileiro, o retorno médio mensal das carteiras *Small* foi de 2,24% e o das carteiras *Big* foi de 1,09%; no caso argentino, de 1,65% e de 0,66%; no caso chileno, de 1,24% e de 1,46%; no caso mexicano, de 1,02% e de 0,73%; no caso colombiano, de

1,30% e de 1,93%; e no caso venezuelano, de 2,57% e de 2,04%, respectivamente. Os valores encontrados para o Brasil, a Argentina, o México e a Venezuela vão ao encontro das evidências encontradas por Fama e French (1992, 1993) de que carteiras *Small* obtêm maior retorno médio do que carteiras *Big* no longo prazo. Nos casos chileno e colombiano, por outro lado, os resultados encontrados foram opostos àqueles obtidos por esses autores para o mercado norte-americano.

Analisando-se somente as carteiras *Small*, percebe-se que as carteiras de valor apresentaram uma rentabilidade mensal média superior à das carteiras de crescimento nos casos brasileiro (3,12% e 1,49%, respectivamente); argentino (1,70% e 1,08%); chileno (1,81% e 0,72%) e mexicano (1,10% e 1,06%). Conforme explicado por Fama e French (1993), baixos índices valor contábil/valor de mercado representam oportunidades de crescimento. Nesses quatro casos, essas oportunidades se concentraram nas empresas de maior valor de mercado, resultado contrário àquele encontrado por esses autores para o mercado americano. Por outro lado, nos casos colombiano e venezuelano, as carteiras de valor apresentaram uma rentabilidade mensal média inferior à das carteiras de crescimento (0,18% e 2,29%, respectivamente, no caso colombiano; e 2,34% e 2,46%, no caso venezuelano).

Ainda com relação às carteiras *Small*, nos casos brasileiro, colombiano e venezuelano as carteiras vencedoras apresentaram rentabilidade média mensal superior à das carteiras perdedoras (2,45% e 1,71%, respectivamente, no caso brasileiro; 1,51% e 1,10%, no caso colombiano; e 2,77% e 2,37%, no caso venezuelano). Por outro lado, nos casos argentino, chileno e mexicano, as carteiras vencedoras apresentaram rentabilidade mensal inferior às carteiras perdedoras (1,50% e 1,81%, respectivamente, no caso argentino; 1,17% e 1,31%, no caso chileno; e 0,94% e 1,09%, no caso mexicano).

Analisando-se apenas as carteiras *Big*, percebe-se que, nos casos brasileiro, chileno, colombiano e venezuelano as carteiras de valor também apresentaram um retorno médio superior ao das carteiras de crescimento (1,22% e 1,05%, respectivamente, no caso brasileiro; 1,95% e 1,20%, no caso chileno; 2,20% e 1,76%, no caso colombiano; e 2,20% e 1,67%, no caso venezuelano). Esse resultado foi idêntico àquele encontrado para as carteiras *Small* nos casos brasileiro e chileno (apesar de as diferenças terem sido inferiores às registradas anteriormente) e oposto

àquele encontrado para as carteiras *Small* nos casos colombiano e venezuelano. Por outro lado, nos casos argentino e mexicano, as carteiras de valor apresentaram uma rentabilidade mensal média inferior à das carteiras de crescimento (0,43% e 0,72%, respectivamente, no caso argentino; e 0,59% e 0,79%, no caso mexicano). Esses dois resultados foram opostos àqueles encontrados para as carteiras *Small* desses países.

Ainda com relação às carteiras *Big*, somente no caso venezuelano as carteiras vencedoras apresentaram rentabilidade superior às carteiras perdedoras (2,55% e 1,54%, respectivamente). Nos demais casos, as carteiras perdedoras apresentaram uma rentabilidade média superior à apresentada pelas vencedoras (1,17% e 1,01%, respectivamente, no caso brasileiro; 0,77% e 0,55%, no caso argentino; 1,54% e 1,39%, no caso chileno; 0,90% e 0,56%, no caso mexicano; e 2,04% e 1,82%, no caso colombiano). Esse resultado opõe-se àquele encontrado por Fama e French (1995) para o mercado norte-americano, segundo o qual a reversão é mais comum em ações do tipo *Small*.

Analisando-se as carteiras de valor e de crescimento independentemente do fato de serem grandes ou pequenas, percebe-se que a rentabilidade mensal média das primeiras é superior à das últimas nos casos brasileiro, argentino, chileno e venezuelano (2,17% e 1,27% respectivamente, no caso brasileiro; 1,06% e 0,90%, no caso argentino; 1,88% e 0,96%, no caso chileno; e 2,27% e 2,06%, no caso venezuelano), confirmando a existência do *value premium* nesses países. Nos casos mexicano e colombiano, as carteiras de crescimento apresentaram rentabilidade superior à das carteiras de valor (0,92% e 0,84%, respectivamente, no caso mexicano; e 2,02% e 1,19%, no caso colombiano), motivo pelo qual não foi possível confirmar a existência do *value premium* nesses países durante o período estudado. A confirmação da existência do *value premium* em quatro dos seis mercados analisados corrobora as evidências encontradas por Fama e French (1995) e Putrano (2009) de que a mineração de dados não pode ser considerada uma possível explicação para a existência do fenômeno, dado que mais uma vez ele foi detectado em outros mercados que não o norte-americano. Os resultados supramencionados possibilitam ainda outra conclusão: assim como foi evidenciado por Fama e French (2006), o *value premium* das carteiras de valor foi maior que aquele detectado para as carteiras de crescimento. Assim como foi ressaltado por esses autores, acredita-se que, se o indicador utilizado para mensurar a relação

*value/growth* não fosse o *VC/VM* (e fosse, por exemplo, a relação E/P ou os dividendos), os resultados poderiam ter sido diferentes.

Se o mesmo raciocínio for utilizado para as carteiras vencedoras e perdedoras, observa-se que as primeiras também apresentaram uma rentabilidade mensal média superior à das últimas nos casos brasileiro, colombiano e venezuelano (1,73% e 1,60%, respectivamente, no caso brasileiro; 1,67% e 1,57%, no caso colombiano; e 2,66% e 1,95%, no caso venezuelano). Isso significa que esses mercados foram caracterizados pela persistência no curto prazo (anos subsequentes ao de formação das carteiras) no período analisado; ou seja, que o fator *momentum* ajudou a explicar o retorno médio das ações. Essas evidências vão ao encontro daquelas apresentadas por Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994), Carhart (2002) e Phalippou (2004, 2008) para o mercado norte-americano. Contudo, são contrárias àquelas encontradas por Dall’Agnol (2001) para o mercado brasileiro.

Por outro lado, nos casos argentino, chileno e mexicano as carteiras perdedoras apresentaram uma rentabilidade mensal média superior à das vencedoras (1,29% e 1,03%, respectivamente, no caso argentino; 1,43% e 1,28%, no caso chileno; e 0,90% e 0,75%, no caso mexicano). Isso significa que esses mercados foram caracterizados pela reversão no curto prazo (anos subsequentes ao de formação das carteiras) no período analisado; ou seja, que o fator *momentum* não ajudou a explicar o retorno médio das ações.

Por fim, analisando-se as carteiras vencedoras e as perdedoras após sua divisão entre carteiras de valor e de crescimento, percebe-se que, a exemplo do que foi encontrado por Fama e French (1995), as carteiras de crescimento da América Latina se apresentaram como mais persistentes que as carteiras de valor: no primeiro caso (carteiras de crescimento), Brasil, Argentina, Chile e Venezuela foram persistentes; no segundo (carteiras de valor), apenas Argentina e México. A média mensal das carteiras de crescimento foi de 1,21% (perdedoras) e 1,34% (vencedoras), no caso brasileiro; 0,67% e 1,13%, no caso argentino; 0,91% e 1,02%, no caso chileno; 1,11% e 0,74%, no caso mexicano; e 0,12% e 4%, respectivamente, no caso venezuelano. Por outro lado, a média mensal de retornos das carteiras de valor foi de 2,33% (perdedoras) e 2,01% (vencedoras), no caso brasileiro; 1,03% e 1,16%, no caso argentino; 2,16% e 1,60%, no caso chileno; 0,78% e 0,92%, no caso mexicano; e 2,74% e 1,8%, respectivamente, no caso



venezuelano. Ressalta-se que, no caso colombiano, os retornos das carteiras perdedoras e vencedoras tanto no caso das ações de valor quanto das ações de crescimento foi praticamente o mesmo: 1,22% e 1,20%, respectivamente, no caso das ações de valor; e 2,04% e 2,01%, no caso das ações de crescimento.

Com o intuito de verificar se existia diferença entre o *value premium* das carteiras *Small* e *Big*, comparou-se o retorno médio mensal das carteiras *Small* caracterizadas pelo prêmio de valor (SHL e SHW) com o retorno médio mensal das carterias *Big* caracterizadas pelo prêmio de valor (BHL e BHW). Ao contrário do que foi encontrado por Fama e French (2006), para quem não houve diferença entre o *value premium* para carteiras *Small* e *Big*, neste estudo foi encontrado um prêmio de valor maior para carteiras *Small* em quatro países (Brasil, Argentina, México e Venezuela).

No que diz respeito aos desvios-padrão médios mensais das carteiras, apresentados por país, observa-se que, à exceção da Argentina e da Colômbia, os valores são muito próximos entre carteiras *Small* e *Big*: 9,89% e 9,86%, respectivamente, no caso brasileiro; 22,08% e 15,22%, no caso argentino; 7,47% e 7,48%, no caso chileno; 11,18% e 8,10%, no caso colombiano; 10,71% e 11,44%, no caso mexicano; e 14,36 e 15,5%, no caso venezuelano. Assim sendo, o tamanho poderia ser considerado uma dimensão do risco assumido pelos investidores somente nos mercados argentino e colombiano, casos em que as evidências são similares àquelas encontradas por Fama e French (1992, 1993) para o mercado americano. Fama e French (1998) encontraram para os mercados emergentes desvios anuais superiores a 50%, chegando o da Argentina a 137% e o da Venezuela a 221%. Neste estudo, esses valores são corroborados, o que indica sinais de grande volatilidade dos mercados. No caso brasileiro, o valor foi de 210%; no caso argentino, de 107%; no caso chileno, de 138%; no caso colombiano, de 257%; no caso mexicano, de 267%; e, no caso venezuelano, de 464%. A título de comparação, o desvio médio anual dos Estados Unidos corresponde a 15% (FAMA; FRENCH, 1998).

Por outro lado, quando comparados os desvios-padrão médios mensais das carteiras de valor e de crescimento, observa-se que, à exceção da Argentina, os valores são bastante distintos em todos os países: 11,19% para carteiras de valor e 9,19% para carteiras de crescimento, no caso brasileiro; 18,92% e 18,22%, no caso argentino; 8,27% e 7,71%, no caso chileno; 12% e 7,5%,

no caso colombiano; 12,66% e 10,13%, no caso mexicano; e 18,3% e 13,7%, no caso venezuelano. Em razão dessa diferença existente entre as variâncias das carteiras de valor e das carteiras de crescimento, a razão  $VC/VM$  pode ser considerada uma dimensão do risco assumido pelos investidores em cinco dos seis mercados avaliados, evidência similar àquela encontrada para o mercado americano por Fama e French (1992, 1993) e oposta àquela encontrada por Lakonishok, Shleifer e Vishny (1994) para o mesmo mercado. Além disso, dado que a variância das carteiras de valor é maior, a estratégia de valor pode ser considerada mais arriscada que a estratégia de crescimento, evidência também encontrada por Knowemberg e Salomons (2005) para os países emergentes por eles estudados.

**Tabela 2 - Prêmios mensais médios, desvios-padrão mensais médios, valores mínimos e máximos dos fatores de risco, por país, calculados com base na amostra total de cada mercado avaliado.**

Esta tabela evidencia o prêmio mensal dos fatores *risco mercado*, *tamanho*,  $VC/VM$ , *momentum* e *risco-país*. No caso brasileiro, o prêmio mensal é resultado da média mensal dos 172 meses estudados (jan/1998 a mar/2012); no argentino, dos 151 meses estudados (out/1999 a mar/2012); no chileno, dos 153 meses estudados (jul/1999 a mar/2012); no colombiano, dos 87 meses estudados (jan/2005 a mar/2012); no mexicano, dos 170 meses estudados (fev/1998 a mar/2012); e no venezuelano, dos 51 meses estudados (jan/2008 a mar/2012).

PAINEL 1: BRASIL					PAINEL 4: COLÔMBIA				
Fatores de risco	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Fatores de risco	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>SMB</i>	0.0107	0.0581	-0.2662	0.2466	<i>SMB</i>	0,0004	0,0439	-0,1070	0,1062
<i>HML</i>	0.0015	0.0767	-0.185	0.3256	<i>HML</i>	0,0019	0,0436	-0,1152	0,1049
<i>WML</i>	-0.0022	0.0582	-0.272	0.1579	<i>WML</i>	-0,0013	0,0338	-0,1199	0,1332
Ret. Mercado	0.0156	0.0828	-0.2829	0.5631	Ret. Mercado	0,0177	0,0845	-0,2434	0,2268
<i>EMBIG BR</i>	0.0594	0.0433	0.0155	0.2164	<i>EMBIG BR</i>	0,0248	0,0105	0,0113	0,0584
PAINEL 2: ARGENTINA					PAINEL 5: MEXICO				
Fatores de risco	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Fatores de risco	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>SMB</i>	0.0026	0.1289	-0.6065	1.1023	<i>SMB</i>	0.003	0.057	-0.204	0.264
<i>HML</i>	0.0049	0.1231	-0.6477	0.5121	<i>HML</i>	-0.004	0.095	-0.428	0.335
<i>WML</i>	-0.0035	0.097	-0.2718	0.4755	<i>WML</i>	-0.007	0.074	-0.245	0.291
Ret. Mercado	0.0157	0.1394	-0.4102	0.8641	Ret. Mercado	0.013	0.077	-0.326	0.194
<i>EMBIG AR</i>	0.2159	0.2281	0.0213	0.727	<i>EMBIG ME</i>	0.03	0.017	0.01	0.099
PAINEL 3: CHILE					PAINEL 6: VENEZUELA				
Fatores de risco	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Fatores de risco	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>SMB</i>	-0.00213	0.034596	-0.1136	0.078718	<i>SMB</i>	0,0046	0,1165	-0,5265	0,2571
<i>HML</i>	0.010335	0.060342	-0.28472	0.193349	<i>HML</i>	0,0226	0,1443	-0,2938	0,4349
<i>WML</i>	-0.00121	0.042639	-0.13993	0.130504	<i>WML</i>	0,0106	0,1461	-0,8331	0,2971
Ret. Mercado	0.01174	0.05507	-0.1836	0.196608	Ret. Mercado	0,0396	0,0814	-0,0975	0,3764
<i>EMBIG CH</i>	0.015229	0.00675	0.005742	0.040358	<i>EMBIG VN</i>	0,1164	0,0317	0,0557	0,1881

Fonte: Elaboração da autora

No que diz respeito ao desvio-padrão dos fatores, observa-se que nos casos brasileiro, chileno, colombiano e mexicano sua amplitude é próxima àquela encontrada por Fama e French (1993) para o mercado americano (entre 8,23% e 13,5%, no caso brasileiro; entre 0,67% e 6,03%, no caso chileno; entre 1% e 8%, no caso colombiano; e entre 2% e 9%, no caso mexicano). Nos casos argentino e venezuelano, por outro lado, essas amplitudes foram bastante superiores àquelas encontradas por Fama e French (1993) para o mercado americano, variando entre 9,70% e 22,81%, no caso argentino; e entre 7% e 29%, no caso venezuelano.

#### Quadro 4

**Resumo da análise descritiva da amostra, por país, e da análise das doze carteiras formadas, por país, com base na metodologia descrita por Fama e French (1993) e seguida por Carhart (1997). Encontram-se destacados, em negrito, os dados relativos aos países em que foi confirmada a existência do *value premium*; e em itálico, os dados relativos aos países que foram marcados pelo fenômeno da reversão (mais comum nas carteiras do tipo *Big*).**

<b>PAINEL 1: DADOS DESCRITIVOS</b>						
	<b>Argentina</b>	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colômbia</b>	<b>México</b>	<b>Venezuela</b>
Período de Coleta			jan/1994 - mar/2012			
Período de análise	out/1999 a mar/2012	jan/1998 - mar/2012	jul/1999 - mar/2012	jan/2005 - mar/2012	fev/1998 - mar/2012	jan/2008 - mar/2012
Variável restritiva	CDI	<i>EMBIG</i>	<i>EMBIG</i>	Número de ações	<i>EMBIG</i>	Número de ações
Nº de ações médio	38	176	28	12	24	12
Nº de ações mínimo	20 (entre 2000 e 2002)	140 (1994)	17 (entre 1998 e 2001)	12 (2005)	19 (entre 2000 e 2001)	12 (2007)
Nº de ações máximo	46 (em 2011)	311 (2011)	38 (2011)	14 (2011)	34 (2011)	14 (2011)
Nº de ações por carteira	2 a 5	8 a 23	1 a 3	1 ou 2	1 a 4	1 ou 2
Percentual máximo de y explicado por x para carteiras <i>Small</i> *	84%	30%	60%	54%	70%	33%
Percentual máximo de y explicado por x para carteiras <i>Big</i>	88%	55%	73%	86%	80%	83%
<b>PAINEL 2: CARTEIRAS SMALL</b>						
	<b>Argentina</b>	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colômbia</b>	<b>México</b>	<b>Venezuela</b>
RMM <i>Small</i> **	1.65%	2.24%	1.24%	1.30%	1.02%	2.57%
RMM <i>Small</i> - carteiras <i>value</i>	1.70%	3.12%	1.81%	0.18%	1.10%	2.34%
RMM <i>Small</i> - carteiras <i>growth</i>	1.08%	1.49%	0.72%	2.29%	1.06%	2.46%
RMM <i>Small</i> - carteiras vencedoras	1.50%	2.45%	1.17%	1.51%	0.94%	2.77%
RMM <i>Small</i> - carteiras perdedoras	<i>1.81%</i>	1.71%	<i>1.31%</i>	1.10%	<i>1.09%</i>	2.37%
<b>PAINEL 3 CARTEIRAS BIG</b>						
	<b>Argentina</b>	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colômbia</b>	<b>México</b>	<b>Venezuela</b>
RMM <i>Big</i>	0.66%	1.09%	1.46%	1.93%	0.73%	2.04%
RMM <i>Big</i> - carteiras <i>value</i>	0.43%	1.20%	1.95%	2.20%	0.59%	2.20%
RMM <i>Big</i> - carteiras <i>growth</i>	0.72%	1.05%	1.20%	1.76%	0.79%	1.67%
RMM <i>Big</i> - carteiras vencedoras	0.55%	1.01%	1.39%	1.82%	0.56%	2.55%
RMM <i>Big</i> - carteiras perdedoras	<i>0.77%</i>	<i>1.17%</i>	<i>1.54%</i>	<i>2.04%</i>	<i>0.90%</i>	1.54%
<b>PAINEL 4: VALUE PREMIUM</b>						

RMM - Carteiras <i>Value</i>	1.06%	2.17%	1.88%	1.19%	0.84%	2.27%
RMM - Carteiras <i>Growth</i>	0.90%	1.27%	0.96%	2.02%	0.92%	2.06%

PAINEL 5: *MOMENTUM*

	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Venezuela
RMM - Carteiras vencedoras	1.03%	1.73%	1.28%	1.67%	0.75%	2.66%
RMM - Carteiras perdedoras	1.29%	1.60%	1.43%	1.57%	0.90%	1.95%

\* y = retorno mensal médio dos ativos; x = variáveis explicativas consideradas no estudo: beta de mercado, tamanho, razão VC/VM, *momentum* e *risco-país*.

\*\*RMM = Retorno médio mensal

**Negrito = Foi detectado *value premium* no país analisado**

*Itálico = Foi detectado o fenômeno da reversão dos retornos das ações no país*

Fonte: Elaboração da autora

### 4.3 Análise da utilização dos modelos CAPM, Três Fatores, Quatro Fatores e Cinco Fatores para o cálculo no *value premium* nos casos estudados

#### 4.3.1 Modelo CAPM

Com base nas estimativas apresentadas na tabela 3, é possível observar que os valores dos interceptos do modelo CAPM foram pouco significativos para no mínimo carteiras em todos os países analisados (dez, no caso chileno; onze, nos casos brasileiro, mexicano e colombiano; e doze, nos casos argentino e venezuelano), motivo pelo qual não poderia ser rejeitada a hipótese de utilização desse modelo para explicar seus retornos esperados<sup>11</sup>. Além disso, todos os valores de beta (coeficientes do fator mercado) foram positivos e significativos, para todos os países, motivo pelo qual foi rejeitada a hipótese de que fossem iguais a zero no nível de significância de 1%. Assim sendo, não foi possível rejeitar o princípio básico do CAPM de que existe uma relação positiva entre os retornos médios das carteiras e os betas de mercado, resultado contrário àquele encontrado por Fama e French (1992, 1993). Por fim, foi testado o impacto da exclusão do intercepto do modelo sobre a estimativa de seu coeficiente beta. Concluiu-se que não somente o valor do coeficiente sofreu pequena alteração quando da exclusão, como também sua significância permaneceu praticamente inalterada.

<sup>11</sup> Segundo Fama e French (1998), se o modelo testado descreve os retornos esperados; então, seu intercepto deve ser estatisticamente igual a zero.

**Tabela 3 - Resultados da regressão do modelo CAPM**

Resultados, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993) e utilizada por Cahart (1997). As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação  $VC/VM$  e perdedora (SLL) para a maior, com maior relação  $VC/VM$  e vencedora (BHW). A carteira de mercado está representada pelo índice de mercado pertinente a cada país, a saber: Ibovespa (Brasil), Merval (Argentina), IPSA (Chile), IGBC (Colômbia), IPC (México) e IBVC (Venezuela). O ativo livre de risco utilizado foi o CDI de cada país. O período está indicado, por país, no título de cada painel.

<b>PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.02	0.00	0.01	0.02**	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
b	0.44*	0.40*	0.49*	0.39*	0.34*	0.44*	0.28*	0.36*	0.34*	0.28*	0.36*	0.26*

  

<b>PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
b	0.82*	1.49*	1.05*	1.00*	0.86*	0.96*	0.78*	0.80*	0.66*	0.97*	0.74*	0.82*

  

<b>PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	-0.01	0.00	0.01**	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01**
b	0.64*	0.85*	0.82*	0.86*	0.73*	1.04*	0.83*	0.94*	1.09*	1.05*	0.65*	0.83*

  

<b>PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.01	0.00	-0.02	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
b	0.45*	0.70*	1.37*	0.51*	1.02*	0.78*	0.72*	0.59*	0.68*	0.75*	0.88*	0.99*

  

<b>PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.00	-0.01	-0.01	-0.01*	0.00
b	0.89*	0.88*	1.30*	0.93*	0.90*	1.00*	0.95*	1.14*	0.88*	0.88*	1.05*	0.81*

  

<b>PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/08 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	-0.03	-0.02	0.01	0.02	-0.01	-0.03
b	0.14	0.22	0.46	0.88**	0.39**	0.20	0.07	1.25**	0.07	0.60**	0.31**	1.30*

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

Dado que será possível fazer inferências a partir dos resultados obtidos nesse primeiro passo somente se houver aderência das características amostrais às hipóteses clássicas da estimativa por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), verificou-se a validade do modelo por meio dos testes de heterocedasticidade (*Breusch Pagan-Godfrey e White*), normalidade (*Anderson-Darling*

ou *Shapiro Wilk*), multicolinearidade (matriz de correlação ou teste VIF) e autocorrelação (*Ljung-Box*, *Box-Pierce* e *Breusch-Godfrey*).

**Tabela 4 - Resultados dos testes das hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo CAPM**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedoras (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedoras (BHW). O período está indicado, por país, no título de cada painel.

<b>PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	0.19	0.02	0.45	1.36	0.47	1.91	0.03	0.08	0.12	1.40	0.54	0.02
Estatística <i>White</i>	25.28*	14.35*	1.31	39.26*	24.07*	5.10	20.24*	10.82*	0.81	12.62*	2.18	4.03
Estatística <i>A. Darling</i>	1.33*	2.84*	4.28*	1.11*	0.82**	2.66*	1.08*	0.87**	3.80*	1.88*	2.70*	2.06*
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.97*	0.90*	0.87*	0.97*	0.98*	0.94*	0.96*	0.98*	0.82*	0.94*	0.91*	0.94*
Estatística <i>Box-Pierce</i>	0.19	3.23	4.98**	0.00	3.81	1.45	1.31	4.37**	0.48	4.05**	8.52*	2.11
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.19	3.29	5.07**	0.00	3.88	1.48	1.33	4.44**	0.49	4.12**	8.67*	2.15
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.21	3.87	5.42**	0.00	4.08	1.53	1.43	4.96**	0.51	4.34**	9.52*	2.31

  

<b>PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	35.71*	46.86*	45.95*	49.83*	43.14*	1.80	4.21*	0.90	3.88***	14.52***	0.32	0.24
Estatística <i>White</i>	57.96*	115.63*	88.30*	121.26*	102.15*	2.03	7.73**	20.62*	4.46	26.13*	2.96	0.24
Estatística <i>A. Darling</i>	5.85*	5.85*	11.63*	11.63*	5.21*	2.57*	1.35*	0.95**	2.56*	1.72*	1.53*	2.83*
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.84*	0.55*	0.66*	0.67*	0.75*	0.91*	0.96*	0.98**	0.91*	0.95*	0.95*	0.91*
Estatística <i>Box-Pierce</i>	2.15	8.17*	7.26**	12.49*	1.97	0.21	0.10	3.21***	17.56*	0.10	0.11	14.19*
Estatística <i>Ljung-Box</i>	2.20	8.33*	7.40**	12.74*	2.00	0.22	0.10	3.28***	17.91*	0.10	0.12	14.47*
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	2.20	8.69*	8.06*	13.23*	1.99	0.22	0.11	3.21***	17.56*	0.10	0.11	14.98*

  

<b>PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	0.03	0.02	3.06	0.01	0.92	0.52	0.11	2.12	9.96*	4.51**	0.23	3.03
Estatística <i>White</i>	0.75	0.09	3.19	0.32	1.61	3.01	1.91	2.16	26.79*	7.07**	0.95	3.40
Estatística <i>A. Darling</i>	5.82*	0.53	1.90*	0.75***	0.46	1.53*	0.78**	0.83**	3.18*	2.16*	1.12**	1.19*
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.82*	0.99	0.96*	0.95*	0.97**	0.96*	0.98**	0.98***	0.84*	0.90*	0.97*	0.94*
Estatística <i>Box-Pierce</i>	5.15**	3.16***	0.02	0.00	6.08**	0.00	3.89***	1.86	0.41	0.04	8.21*	2.23
Estatística <i>Ljung-Box</i>	5.25**	3.23***	0.02	0.00	6.21**	0.00	3.97***	1.89	0.42	0.04	8.37*	2.27
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	5.19**	3.17***	0.03	0.00	6.13**	0.00	3.93***	1.86	0.42	0.04	8.30*	2.24

  

<b>PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	1.64	2.76	7.07*	11.11*	2.08	2.68	0.41	3.39***	2.71	2.19	4.41**	0.18
Estatística <i>White</i>	3.16	2.79	10.88*	17.88*	2.08	12.24*	0.42	5.05***	21.47*	2.81	13.29*	0.35
Estatística <i>A. Darling</i>	1.62*	2.27*	2.27*	1.61*	0.34	2.10*	0.74***	1.35*	1.18*	0.46	0.47	0.30
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.91*	0.91*	0.92*	0.93*	0.99	0.91*	0.98	0.87*	0.95*	0.98	0.98	0.99
Estatística <i>Box-Pierce</i>	1.30	2.52	1.43	2.14	0.16	3.58***	2.95***	0.03	0.23	0.37	1.33	0.76

Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.34	2.61	1.48	2.22	0.17	3.71***	3.06***	0.03	0.24	0.38	1.38	0.78
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	1.37	2.53	1.45	2.20	0.16	3.62***	2.96***	0.03	0.23	0.37	1.35	0.76

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	3.56	0.01	0.95	0.24	0.34	6.78**	2.17	1.88	5.84**	0.89	3.00	5.03**
Estatística <i>White</i>	16.71*	5.39	6.02	4.68	1.79	12.74*	3.23	7.42**	7.99**	4.44	9.41*	24.04*
Estatística <i>A. Darling</i>	3.06*	2.68*	1.94*	1.12*	1.71*	3.45*	1.12*	1.44*	4.13*	2.42*	2.56*	1.10*
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.91*	0.93*	0.96*	0.98*	0.96*	0.78*	0.98*	0.96*	0.90*	0.93*	0.95*	0.98*
Estatística <i>Box-Pierce</i>	0.25	0.33	1.07	2.23	0.00	0.20	0.34	0.68	0.75	0.08	1.19	13.15*
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.25	0.33	1.09	2.27	0.00	0.20	0.35	0.69	0.76	0.08	1.21	13.38*
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.26	0.33	1.07	2.33	0.00	0.20	0.35	0.68	0.75	0.08	1.19	13.24*
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	3.56	0.01	0.95	0.24	0.34	6.78**	2.17	1.88	5.84**	0.89	3.00	5.03**

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/08 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	0.01	0.94	1.86	0.44	0.01	0.16	0.00	1.98	0.64	0.51	0.00	2.05
Estatística <i>White</i>	0.34	0.99	2.74	0.46	0.29	0.55	0.51	2.62	0.64	0.97	0.00	3.37
Estatística <i>A. Darling</i>	1.47*	2.44*	4.73*	2.31*	1.00*	6.09*	3.47*	7.22*	3.71*	1.69*	1.50*	0.19*
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.94**	0.87*	0.76*	0.83*	0.93**	0.68*	0.86*	0.45*	0.79*	0.88*	0.92*	0.92**
Estatística <i>Box-Pierce</i>	0.98	0.12	1.08	0.41	0.39	4.08**	5.95**	1.13	1.13	0.18	0.01	0.92
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.04	0.13	1.15	0.43	0.42	4.33**	6.31**	1.20	1.20	0.19	0.01	0.97
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	1.03	0.12	1.12	0.42	0.40	4.12**	5.95**	1.18	1.13	0.20	0.01	0.98

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

Avaliando-se a tabela 4, observa-se que o teste de *Breusch Pagan-Godfrey* não rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade dos dados para nenhuma das carteiras no caso brasileiro; mas rejeitou para seis carteiras, no caso argentino; para duas, no caso chileno; e para três, nos casos colombiano e mexicano. Por outro lado, o teste de *White* rejeitou a hipótese de homocedasticidade para sete carteiras, no caso brasileiro; para oito, no caso argentino; para duas, no caso chileno; para cinco no caso colombiano; e para seis, no caso mexicano. No caso venezuelano, nenhum dos dois testes rejeitou a hipótese nula para nenhuma das carteiras analisadas. Assim sendo, os dados de todas as carteiras para as quais houve rejeição, em todas as amostras, foram corrigidos por meio da utilização do procedimento de *White* para a obtenção de erros-padrão robustos. Não houve variações significativas nos valores dos interceptos nem dos coeficientes do fator mercado das carteiras após a correção.

No que diz respeito à normalidade, ambos os testes realizados – *Anderson-Darling* e *Shapiro Wilk* – rejeitaram a hipótese de normalidade dos dados para todas as carteiras. Nos casos

brasileiro, argentino, mexicano e venezuelano; para dez carteiras, no caso chileno; e para sete carteiras, no caso colombiano. Entretanto, considerando o teorema do limite central e o fato de que foram utilizadas, em média, 131 observações, conforme relatado no item 4.2, o pressuposto da normalidade pôde ser relaxado, conforme defendido por Brooks (2002) com base no teorema do limite central, motivo pelo qual o modelo não foi invalidado por não atender a esse pressuposto.<sup>12</sup>

No que diz respeito à autocorrelação, os testes realizados – *Ljung-Box*, *Box-Pierce* e *Breusch-Godfrey* – rejeitaram a hipótese nula de que não existe autocorrelação serial para quatro carteiras, no caso brasileiro; cinco carteiras, no caso argentino; três, no caso chileno; uma, no caso mexicano; e duas, no caso venezuelano. No que diz respeito à Colômbia, nenhum dos testes rejeitou a hipótese nula para nenhuma carteira analisada. Assim sendo, os dados das carteiras para as quais houve rejeição foram corrigidos, para todas as amostras, por meio do procedimento de *Newey-West*. Não houve variações significativas nos valores dos interceptos nem dos coeficientes do fator mercado das carteiras após a correção.

Por fim, por meio da matriz de correlação, percebe-se que não há indícios de multicolinearidade em nenhuma das amostras, conforme apresentado na tabela 5 (nenhum coeficiente foi superior a 0,49).

**Tabela 5 - Matriz de correlação, por país, das variáveis explicativas utilizadas pelos modelos CAPM, três, quatro e cinco fatores**

O fator *SMB* foi calculado com base na média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas pequenas menos a média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas grandes. O fator *HML* foi calculado com base na média do retorno mensal das duas carteiras de ações de empresas com alto *VC/VM* menos o retorno médio mensal das duas carteiras de ações de empresas com baixo *VC/VM*. O fator *momentum* foi calculado com base na diferença entre a média do retorno acumulado no período de 11 meses das três carteiras compostas por ações vencedoras (maiores retornos) e a média do retorno acumulado no período de 11 meses das três carteiras compostas por ações perdedoras (menores retornos). Foi desconsiderado o retorno do último mês para que fosse evitado o fenômeno conhecido como *bid-ask bounce*, conforme sugerido por Carhart (1997). O fator risco país foi calculado com base nos valores médios da primeira diferença de seus valores mensais, de forma a garantir a estacionariedade da série.

PAINEL 1: BRASIL					
Dados	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>WML</i>	Ret. Mercado	<i>EMBI<sup>G</sup> BR</i>
<i>SMB</i>	1.00				
<i>HML</i>	-0.04	1.00			
<i>WML</i>	-0.14	-0.19	1.00		

<sup>12</sup> Segundo o teorema do limite central, “se houver um grande número de variáveis aleatórias IID; então, com poucas exceções, a distribuição de sua soma tenderá para uma distribuição normal à medida que o número dessas variáveis aumentar indefinidamente” (GUJARATI, 2001, pg.94).



<b>Ret. Mercado</b>	0.11	0.05	-0.03	1.00	
<b>EMBI<sup>G</sup> BR</b>	-0.07	0.08	0.08	-0.04	1.00
<b>PAINEL 2: ARGENTINA</b>					
<b>Dados</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>WML</b>	<b>Ret. Mercado</b>	<b>EMBI<sup>G</sup> BR</b>
<b>SMB</b>	1.00				
<b>HML</b>	0.17	1.00			
<b>WML</b>	0.24	-0.17	1.00		
<b>Ret. Mercado</b>	0.18	-0.10	0.18	1.00	
<b>EMBI<sup>G</sup> AR</b>	0.07	-0.04	0.10	0.20	1.00
<b>PAINEL 3: CHILE</b>					
<b>Dados</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>WML</b>	<b>Ret. Mercado</b>	<b>EMBI<sup>G</sup> BR</b>
<b>SMB</b>	1.00				
<b>HML</b>	0.16	1.00			
<b>WML</b>	-0.21	-0.13	1.00		
<b>Ret. Mercado</b>	0.01	-0.10	-0.08	1.00	
<b>EMBI<sup>G</sup> CH</b>	0.10	0.05	-0.03	-0.13	1.00
<b>PAINEL 4: COLÔMBIA</b>					
<b>Dados</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>WML</b>	<b>Ret. Mercado</b>	<b>EMBI<sup>G</sup> BR</b>
<b>SMB</b>	1.00				
<b>HML</b>	-0,26	1.00			
<b>WML</b>	-0,14	0,11	1.00		
<b>Ret. Mercado</b>	-0,48	0,42	0,30	1.00	
<b>EMBI<sup>G</sup> CO</b>	0,01	0,07	-0,05	0,04	1.00
<b>PAINEL 5: MÉXICO</b>					
<b>Dados</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>WML</b>	<b>Ret. Mercado</b>	<b>EMBI<sup>G</sup> BR</b>
<b>SMB</b>	1.00				
<b>HML</b>	0.48	1.00			
<b>WML</b>	-0.33	-0.30	1.00		
<b>Ret. Mercado</b>	-0.06	-0.01	-0.08	1.00	
<b>EMBI<sup>G</sup> ME</b>	0.16	-0.16	-0.04	-0.05	1.00
<b>PAINEL 6: VENEZUELA</b>					
<b>Dados</b>	<b>SMB</b>	<b>HML</b>	<b>WML</b>	<b>Ret. Mercado</b>	<b>EMBI<sup>G</sup> BR</b>
<b>SMB</b>	1.00				
<b>HML</b>	0,04	1.00			
<b>WML</b>	0,06	0,11	1.00		
<b>Ret. Mercado</b>	-0,08	0,37	0,02	1.00	
<b>EMBI<sup>G</sup> VE</b>	-0,03	-0,15	0,03	0,049	1.00

Fonte: Elaboração da autora

### 4.3.2 Modelo de três fatores

A partir dos resultados apresentados na tabela 6, é possível constatar que os valores dos interceptos do modelo de três fatores foram pouco significativos para no mínimo dez carteiras em todos os países analisados (dez, no caso chileno; onze, nos casos colombiano e venezuelano; e doze, nos casos brasileiro, argentino e mexicano), resultado idêntico àquele encontrado quando da análise do modelo CAPM, motivo pelo qual não poderia ser rejeitada a hipótese de utilização desse modelo para explicar seus retornos esperados. Por outro lado, à exceção da Venezuela, para a qual apenas seis valores do coeficiente beta foram significativos, os demais valores do coeficiente foram significativos. No que diz respeito ao coeficiente *SMB* (fator *tamanho*), à exceção da Venezuela, para a qual apenas três valores do coeficiente *SMB* foram significativos; no mínimo sete valores foram significativos (sete, nos casos argentino e mexicano; oito, nos casos chileno e colombiano; e dez, no caso brasileiro). Por fim, quando os coeficientes *HML* (fator *VC/VM*) foram avaliados, no mínimo quatro foram significativos (quatro, no caso venezuelano; cinco, nos casos chileno e colombiano; sete, no caso brasileiro; nove, no caso mexicano; e dez, no caso argentino). Os resultados para os coeficientes *SMB* e *HML* convergem com os resultados encontrados por Fama e French (1993) e Carhart (1997) para os quais o desempenho do fator *SMB* foi superior àquele apresentado pelo fator *HML*.

**Tabela 6 - Resultados da regressão do modelo de três fatores ( $R_{ci,t} - R_{irt} = a + b(RM - R_{ir})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + e_t$ ), por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993)**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedora (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedora (BHW). A carteira de mercado está representada pelo índice de mercado pertinente a cada país, a saber: Ibovespa (Brasil), Merval (Argentina), IPSA (Chile), IGBC (Colômbia), IPC (México) e IBVC (Venezuela). O ativo livre de risco utilizado foi o CDI de cada país. O fator *SMB* foi calculado com base na média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas pequenas menos a média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas grandes. O fator *HML* foi calculado com base na média do retorno mensal das duas carteiras de ações de empresas com alto *VC/VM* menos o retorno médio mensal das duas carteiras de ações de empresas com baixo *VC/VM*. O período está indicado, por país, no título de cada painel.

**PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
b	0.40*	0.36*	0.43*	0.37*	0.32*	0.39*	0.33*	0.40*	0.33*	0.35*	0.42*	0.28*
s	0.35*	0.35*	0.48*	0.29*	0.18***	0.36*	-0.50*	-0.48*	-0.19	-0.66*	-0.65*	-0.60*
h	0.10	0.18**	0.36*	-0.03	0.05	0.19**	-0.16**	0.11	0.76*	-0.32*	-0.04	0.61*

**PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/98 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
--------------	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

a	-0.01	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
b	0.71*	1.19*	0.92*	0.77*	0.71*	0.97*	0.81*	0.83*	0.73*	0.94*	0.75*	0.89*
s	0.73*	1.61*	0.89*	1.13*	0.75*	0.10	-0.24*	-0.14*	-0.05	0.01	0.09***	-0.07
h	0.19**	-0.34*	0.21**	-0.46*	-0.31*	0.39*	-0.11	0.02	0.60*	-0.36*	0.19*	0.66*

**PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01***	0.01**	0.00	0.00	0.00	0.01**	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
b	0.64*	0.84*	0.83*	0.85*	0.72*	1.05*	0.78*	0.93*	1.12*	0.96*	0.65*	0.88*
s	0.58*	0.72*	0.28	0.47*	0.49*	0.61*	-0.18	-0.16	-0.10	-0.62*	-0.32*	-0.25**
h	-0.06	-0.10***	0.02	-0.14**	-0.12***	0.09	-0.38*	-0.02	0.29*	-0.69*	0.08	0.38*

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.01	0.00	-0.03	0.01	0.00	-0.01	0.01	0.00	0.01*	0.00	0.00	0.00
b	0.62*	0.69*	1.53*	0.78*	1.15*	0.85*	0.73*	0.58*	0.54*	0.78*	0.81*	0.84*
s	0.52**	-0.04	0.87	0.93*	0.60**	0.66*	-0.34*	0.01	-0.13	-0.30*	-0.28**	-0.22**
h	-0.19	0.03	0.27	-0.17	0.11	0.44**	-0.44*	0.07	0.52*	-0.48*	0.02	0.47*

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00
b	0.91*	0.89*	1.29*	0.93*	0.91*	1.01*	0.93*	1.12*	0.85*	0.84*	1.03*	0.77*
s	0.35*	0.22**	-0.18	0.05	0.15	0.17	-0.18	-0.37*	-0.63*	-0.73*	-0.34*	-0.76*
h	-0.14***	0.01	0.52*	-0.07	0.15**	0.40*	-0.21**	0.20**	0.86*	-0.34*	0.23*	0.64*

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/08 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.02**	0.00	0.01	0.02	-0.01	-0.03
b	0.15	0.27	0.39	0.82	0.52*	0.10	0.18	0.97*	-0.37	0.94*	0.32**	0.88*
s	0.02	0.26	-0.35	-0.23	0.33*	-0.32***	-0.20**	-1.73*	-0.30	-0.20	-0.11	-0.21
h	-0.01	-0.03	0.05	0.04	-0.13	0.08	-0.20**	0.11	0.61*	-0.54*	-0.03	0.58*

Fonte: Elaboração da autora

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Foram realizados, então, dois testes: foram excluídos os interceptos do modelo de três fatores e, na sequência, foi excluída a variável explicativa não significativa (*HML* ou *SMB*, caso a caso), a fim de que fosse avaliado o impacto dessas exclusões sobre o valor dos demais coeficientes e sua significância. As exclusões não resultaram em variações significativas nos valores dos interceptos nem dos coeficientes dos demais fatores do modelo para nenhuma carteira.

**Tabela 7 - Resultados dos testes de aderência das seis amostras utilizadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo de três fatores ( $R_{ci,t} - R_{lrt} = a + b(RM - R_{lr})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + e_t$ ), para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação  $VC/VM$  e perdedoras (SLL) para a maior, com maior relação  $VC/VM$  e vencedoras (BHW). O período está indicado, por país, no título de cada painel.

<b>PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	7.51	19.10*	17.37*	6.78***	13.91*	6.23	20.61*	4.46	26.18*	17.83*	0.65	15.67*
Estatística <i>White</i>	48.79*	70.26*	42.61*	61.94*	53.40*	19.10**	77.43*	46.98*	121.76*	60.71*	30.73*	72.08*
Estatística <i>A. Darling</i>	1.11**	1.94*	3.54*	1.19*	0.88**	2.28*	0.88**	0.86**	2.92*	1.22*	2.04*	0.71***
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.97*	0.93*	0.90*	0.97*	0.97*	0.94*	0.97*	0.97*	0.89*	0.96*	0.93*	0.98*
Estatística <i>Box-Pierce</i>	1.56	0.50	1.19	0.24	1.48	0.00	0.49	0.02	0.17	0.01	1.02	0.13
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.59	0.51	1.21	0.24	1.51	0.00	0.50	0.02	0.17	0.01	1.04	0.13
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	2.00	0.66	1.45	0.30	1.95	0.00	0.63	0.02	0.21	0.02	1.37	0.17
VIF RM-RF	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02
VIF <i>SMB</i>	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02
VIF <i>HML</i>	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01

  

<b>PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	13.22*	58.34*	17.58*	21.83*	32.79*	5.51	3.25	4.31	2.77	5.89	3.20	4.93
Estatística <i>White</i>	56.71*	95.41*	51.92*	34.72*	57.09*	15.31	13.54	42.01*	10.04	39.00*	16.59	48.88*
Estatística <i>A. Darling</i>	2.16*	1.70*	4.43*	1.03**	0.88**	2.34*	1.67*	0.82**	0.96**	1.32*	1.61*	1.42*
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.91*	0.94*	0.81*	0.98	0.96*	0.92*	0.94*	0.98***	0.96*	0.97*	0.96*	0.97*
Estatística <i>Box-Pierce</i>	0.02	2.00	4.04**	0.01	0.02	3.55	0.07	3.50	1.52	0.87	0.03	0.98
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.02	2.04	4.12**	0.01	0.02	3.62	0.07	3.57***	1.55	0.89	0.03	1.00
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.02	2.02	4.41**	0.01	0.02	3.78	0.08	3.59***	1.57	0.88	0.03	1.07
VIF RM-RF	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05
VIF <i>SMB</i>	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08
VIF <i>HML</i>	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05

  

<b>PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	4.76	4.85	2.81	0.07	11.75**	2.29	1.12	12.29**	10.58**	9.77**	7.60***	11.52**
Estatística <i>White</i>	9.93	23.57**	5.44	1.60	22.35**	9.20	3.93	22.87**	40.93*	27.88*	25.78*	53.54*
Estatística <i>A. Darling</i>	4.48*	0.60	1.82*	0.80**	0.54	1.00**	0.76***	0.89**	4.06*	0.82**	0.67	1.21*
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.85*	0.99	0.96*	0.95*	0.98***	0.98**	0.98**	0.98***	0.81*	0.93*	0.99	0.95*
Estatística <i>Box-Pierce</i>	7.64**	0.54	0.01	0.42	5.44**	0.17	0.39	2.63	0.12	0.09	4.44**	3.74***
Estatística <i>Ljung-Box</i>	7.79**	0.55	0.01	0.43	5.54**	0.18	0.40	2.69	0.12	0.09	4.53**	3.82***
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	7.75**	0.57	0.01	0.43	5.53**	0.19	0.41	2.65	0.12	0.09	4.65**	3.80***
VIF RM-RF	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01
VIF <i>SMB</i>	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03	1.03
VIF <i>HML</i>	1.04	1.04	1.04	1.04	1.04	1.04	1.04	1.04	1.04	1.04	1.04	1.04

  

<b>PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW

Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	1.16	3.06	5.12	11.20*	3.92	7.75*	3.75	5.49	2.42	1.42	5.46	3.60
Estatística <i>White</i>	11.63	4.45	8.75	20.50*	7.34	21.33*	19.58**	11.91	35.41*	4.16	15.90***	22.03**
Estatística <i>A. Darling</i>	1.32*	2.34*	1.76*	1.81*	0.32	0.65	0.46	1.44*	1.53*	0.29	0.38	0.21
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.90*	0.91*	0.93*	0.94*	0.99	0.98	0.99	0.87*	0.95*	0.98	0.98	0.99
Estatística <i>Box-Pierce</i>	1.85	2.48	0.41	0.42	0.10	0.85	0.08	0.07	0.40	0.03	3.96**	0.13
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.91	2.56	0.43	0.44	0.10	0.88	0.08	0.08	0.42	0.04	4.10**	0.13
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	1.98	2.50	0.42	0.46	0.10	0.91	0.08	0.07	0.41	0.04	4.07**	0.13
VIF RM-RF	1.49	1.49	1.49	1.49	1.49	1.49	1.49	1.49	1.49	1.49	1.49	1.49
VIF <i>SMB</i>	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31
VIF <i>HML</i>	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	7.64	1.56	1.22	2.58	1.89	23.75*	24.67*	1.92	4.80	15.12*	13.37*	7.58
Estatística <i>White</i>	23.54**	14.61	11.77	8.51	13.61	132.57*	62.70*	19.16**	44.61*	73.46*	18.25**	54.25**
Estatística <i>A. Darling</i>	3.01*	2.87*	1.58*	1.35*	0.75**	1.93*	1.43*	1.72*	1.93*	0.75*	1.74*	0.32
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.91*	0.93*	0.96*	0.97*	0.97*	0.87*	0.97*	0.96*	0.96*	0.98**	0.97*	0.99
Estatística <i>Box-Pierce</i>	0.65	0.33	1.91	1.84	0.02	0.69	0.58	0.81	0.11	2.18	0.90	5.95*
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.66	0.33	1.94	1.88	0.02	0.70	0.59	0.82	0.11	2.22	0.92	6.05*
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.68	0.34	1.98	1.96	0.02	0.69	0.58	0.83	0.12	2.21	0.92	6.08*
VIF RM-RF	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01
VIF <i>SMB</i>	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33
VIF <i>HML</i>	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/08 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	8.23**	1.06	3.04	5.77	1.57	0.37	4.61	21.14*	4.46	1.89	0.64	5.64
Estatística <i>White</i>	18.24**	1.54	8.24	17.15	6.90	5.87	17.37**	50.11*	31.43*	26.88*	4.90	28.61*
Estatística <i>A. Darling</i>	1.49*	1.63*	3.38*	2.14*	0.82**	4.32*	1.14*	1.42*	0.63	0.41	1.23*	0.93**
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.94**	0.89*	0.83*	0.85*	0.94**	0.75*	0.96***	0.85*	0.95**	0.97	0.93**	0.95*
Estatística <i>Box-Pierce</i>	1.04	0.01	1.97	0.02	0.00	1.26	8.90*	1.29	1.44	0.00	0.05	0.01
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.10	0.01	2.09	0.02	0.00	1.33	9.44*	1.36	1.52	0.00	0.05	0.01
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	1.12	0.01	2.13	0.03	0.00	1.52	9.52*	1.32	1.54	0.00	0.05	0.01
VIF RM-RF	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18
VIF <i>SMB</i>	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02
VIF <i>HML</i>	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

Avaliando-se a tabela 7, observa-se que o teste de *Breusch Pagan-Godfrey* rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade dos dados para duas carteiras, nos casos colombiano e venezuelano; para quatro, no caso mexicano; para cinco, nos casos argentino e chileno; e para sete, no caso brasileiro. O teste de *White*, por sua vez, rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade dos dados para cinco carteiras, no caso colombiano; para seis, no caso venezuelano; para sete, no

caso chileno; para oito, nos casos argentino e mexicano; e para doze carteiras no caso brasileiro. Assim sendo, os dados foram corrigidos por meio da utilização do método de *White*. Não houve variações significativas nos valores dos interceptos nem dos coeficientes do fator mercado das carteiras após a correção.

No que diz respeito à normalidade, ambos os testes realizados – *Anderson-Darling* e *Shapiro Wilk* – rejeitaram a hipótese de normalidade dos dados para, pelo menos, seis carteiras, no caso colombiano; chegando a doze, no caso argentino. Entretanto, considerando o teorema do limite central e o fato de que foram utilizadas, em média, 131 observações, o pressuposto da normalidade pôde ser relaxado, conforme defendido por Brooks (2002), motivo pelo qual o modelo não foi considerado invalidado por não atender a esse pressuposto.

No que diz respeito à autocorrelação, nenhum dos testes realizados – *Ljung-Box*, *Box-Pierce* e *Breusch-Godfrey* – rejeitou a hipótese nula de que não existe autocorrelação serial para o caso brasileiro. Por outro lado, ambos os testes rejeitaram a hipótese nula de que não existe autocorrelação serial para uma carteira, nos casos argentino, colombiano, mexicano e venezuelano; e para três carteiras, no caso chileno. Nesses casos, os dados foram corrigidos por meio do procedimento de *Newey-West*. Por fim, por meio do teste VIF e da matriz de correlação, apresentada anteriormente na tabela 5, percebe-se que não há indícios de multicolinearidade em nenhuma das amostras (o VIF máximo encontrado foi de 1,49).

#### 4.3.3 Modelo de quatro fatores

Analisando-se a tabela 8, observa-se que os valores dos interceptos do modelo de quatro fatores foram pouco significativos para no mínimo dez carteiras (dez, no caso chileno; onze, nos casos brasileiro, colombiano e venezuelano; e doze, nos casos argentino e mexicano), resultado idêntico àquele encontrado quando foram analisados os modelos CAPM e de três fatores, motivo pelo qual não poderia ser rejeitada a hipótese de utilização desse modelo para explicar seus retornos esperados. Por outro lado, todos os valores do coeficiente beta (fator *mercado*) foram significativos, para todas as amostras, à exceção do caso venezuelano, para o qual apenas seis valores do coeficiente beta foram significativos, resultado também idêntico àquele encontrado

quando da análise do modelo de três fatores. No que diz respeito ao coeficiente *SMB* (fator *tamanho*), todos os valores foram significativos no caso brasileiro; nove, nos casos argentino e chileno; oito, no caso colombiano; sete, no caso mexicano; e seis, no caso venezuelano. No que diz respeito aos coeficientes *HML* (fator *VC/VM*), quatro valores foram significativos, nos casos chileno e venezuelano; cinco, no caso colombiano; sete, no caso brasileiro; nove, no caso mexicano; e dez, no caso argentino. Por fim, quando os coeficientes *WML* (*retorno histórico*) foram avaliados, cinco de seus valores foram significativos, no caso colombiano; seis, nos casos chileno e venezuelano; e oito, nos casos brasileiro, argentino e mexicano. Os resultados encontrados para os coeficientes *SMB* e *HML* também foram idênticos àqueles encontrados por Fama e French (1993) e Carhart (1997) para os quais o desempenho do fator *SMB* foi superior àquele apresentado pelo fator *HML*.

**Tabela 8 - Resultados da regressão do modelo de quatro fatores ( $R_{ci,t} - R_{lr,t} = a + b(RM - R_{lr})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + m(WML)_t + e_t$ ), por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993)**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedora (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedora (BHW). A carteira de mercado está representada pelo índice de mercado pertinente a cada país, a saber: Ibovespa (Brasil), Merval (Argentina), IPSA (Chile), IGBC (Colômbia), IPC (México) e IBVC (Venezuela). O ativo livre de risco utilizado foi o CDI de cada país. O fator *SMB* foi calculado com base na média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas pequenas menos a média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas grandes. O fator *HML* foi calculado com base na média do retorno mensal das duas carteiras de ações de empresas com alto *VC/VM* menos o retorno médio mensal das duas carteiras de ações de empresas com baixo *VC/VM*. O fator *WML* foi calculado com base na diferença entre a média do retorno acumulado no período de 11 meses das três carteiras compostas por ações vencedoras (maiores retornos) e a média do retorno acumulado no período de 11 meses das três carteiras compostas por ações perdedoras (menores retornos). Foi desconsiderado o retorno do último mês para que fosse evitado o fenômeno conhecido como *bid-ask bounce*, conforme sugerido por Carhart (1997). O período está indicado, por país, no título de cada painel.

**PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01**	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
b	0.40*	0.36*	0.43*	0.36*	0.31*	0.39*	0.33*	0.40*	0.33*	0.35*	0.41*	0.28*
s	0.36*	0.38*	0.46*	0.34*	0.24**	0.37*	-0.54*	-0.52*	-0.27**	-0.56*	-0.55*	-0.50*
h	0.11	0.21**	0.35*	0.02	0.11	0.20**	-0.20*	0.08	0.68*	-0.22*	0.06	0.71*
m	0.06	0.16	-0.09	0.30*	0.33*	0.03	-0.23**	-0.22**	-0.49*	0.62*	0.62*	0.60*

**PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	-0.01	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	0.00
b	0.72*	1.16*	0.91*	0.76*	0.69*	0.97*	0.86*	0.84*	0.72*	0.89*	0.72*	0.86*
s	0.75*	1.53*	0.87*	1.09*	0.72*	0.10	-0.13**	-0.10**	-0.05	-0.12*	0.03	-0.13**
h	0.18***	-0.28*	0.23**	-0.43*	-0.29*	0.39*	-0.20*	-0.01	0.60*	-0.24*	0.25*	0.72*
m	-0.09	0.37*	0.11	0.18**	0.15**	0.03	-0.55*	-0.18**	0.02	0.67*	0.32*	0.33*

**PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01***	0.01**	0.00	0.00	0.00	0.01**	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
b	0.63*	0.85*	0.83*	0.85*	0.72*	1.06*	0.75*	0.89*	1.09*	0.99*	0.67*	0.91*
s	0.55*	0.73*	0.29	0.50*	0.51*	0.64*	-0.28**	-0.32*	-0.22	-0.51*	-0.25**	-0.13
h	-0.07	-0.10	0.02	-0.13***	-0.11***	0.10	-0.42*	-0.07	0.25**	-0.65*	0.10***	0.42*
m	-0.11	0.06	0.04	0.09	0.08	0.10	-0.43*	-0.69*	-0.52*	0.44*	0.33*	0.50*

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.01	0.00	-0.03	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.01*	0.00	0.01	0.00
b	0.62*	0.74*	1.47*	0.78*	1.12*	0.75*	0.76*	0.59*	0.63*	0.75*	0.72*	0.79*
s	0.52*	-0.04	0.87	0.93**	0.60**	0.66*	-0.34*	0.01	-0.13	-0.29*	-0.28**	-0.22**
h	-0.18	0.02	0.28	-0.17	0.11	0.45**	-0.44*	0.06	0.51*	-0.48*	0.03	0.47*
m	0.00	-0.39***	0.56	0.00	0.26	0.75*	-0.22***	-0.11	-0.81*	0.30*	0.70*	0.37*

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.01
b	0.89*	0.89*	1.28*	0.94*	0.91*	1.03*	0.90*	1.08*	0.80*	0.86*	1.06*	0.79*
s	0.27**	0.21**	-0.22	0.09	0.17***	0.24	-0.31**	-0.55*	-0.82*	-0.62*	-0.21***	-0.64*
h	-0.17**	0.01	0.50*	-0.05	0.15*	0.42*	-0.27*	0.13***	0.78*	-0.29*	0.28*	0.69*
m	-0.25*	-0.03	-0.12	0.11**	0.05	0.21***	-0.43*	-0.54*	-0.59*	0.32*	0.38*	0.35*

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	-0.02**	0.00	0.01	0.02	-0.01	-0.03
b	0.13	0.30	0.47	0.93**	0.55**	0.14	0.19	1.12*	-0.38	0.87*	0.28**	0.80*
s	-0.13	0.48**	0.33	0.60***	0.56*	0.00	-0.15	-0.57**	-0.40	-0.74*	-0.42*	-0.84*
h	-0.02	-0.01	0.09	0.10	-0.11	0.11	-0.19**	0.18	0.60*	-0.58*	-0.05	0.54*
m	0.17	-0.26	-0.77*	-0.95*	-0.27***	-0.36	-0.05	-1.33*	0.11	0.61*	0.35*	0.72*

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

Procedeu-se, então, à realização dos dois testes anteriormente descritos: foram retirados os interceptos do modelo de quatro fatores e, na sequência, excluídas as variáveis explicativas pouco significativas (*SMB*, *HML* e *WML*, caso a caso), a fim de que fosse avaliado o impacto dessas exclusões sobre o valor dos demais coeficientes e sua significância. As exclusões não resultaram em variações significativas nos valores dos interceptos nem dos coeficientes dos demais fatores do modelo para nenhuma carteira de nenhum país.





VIF <i>HML</i>	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06
VIF <i>WML</i>	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	1.95	6.51	5.01	13.44*	6.21	11.89*	7.63	10.31**	0.33	3.09	3.52	14.06**
Estatística <i>White</i>	15.88	10.47	22.41	30.05*	16.74	36.08*	23.00***	64.70*	32.24*	12.46	24.85**	38.39*
Estatística <i>A. Darling</i>	1.32*	2.34*	1.63*	1.81*	0.42	0.47	0.29	1.67*	0.68***	0.32	0.78**	0.19
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.90*	0.92*	0.93*	0.94*	0.98	0.98	0.99	0.85*	0.97***	0.98	0.96**	0.99
Estatística <i>Box-Pierce</i>	1.85	1.88	0.09	0.42	0.08	2.78	0.13	0.10	1.27	0.11	2.17	0.02
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.92	1.94	0.09	0.43	0.09	2.88***	0.13	0.10	1.31	0.11	2.24	0.02
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	2.08	1.93	0.09	0.46	0.09	2.94***	0.13	0.10	1.31	0.12	2.26	0.02
VIF RM-RF	1.59	1.59	1.59	1.59	1.59	1.59	1.59	1.59	1.59	1.59	1.59	1.59
VIF <i>SMB</i>	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31
VIF <i>HML</i>	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22	1.22
VIF <i>WML</i>	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	12.12**	8.02	4.56	3.43	2.89	23.86*	31.43*	4.14	5.22	13.91*	13.91*	7.31
Estatística <i>White</i>	31.71*	29.22*	21.39***	8.62	16.22	141.9*	106.87*	25.39**	45.60*	76.71*	27.47**	29.80*
Estatística <i>A. Darling</i>	2.50*	3.07*	1.59*	1.05*	0.70***	1.80*	1.85*	2.72*	1.56*	0.99*	1.34*	0.47
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.93*	0.93*	0.96*	0.98*	0.97*	0.87*	0.95*	0.92*	0.97*	0.98*	0.97*	0.99
Estatística <i>Box-Pierce</i>	0.58	0.21	1.34	2.19	0.00	0.34	0.00	1.52	0.06	0.10	1.00	2.17
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.59	0.21	1.36	2.23	0.00	0.34	0.00	1.55	0.06	0.10	1.02	2.21
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.60	0.22	1.41	2.33	0.00	0.34	0.00	1.57	0.06	0.10	1.01	2.22
VIF RM-RF	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02
VIF <i>SMB</i>	1.40	1.40	1.40	1.40	1.40	1.40	1.40	1.40	1.40	1.40	1.40	1.40
VIF <i>HML</i>	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36
VIF <i>WML</i>	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/07 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	6.61	1.30	0.73	0.87	3.07	2.22	10.49**	20.01*	4.88	7.40	2.17	3.33
Estatística <i>White</i>	18.69	3.94	3.78	10.89	5.72	6.00	23.28**	36.84*	39.54*	34.34*	13.85	21.70***
Estatística <i>A. Darling</i>	0.83**	1.41*	1.73*	1.12**	0.38	3.95*	1.27*	0.53	0.59	0.31	0.48	0.40
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.96	0.89*	0.89*	0.87*	0.96***	0.76*	0.95**	0.98	0.96***	0.98	0.97	0.98
Estatística <i>Box-Pierce</i>	1.79	0.20	0.93	0.08	0.01	0.25	7.88**	0.50	1.41	0.06	0.21	3.89**
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.89	0.21	0.98	0.08	0.01	0.26	8.35*	0.53	1.49	0.06	0.22	4.12**
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	1.96	0.21	1.01	0.09	0.01	0.40	8.48*	0.51	1.51	0.06	0.24	4.22**
VIF RM-RF	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19
VIF <i>SMB</i>	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99
VIF <i>HML</i>	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18
VIF <i>WML</i>	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

Avaliando-se a tabela 9, observa-se que o teste de *Breusch Pagan-Godfrey* rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade dos dados para duas carteiras, no caso venezuelano; quatro, nos casos chileno e colombiano; cinco, nos casos argentino e mexicano; e sete, no caso brasileiro. Por outro lado, o teste de *White* rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade dos dados para quatro carteiras, no caso venezuelano; seis, no caso colombiano; sete, no caso chileno; nove, no caso mexicano; onze, no caso argentino e para todas as carteiras, no caso brasileiro. Assim sendo, os dados foram corrigidos por meio da utilização do método de *White*. Não houve variações significativas nos valores dos interceptos nem dos coeficientes do fator mercado das carteiras após a correção.

No que diz respeito à normalidade, ambos os testes realizados – *Anderson-Darling* e *Shapiro Wilk* – rejeitaram a hipótese nula de normalidade para, pelo menos, cinco carteiras, nos casos chileno e venezuelano; chegando a doze, no caso brasileiro. Entretanto, considerando o teorema do limite central e o fato de que foram utilizadas, em média, 131 observações, o pressuposto da normalidade pôde ser relaxado, conforme defendido por Brooks (2002), motivo pelo qual o modelo também não foi invalidado por não atender a esse pressuposto.

No que diz respeito à autocorrelação, nenhum dos testes realizados – *Ljung-Box*, *Box-Pierce* e *Breusch-Godfrey* – rejeitou a hipótese nula de que não existe autocorrelação serial, nos casos brasileiro, colombiano e mexicano. Por outro lado, todos os testes rejeitaram a hipótese nula para uma carteira, no caso argentino; duas, no caso venezuelano; e quatro, no caso chileno. Por fim, por meio do teste VIF e da matriz de correlação, apresentada anteriormente na tabela 5, percebe-se que não há indícios de multicolinearidade na amostra (valor máximo de VIF = 1,99).

#### 4.3.4 Modelo de cinco fatores

Analisando-se a tabela 6, observa-se que os valores dos interceptos do modelo de cinco fatores foram pouco significativos para onze carteiras, no caso colombiano; e doze, nos demais casos. Por outro lado, todos os valores do coeficiente beta (fator *mercado*) foram significativos, para todos os países, à exceção do caso venezuelano para o qual apenas seis valores o foram, resultado idêntico àquele encontrado quando da análise dos modelos de três e quatro fatores. No

que diz respeito ao coeficiente *SMB* (fator *tamanho*), sete valores foram significativos, nos casos mexicano e venezuelano; oito, no caso colombiano; nove, nos casos argentino e chileno; e doze, no caso brasileiro. No que diz respeito aos coeficientes *HML* (fator *VC/VM*), quatro valores foram significativos, nos casos chileno e venezuelano; cinco, no caso colombiano; seis, no caso brasileiro; nove, no caso mexicano; e dez, no caso argentino. No que diz respeito aos coeficientes *WML* (fator *retorno histórico*), cinco de seus valores foram significativos, no caso colombiano; seis, nos casos chileno e venezuelano; oito, nos casos brasileiro e argentino; e nove, no caso mexicano. Por fim, nenhum coeficiente *EMBI<sup>G</sup>* (fator *risco-país*) foi significativo, nos casos chileno e colombiano; um foi significativo, nos casos argentino e venezuelano; seis, no caso mexicano; e onze, no caso brasileiro. Os resultados encontrados para os coeficientes *SMB* e *HML* também foram idênticos àqueles encontrados por Fama e French (1993) e Carhart (1997) para os quais o desempenho do fator *SMB* foi superior àquele apresentado pelo fator *HML*.

**Tabela 10 - Resultados da regressão do modelo de cinco fatores ( $R_{ci,t} - R_{lr,t} = a + b(RM - R_{lr})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + m(WML)_t + r(dEMBI^G)_t + e_t$ ), por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993)**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedora (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedora (BHW). A carteira de mercado está representada pelo índice de mercado pertinente a cada país, a saber: Ibovespa (Brasil), Merval (Argentina), IPSA (Chile), IGBC (Colômbia), IPC (México) e IBVC (Venezuela). O ativo livre de risco utilizado foi o CDI de cada país. O fator *SMB* foi calculado com base na média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas pequenas menos a média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas grandes. O fator *HML* foi calculado com base na média do retorno mensal das duas carteiras de ações de empresas com alto *VC/VM* menos o retorno médio mensal das duas carteiras de ações de empresas com baixo *VC/VM*. O fator *WML* foi calculado com base na diferença entre a média do retorno acumulado no período de 11 meses das três carteiras compostas por ações vencedoras (maiores retornos) e a média do retorno acumulado no período de 11 meses das três carteiras compostas por ações perdedoras (menores retornos). Foi desconsiderado o retorno do último mês para que fosse evitado o fenômeno conhecido como *bid-ask bounce*, conforme sugerido por Carhart (1997). O fator *EMBI<sup>G</sup>* foi calculado com base nos valores médios da primeira diferença dos valores mensais do risco país, de forma a garantir a estacionariedade da série. O período está indicado, por país, no título de cada painel.

PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)												
Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
b	0.25*	0.27*	0.31*	0.25*	0.18*	0.35*	0.20*	0.32*	0.19**	0.23*	0.31*	0.16**
s	0.36*	0.38*	0.46*	0.34*	0.24*	0.37*	-0.53*	-0.52*	-0.27*	-0.55*	-0.54*	-0.50*
h	0.05	0.18**	0.30*	-0.02	0.06	0.18	-0.25*	0.05	0.63*	-0.26*	0.02	0.66*
m	0.07	0.17	-0.08	0.31*	0.35*	0.04	0.22**	0.21**	-0.48*	0.63*	0.63*	0.61*
r	-3.44*	-2.16*	2.81*	-2.57*	-3.16*	-1.06	-3.07*	-1.71*	-3.30*	-2.64*	-2.33*	-2.72*

  

PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99A MAR/12)												
Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	-0.01	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	0.00
b	0.73*	1.15*	0.92*	0.75*	0.70*	0.96*	0.86*	0.84*	0.73*	0.89*	0.72*	0.86*
s	0.74*	1.54*	0.87*	1.09*	0.72*	0.10	-0.14**	-0.10**	-0.06	-0.12*	0.03	-0.13**

h	0.17***	-0.27*	0.22**	-0.42*	-0.29*	0.40*	-0.21*	-0.01	0.59*	-0.24*	0.25*	0.72*
m	-0.08	0.36*	0.12	0.18**	0.15**	0.03	-0.54*	-0.19*	0.03	0.66*	0.32*	0.33*
r	-0.25	0.27	-0.23	0.10	-0.05	0.20	-0.23***	0.13	-0.33**	0.05	0.09	0.12

**PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
b	0.64*	0.77*	0.89*	0.91*	0.69*	1.03*	0.77*	0.86*	1.09*	0.91*	0.67*	0.90*
s	0.55*	0.76*	0.26	0.47*	0.52*	0.65*	-0.28**	-0.31**	-0.22	-0.48*	-0.25**	-0.13
h	-0.07	-0.10	0.02	-0.13***	-0.11***	0.10	-0.42*	-0.07	0.25**	-0.65*	0.10	0.42*
m	-0.11	0.09	0.01	0.06	0.09	0.11	-0.43*	-0.68*	-0.52*	0.47*	0.33*	0.51*
r	0.35	-5.19	4.52	4.07	-2.02	-2.06	1.02	-2.03	0.38	-5.34	-0.31	-0.25

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.01	0.00	-0.03	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.01*	0.00	0.01	0.00
b	0.65*	0.71*	1.48*	0.80*	1.08*	0.77*	0.79*	0.51*	0.70*	0.77*	0.71*	0.80*
s	0.52*	-0.04	0.87***	0.93*	0.60**	0.66*	-0.34*	0.00	-0.12	-0.29*	-0.28**	-0.22**
h	-0.19	0.03	0.28	-0.17	0.12	0.45**	-0.45*	0.08	0.50*	-0.48*	0.03	0.47*
m	0.01	-0.39***	0.56	0.01	0.26	0.75*	-0.22***	-0.13	-0.79*	0.31*	0.70*	0.38*
r	1.30	-0.96	0.52	0.60	-1.51	0.40	1.17	-3.09	2.57	0.96	-0.63	0.36

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00
b	0.87*	0.78*	1.12*	0.94*	0.88*	0.88*	0.85*	0.97*	0.78*	0.77*	0.97*	0.74*
s	0.26**	0.18***	-0.27***	0.09	0.15***	0.20	-0.33**	-0.58*	-0.83*	-0.65*	-0.24**	-0.66*
h	-0.17**	0.00	0.48*	-0.05	0.15**	0.41*	-0.27*	0.12	0.78*	-0.31*	0.27*	0.68*
m	-0.25*	-0.02	-0.11	0.11**	0.05	0.22**	-0.42*	-0.53*	-0.59*	0.33*	0.39*	0.36*
r	-0.64	-4.11*	-5.93*	-0.19	-1.47	-5.65*	-1.79	-4.24*	-0.66	-3.86*	-3.78*	-1.93***

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/07 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.00	-0.01	0.01	0.00	-0.02***	0.00	0.02	0.02	0.00	-0.03***
b	0.01	0.24	0.57***	1.16*	0.50**	0.21	0.17	1.16*	-0.51***	0.84*	0.24**	0.82*
s	-0.15	0.47**	0.35	0.64**	0.56*	0.01	-0.15	-0.56**	-0.42***	-0.74*	-0.43*	-0.84*
h	-0.04	-0.02	0.11	0.15	-0.12	0.12	-0.20**	0.19	0.57*	-0.59*	-0.06	0.54*
m	0.20***	-0.24	-0.80*	-1.02*	-0.26***	-0.38***	-0.05	-1.34*	0.15	0.62*	0.36*	0.71*
r	-1.92*	-0.95	1.59	3.76***	-0.70	1.13	-0.32	0.65	-2.09	-0.56	-0.57	0.26

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

Foram realizados, novamente, dois testes: foram retirados os interceptos do modelo de cinco fatores e, na sequência, foram excluídas as variáveis explicativas pouco significativas (*SMB*, *HML*, *WML* e *EMBI<sup>G</sup>*, caso a caso), a fim de que fosse avaliado o impacto dessas exclusões sobre o valor dos demais coeficientes e sua significância. As exclusões não resultaram em variações

significativas nos valores dos interceptos nem dos coeficientes dos demais fatores do modelo para nenhuma carteira.

**Tabela 11 - Resultados dos testes de aderência das seis amostras utilizadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo de cinco fatores ( $R_{ci,t} - R_{lr,t} = a + b(RM - R_{lr})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + m(WML)_t + r(dEMBI^G)_t + e_t$ ), para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993)**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação  $VC/VM$  e perdedoras (SLL) para a maior, com maior relação  $VC/VM$  e vencedoras (BHW). O período está indicado, por país, no título de cada painel.

<b>PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	3.15	15.33**	18.10*	5.10	9.29	6.79	21.57*	7.46	46.01*	21.50*	16.14*	9.20
Estatística <i>White</i>	38.70*	87.78*	60.88*	51.29*	45.93*	32.31**	60.58*	88.38*	129.37*	59.30*	103.82*	44.18*
Estatística <i>A. Darling</i>	0.79**	0.98*	3.59*	0.49	0.21	2.14*	0.29	1.12*	1.18*	0.71	1.77*	0.58
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.98*	0.96*	0.90*	0.99	1.00	0.94*	0.99	0.96*	0.94*	0.99***	0.93*	0.99
Estatística <i>Box-Pierce</i>	6.23*	0.02	0.14	3.48***	0.21	0.01	0.16	0.64	0.04	1.21	1.36	4.28**
Estatística <i>Ljung-Box</i>	6.34*	0.02	0.14	3.54***	0.22	0.01	0.16	0.65	0.04	1.24	1.38	4.35**
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	7.39*	0.03	0.17	4.29**	0.26	0.01	0.20	0.83	0.05	1.58	1.79	5.53**
VIF RM-RF	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15	1.15
VIF <i>SMB</i>	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05
VIF <i>HML</i>	1.07	1.07	1.07	1.07	1.07	1.07	1.07	1.07	1.07	1.07	1.07	1.07
VIF <i>WML</i>	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08
VIF Risco País	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16
<b>PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	14.7*	68.7*	19.5*	16.3*	51.4*	4.6***	6.6**	18.8*	9.7**	4.7***	2.5***	10.6**
Estatística <i>White</i>	86.6*	121.9*	63.9*	37.9*	109.0*	37.4*	37.7*	69.5*	69.9*	29.7***	58.0*	65.8*
Estatística <i>A. Darling</i>	2.2*	1.3*	4.2*	1.0*	0.5**	2.4*	3.7*	1.3*	0.7**	1.3*	1.1*	0.3***
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.9*	1.0*	0.8*	1.0**	1.0*	0.9*	0.9*	1.0*	1.0*	1.0*	1.0*	1.0***
Estatística <i>Box-Pierce</i>	0.1	1.2	4.1*	0.1	0.3	3.8	1.5	8.9*	0.7	3.6	0.1	2.7
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.1	1.2	4.2*	0.1	0.3	3.8	1.5	9.0*	0.8	3.7	0.1	2.8
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.1	1.2	4.5*	0.1	0.3	4.1*	1.6	9.1*	0.8	3.7	0.1	3.1
VIF RM-RF	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1
VIF <i>SMB</i>	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2
VIF <i>HML</i>	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1
VIF <i>WML</i>	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1
VIF Risco País	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
<b>PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)</b>												
Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	6.73	8.31	6.58	5.84	11.21***	2.39	9.19	8.68	16.03**	30.33*	10.11***	16.91*
Estatística <i>White</i>	29.11***	35.47**	14.72	15.73	24.96	20.63	27.63	44.75*	81.33*	108.27*	57.33*	59.61*
Estatística <i>A. Darling</i>	4.71*	0.34	1.93*	0.54	0.43	0.77**	0.31	0.47	3.40*	0.35	0.87**	0.62

Estatística <i>S. Wilk</i>	0.84*	0.99	0.95*	0.96*	0.99	0.98***	0.99	0.99	0.84*	0.97**	0.98**	0.98**
Estatística <i>Box-Pierce</i>	8.30*	0.34	0.03	0.40	5.31**	0.57	2.59	2.21	0.01	0.11	5.94**	6.40**
Estatística <i>Ljung-Box</i>	8.46*	0.35	0.03	0.41	5.41**	0.58	2.64	2.25	0.01	0.11	6.06**	6.53**
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	8.52*	0.36	0.03	0.42	5.44**	0.61	2.73	2.31	0.01	0.11	6.30**	6.83**
VIF RM-RF	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20
VIF <i>SMB</i>	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08
VIF <i>HML</i>	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06
VIF <i>WML</i>	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09
VIF Risco País	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	2.18	6.84	5.04	16.98*	6.49	11.73**	6.56	11.12***	4.99	4.99	3.33	14.00*
Estatística <i>White</i>	20.72	17.42	26.15	36.08*	30.20***	39.76**	26.65	67.26*	29.81***	21.68	30.86***	39.80**
Estatística <i>A. Darling</i>	1.38*	2.27*	1.65*	1.81*	0.43	0.48	0.27	1.85*	0.54	0.25	0.74**	0.19
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.91*	0.92*	0.93*	0.94*	0.98	0.98	0.99	0.83*	0.98	0.98	0.96*	0.99
Estatística <i>Box-Pierce</i>	2.31	1.88	0.08	0.43	0.14	2.70	0.24	0.05	1.58	0.16	2.23	0.02
Estatística <i>Ljung-Box</i>	2.39	1.94	0.08	0.44	0.15	2.80	0.24	0.05	1.64	0.17	2.31	0.02
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	2.78	1.95	0.08	0.48	0.15	2.89	0.24	0.05	1.65	0.17	2.34	0.02
VIF RM-RF	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99	1.99
VIF <i>SMB</i>	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31
VIF <i>HML</i>	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23
VIF <i>WML</i>	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10
VIF Risco País	1.37	1.37	1.37	1.37	1.37	1.37	1.37	1.37	1.37	1.37	1.37	1.37

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	12.32**	8.58	3.71	3.52	2.57	29.48*	30.81*	4.23	6.42	3.91	11.55**	6.95
Estatística <i>White</i>	41.47*	32.09**	31.00	13.80	22.99	155.00*	108.11*	33.75**	48.60*	59.50*	30.99	44.99*
Estatística <i>A. Darling</i>	2.43*	2.90*	1.23*	1.05*	0.72	1.24*	1.93*	3.34*	1.52*	0.86*	1.60*	0.47
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.93*	0.93*	0.97*	0.98**	0.97*	0.90*	0.95	0.92*	0.97*	0.98**	0.97*	0.99
Estatística <i>Box-Pierce</i>	0.58	0.08	1.62	2.14	0.03	0.49	0.01	1.74	0.05	0.00	2.00	2.24
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.59	0.08	1.65	2.18	0.03	0.50	0.01	1.77	0.05	0.00	2.04	2.28
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.60	0.08	1.70	2.28	0.03	0.50	0.01	1.79	0.05	0.00	2.03	2.30
VIF RM-RF	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25
VIF <i>SMB</i>	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41
VIF <i>HML</i>	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36	1.36
VIF <i>WML</i>	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17
VIF Risco País	1.26	1.26	1.26	1.26	1.26	1.26	1.26	1.26	1.26	1.26	1.26	1.26

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/07 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística <i>Breusch-Pagan</i>	3.75	1.72	0.64	1.73	3.39	2.40	10.26	18.86*	5.75	13.99**	2.61	3.91
Estatística <i>White</i>	21.34	5.22	4.90	19.68	15.21	6.70	24.98	38.80**	40.72*	43.72*	22.11	26.94
Estatística <i>A. Darling</i>	0.71***	1.69*	1.79*	1.07**	0.37	3.72*	1.29*	0.62	0.44	0.33	0.37	0.42
Estatística <i>S. Wilk</i>	0.97	0.88*	0.89*	0.89*	0.96	0.77*	0.95**	0.97	0.96***	0.98	0.98	0.98

Estatística <i>Box-Pierce</i>	1.05	0.29	0.85	0.00	0.06	0.05	8.42*	0.27	3.17***	0.13	0.24	4.18**
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.11	0.31	0.90	0.00	0.06	0.06	8.92*	0.29	3.36***	0.14	0.25	4.43**
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	1.28	0.31	0.95	0.00	0.06	0.10	9.09*	0.28	3.43***	0.15	0.28	4.75**
VIF RM-RF	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35
VIF <i>SMB</i>	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00	2.00
VIF <i>HML</i>	1.21	1.21	1.21	1.21	1.21	1.21	1.21	1.21	1.21	1.21	1.21	1.21
VIF <i>WML</i>	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03
VIF Risco País	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

Avaliando-se a tabela 11, observa-se que o teste de *Breusch Pagan-Godfrey* rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade para duas carteiras, no caso venezuelano; três, nos casos chileno e colombiano; quatro, no caso mexicano; cinco, no caso brasileiro; e nove, no caso argentino. Por outro lado, o teste de *White* rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade dos dados para três carteiras, no caso venezuelano; quatro, no caso colombiano; seis, no caso chileno; oito, no caso mexicano; onze, no caso argentino; e para todas as carteiras, no caso brasileiro. Assim sendo, os dados foram corrigidos por meio da utilização do método de *White*. Não houve variações significativas nos valores dos interceptos nem dos coeficientes do fator mercado das carteiras após a correção.

No que diz respeito à normalidade, ambos os testes realizados – *Anderson-Darling* e *Shapiro Wilk* – rejeitaram a hipótese nula de normalidade dos dados para, pelo menos, cinco carteiras, no caso venezuelano; chegando a onze, no caso argentino. Entretanto, considerando o teorema do limite central e o fato de que foram utilizadas, em média, 131 observações, o pressuposto da normalidade pôde ser relaxado, conforme defendido por Brooks (2002), motivo pelo qual o modelo não foi invalidado por não atender a esse pressuposto.

No que diz respeito à autocorrelação, nenhum dos testes realizados – *Ljung-Box*, *Box-Pierce* e *Breusch-Godfrey* – rejeitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial para os casos colombiano e mexicano. Por outro lado, todos os testes rejeitaram a hipótese nula para duas carteiras, nos casos brasileiro, argentino e venezuelano; e quatro, no caso chileno. Assim sendo, esses dados foram corrigidos por meio do procedimento de *Newey-West*. Por fim, por meio do teste VIF e da matriz de correlação, apresentada anteriormente na tabela 5, percebe-se que não há indícios de multicolinearidade na amostra (o valor máximo de VIF = 2,03).



#### **4.4 Análise comparativa da utilização dos modelos CAPM, três fatores, quatro fatores e cinco fatores para o cálculo no *value premium* nos casos estudados**

**4.4.1** Impacto da inserção de novas variáveis explicativas sobre os valores dos coeficientes dos fatores iniciais de risco, por país.

Analisando-se o impacto da inclusão de novos fatores sobre os valores dos coeficientes dos fatores iniciais de risco, por meio da comparação dos dados constantes das tabelas 3, 6, 8 e 10, percebe-se que não houve alterações significativas, em nenhuma amostra, acontecendo o mesmo com a significância estatística desses fatores.

Seria interessante ressaltar o significado dos valores negativos dos coeficientes  $s$ ,  $h$ ,  $m$  e  $r$ . No caso brasileiro, os valores negativos de  $s$ , por exemplo, estão concentrados nas carteiras grandes, indicando que, nestes casos, o retorno das carteiras está negativamente relacionado ao fator, uma vez que quanto menor a carteira, maior o retorno médio mensal esperado. No que diz respeito a  $h$ , quando são analisadas carteiras de crescimento, este coeficiente será negativamente relacionado a seus retornos médios mensais, uma vez que ele capta os casos em que carteiras de valor apresentam retorno superior ao das carteiras de crescimento. No que diz respeito a  $m$ , quando carteiras perdedoras são avaliadas, este coeficiente será negativamente relacionado a seus retornos médios mensais, uma vez que capta os casos em que carteiras vencedoras apresentam retornos médios mensais superiores aos das carteiras perdedoras. Por fim, os valores negativos de  $r$  estão indicando que para aquelas carteiras o retorno mensal médio está negativamente relacionado à primeira diferença do risco país assumido pelo investidor, o que é esperado se os investidores forem considerados racionais (avessos ao risco). Raciocínio análogo deve ser utilizado quando da interpretação do sinal dos coeficientes para os demais países estudados.

Finalmente, por meio da análise dos coeficientes de mercado, percebe-se que os valores dos betas médios das carteiras de valor e de crescimento são praticamente idênticos, correspondendo, no caso brasileiro, a 0,34 para carteiras de crescimento e 0,38 para carteiras de valor; no caso argentino, a 0,89 e 0,87, respectivamente; no caso chileno, a 0,84 e 0,94; no caso colombiano, a

0,70 e 0,90; no caso mexicano, a 0,91 e 0,95; e no caso venezuelano, a 0,48 e 0,51. Assim sendo, a exemplo do que foi encontrado por Fama e French (2006) para o mercado norte-americano, o CAPM não foi capaz de capturar o fenômeno do *value premium* em nenhum dos mercados latino-americanos estudados. De acordo com Fama e French (1995), o beta médio das carteiras americanas do tipo value era de 0,8 e o das carteiras do tipo growth era de 1,72.

#### 4.4.2 Resultados dos testes de ajustamento dos modelos econométricos aos dados utilizados, por país.

A tabela 12 apresenta os valores de  $R^2$  ajustado, estatística F e erros-padrão das regressões calculadas para todos os modelos utilizados neste estudo, por país. Analisando-a, percebe-se que os valores de  $R^2$  ajustado cresceram, tanto no caso das carteiras *Small* quanto no caso das carteiras *Big*, em todas as amostras, à medida que foram incluídas novas variáveis explicativas no modelo, o que significa que a parcela de Y (retornos esperados das carteiras) explicada por X (variáveis explicativas do modelo) cresceu à medida que foram acrescentadas variáveis explicativas a ele. Contudo, no caso brasileiro, o percentual do retorno explicado pelas variáveis escolhidas não passou de 30% no caso das carteiras *Small* e não passou de 55% no caso das carteiras *Big*. No caso venezuelano, esses percentuais foram de 30% e 55%, respectivamente; no caso colombiano, de 54% e de 86%; no caso chileno, de 60% e 73%; no caso mexicano, de 70% e 80%; e no caso argentino, de 84% e 88%.

No caso brasileiro, em especial, nota-se que o percentual do retorno explicado pelas variáveis escolhidas cresceu significativamente quando da inclusão do quinto fator, crescimento parecido com aquele trazido pela inclusão dos fatores *SMB* e *HML* do modelo de três fatores ao modelo CAPM. Dado que o aumento marginal do coeficiente de determinação ajustado tende a se reduzir à medida que são acrescentados fatores explicativos à regressão, o aumento expressivo no caso brasileiro quando do acréscimo do quinto fator chama atenção. Contudo, apesar de o  $R^2$  ter aumentado, o fato de ainda ter permanecido pequeno indica que muito da variação do retorno ainda não está sendo captado pelos modelos. Consequentemente, a não rejeição de nenhum modelo para explicar os retornos médios por meio do critério de que todos geraram interceptos nulos pode ser falsa, conforme explicado por Fama e French (1998). Por outro lado, conforme defende Gujarati (2001), se for considerada a íntima relação entre o coeficiente de determinação

ajustado e o teste F (ambos variam diretamente), perceber-se-á que a adição das variáveis gerou melhora substancial na explicação desses retornos. Isso decorre do fato de o teste F, considerado uma medida de significância global da regressão estimada, poder ser considerado um teste de significância do  $R^2$ . Assim sendo, testar a hipótese nula de que os betas são iguais a zero, estatisticamente falando, equivale a testar se  $R^2$  é igual a zero. Dado que os resultados dos testes F obtidos para os cinco modelos, para todos os países, foram significativos a 1%, refutou-se essa hipótese nula.<sup>13</sup> Para as carteiras *Small* o valor de  $R^2$  ajustado variou entre 0,09 e 0,14, no caso do CAPM; entre 0,13 e 0,18, no caso do modelo de três fatores; entre 0,16 e 0,18, no caso do modelo de quatro fatores; e entre 0,18 e 0,30, no caso do modelo de cinco fatores. Para as carteiras *Big*, o valor de  $R^2$  ajustado variou entre 0,04 e 0,11, no caso do CAPM; entre 0,20 e 0,38, no caso do modelo de três fatores; entre 0,20 e 0,48, no caso do modelo de quatro fatores; e entre 0,26 e 0,55, no caso do modelo de cinco fatores.

**Tabela 12 - Comparação de valores de  $R^2$  ajustado, teste F e erro padrão da regressão, para todos os modelos, por país.**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação  $VC/VM$  e perdedoras (SLL) para a maior, com maior relação  $VC/VM$  e vencedoras (BHW).

PAINEL 1: BRASIL												
CAPM												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SH	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
$R^2$ ajustado	0.14	0.12	0.09	0.12	0.11	0.12	0.06	0.11	0.06	0.05	0.07	0.04
Est.F	29.17*	24.72*	18.08*	24.54*	22.03*	24.9*	12.6*	21.06*	11.34*	10.80*	14.40*	7.53*
EPR***												
*	0.09	0.09	0.12	0.08	0.08	0.09	0.08	0.08	0.11	0.09	0.10	0.10
Três fatores												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SH	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
$R^2$ ajustado	0.18	0.18	0.17	0.15	0.13	0.19	0.20	0.22	0.34	0.28	0.20	0.38
Est.F	13.60*	13.34*	12.26*	10.73*	8.62*	13.1*	13.57*	15.97*	28.92*	21.81*	14.21*	34.79*
EPR	0.09	0.08	0.12	0.08	0.08	0.09	0.08	0.08	0.09	0.08	0.10	0.08
Quatro fatores												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SH	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
$R^2$ ajustado	0.18	0.18	0.16	0.18	0.17	0.17	0.20	0.22	0.39	0.41	0.30	0.48
Est.F	10.22*	10.57*	9.24*	10.17*	9.49*	9.79*	11.5*	13.26*	27.86*	29.95*	18.87*	40.42*
EPR	0.09	0.08	0.12	0.08	0.07	0.09	0.08	0.08	0.09	0.07	0.09	0.07
Cinco fatores												

<sup>13</sup>  $F = \frac{R^2/(K-1)}{\frac{(1-R^2)}{(n-k)}}$ ; onde n = nº de observações e k = nº de coeficientes.

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SH	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.30	0.23	0.20	0.25	0.31	0.18	0.32	0.26	0.47	0.48	0.34	0.55
Est.F	15.77*	11.23*	9.65*	12.40*	16.13*	8.33*	16.83*	12.69*	30.73*	32.26*	18.44*	42.19*
EPR	0.09	0.08	0.12	0.08	0.07	0.09	0.08	0.08	0.09	0.07	0.09	0.07

## PAINEL 2: ARGENTINA

### CAPM

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.32	0.43	0.37	0.40	0.49	0.53	0.56	0.69	0.45	0.67	0.61	0.51
Est.F	70.27*	111.98*	90.92*	102.7*	145.89*	172.7*	194.5*	333.1*	125.22*	311.69*	232.88*	156.59*
EPR	0.17	0.24	0.19	0.17	0.12	0.12	0.10	0.07	0.10	0.09	0.08	0.11

### Três fatores

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.56	0.83	0.63	0.83	0.80	0.61	0.62	0.70	0.74	0.74	0.65	0.76
Est.F	65.26*	240.82*	87.62*	251.9*	204.78*	79.37*	82.47*	118.7*	140.12*	143.96*	93.35*	159.61*
EPR	0.13	0.13	0.14	0.09	0.08	0.11	0.09	0.07	0.07	0.08	0.08	0.08

### Quatro fatores

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.56	0.84	0.63	0.84	0.81	0.61	0.74	0.72	0.73	0.88	0.70	0.80
Est.F	48.92*	195.33*	65.77*	195.7*	159.35*	59.19*	108.5*	95.36*	104.5*	274.03*	86.84*	146.95*
EPR	0.13	0.13	0.14	0.09	0.07	0.11	0.07	0.07	0.07	0.06	0.07	0.07

### Cinco fatores

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.56	0.84	0.63	0.84	0.81	0.61	0.75	0.72	0.75	0.88	0.69	0.80
Est.F	39.37*	156.97*	52.70*	156*	126.77*	47.55*	88.70*	76.49*	88.67*	218.13*	69.31*	117.65*
EPR	0.13	0.13	0.14	0.09	0.07	0.11	0.07	0.07	0.07	0.06	0.07	0.07

## PAINEL 3: CHILE

### CAPM

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.21	0.46	0.25	0.41	0.40	0.47	0.42	0.48	0.40	0.38	0.40	0.44
Est.F	42.42*	129.82*	51.49*	106.60*	101.27*	135.6*	112.00*	140.90*	102.38*	96.09*	103.51*	118.89*
EPR	0.07	0.05	0.08	0.06	0.05	0.06	0.05	0.05	0.07	0.07	0.04	0.05

### Três fatores

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.27	0.58	0.25	0.46	0.46	0.54	0.55	0.48	0.43	0.68	0.44	0.54
Est.F	20.13*	71.70*	18.10*	43.85*	45.01*	60.56*	62.51*	47.46*	38.76*	108.90*	40.40*	61.21*
EPR	0.06	0.04	0.08	0.05	0.05	0.06	0.05	0.05	0.07	0.05	0.04	0.05

### Quatro fatores

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.27	0.58	0.25	0.46	0.46	0.54	0.61	0.63	0.48	0.72	0.50	0.64
Est.F	15.26*	53.69*	13.50*	33.01*	33.88*	45.54*	61.30*	66.16*	35.66*	98.22*	38.47*	67.38*

EPR	0.06	0.04	0.08	0.05	0.05	0.06	0.04	0.04	0.07	0.05	0.04	0.04
<b>Cinco fatores</b>												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup>												
ajustado	0.27	0.60	0.25	0.46	0.46	0.54	0.61	0.63	0.47	0.73	0.49	0.63
Est.F	12.13*	46.19*	11.20*	27.34*	27.29*	36.49*	48.86*	53.14*	28.34*	82.63*	30.58*	53.55*
EPR	0.06	0.04	0.08	0.05	0.05	0.06	0.04	0.04	0.07	0.05	0.04	0.04

**PAINEL 4: COLÔMBIA****CAPM**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup>												
ajustado	0.20	0.45	0.33	0.32	0.51	0.40	0.69	0.40	0.54	0.75	0.70	0.79
Est.F	21.86*	71.76*	44.04*	40.67*	89.53*	57.30*	189.77*	59.18*	100.02*	253.85*	203.44*	333.40*
EPR	0.07	0.07	0.16	0.06	0.08	0.08	0.04	0.06	0.05	0.04	0.05	0.04

**Três fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup>												
ajustado	0.25	0.44	0.35	0.54	0.53	0.47	0.77	0.39	0.60	0.83	0.71	0.84
Est.F	10.37*	23.41*	16.32*	34.83*	33.75*	25.98*	94.64*	19.35*	44.45*	138.79*	71.34*	152.18*
EPR	0.07	0.07	0.16	0.05	0.08	0.08	0.04	0.06	0.05	0.03	0.05	0.04

**Quatro fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup>												
ajustado	0.24	0.45	0.35	0.54	0.53	0.52	0.77	0.39	0.71	0.84	0.77	0.86
Est.F	7.68*	18.80*	12.52*	25.81*	25.51*	23.90*	74.12*	14.46*	54.06*	117.23*	74.48*	128.49*
EPR	0.07	0.07	0.16	0.05	0.08	0.07	0.03	0.06	0.04	0.03	0.04	0.04

**Cinco fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup>												
ajustado	0.23	0.45	0.34	0.53	0.53	0.51	0.77	0.40	0.72	0.84	0.77	0.85
Est.F	6.16*	14.94*	9.90*	20.46*	20.31*	18.90*	59.66*	12.35*	45.67*	94.19*	59.07*	101.69*
EPR	0.07	0.07	0.16	0.05	0.08	0.07	0.03	0.06	0.04	0.03	0.04	0.04

**PAINEL 5: MÉXICO****CAPM**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup>												
ajustado	0.43	0.49	0.48	0.69	0.57	0.36	0.43	0.52	0.23	0.39	0.51	0.37
Est.F	127.12*	162.93*	155.34*	375.73*	222.89*	96.25*	129.45*	184.94*	52.58*	107.85*	177.70*	102.11*
EPR	0.08	0.07	0.10	0.05	0.06	0.10	0.08	0.08	0.12	0.08	0.08	0.08

**Três fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup>												
ajustado	0.45	0.50	0.57	0.69	0.61	0.47	0.48	0.54	0.50	0.74	0.54	0.66
Est.F	47.07*	58.10*	76.20*	126.28*	88.86*	51.13*	53.47*	68.43*	56.47*	157.38*	67.20*	112.03*
EPR	0.08	0.07	0.09	0.05	0.06	0.09	0.08	0.08	0.10	0.06	0.08	0.06

**Quatro fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup>												
	0.47	0.50	0.57	0.70	0.61	0.48	0.55	0.64	0.58	0.78	0.59	0.72

ajustado

Est.F	39.04*	43.40*	57.63*	97.76*	66.63*	40.05*	52.91*	75.05*	59.11*	146.59*	62.66*	109.31*
EPR	0.08	0.07	0.09	0.05	0.06	0.09	0.07	0.07	0.09	0.05	0.07	0.05

**Cinco fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.47	0.53	0.60	0.69	0.61	0.51	0.55	0.66	0.58	0.80	0.61	0.72
Est.F	31.12*	38.97*	51.49*	77.76*	53.95*	36.27*	42.82*	65.26*	47.07*	132.18*	53.85*	89.57*
EPR	0.08	0.07	0.09	0.05	0.06	0.09	0.07	0.07	0.09	0.05	0.07	0.05

**PAINEL 6: VENEZUELA****CAPM**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.00	0.00	0.02	0.10	0.06	0.01	0.01	0.11	0.02	0.10	0.10	0.31
Est.F	1.17*	1.24*	2.27*	6.43*	4.17*	0.57*	0.28*	7.11*	0.07*	6.64*	6.68*	23.59*
EPR	0.08	0.11	0.18	0.20	0.11	0.15	0.08	0.27	0.16	0.13	0.07	0.15

**Três fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.04	0.03	0.04	0.08	0.15	0.01	0.16	0.59	0.23	0.39	0.10	0.48
Est.F	0.39*	1.58*	1.64*	2.39*	4.02*	1.25*	4.27*	25.17*	6.00*	11.45*	2.90*	16.29*
EPR	0.08	0.11	0.17	0.20	0.10	0.15	0.07	0.18	0.14	0.11	0.07	0.13

**Quatro fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.00	0.07	0.24	0.29	0.20	0.06	0.15	0.83	0.22	0.59	0.36	0.64
Est.F	0.95*	1.95*	4.85*	6.20*	4.18*	1.80*	3.22*	63.19*	4.52*	18.98*	8.15*	23.41*
EPR	0.08	0.11	0.16	0.18	0.10	0.15	0.07	0.12	0.14	0.09	0.06	0.11

**Cinco fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.08	0.06	0.23	0.33	0.19	0.05	0.13	0.83	0.23	0.58	0.36	0.63
Est.F	1.89*	1.66*	4.03*	5.99*	3.38*	1.52*	2.56*	49.75*	4.00*	15.01*	6.63*	18.35*
EPR	0.07	0.11	0.16	0.17	0.10	0.15	0.07	0.12	0.14	0.09	0.06	0.11

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

\*\*\*\* EPR: Erro padrão da regressão.

Fonte: Elaboração da autora

Quando uma variável explicativa significativa é excluída de um modelo, o resultado de seu impacto sobre a variável dependente passa a ser medido pelo erro do modelo restrito. Assim sendo, quando os erros de todos os modelos, por país, são analisados e não se percebe variação expressiva em sua magnitude à medida que são inseridas variáveis explicativas, conclui-se que, apesar de a adição das variáveis escolhidas ter melhorado o poder de explicação do modelo, este pode ser um indicativo de que as variáveis adicionadas são pouco significativas para a

explicação da variável dependente, especialmente se for levado em consideração o fato de que, no máximo, 55% das variações do retorno foram explicados pelas variáveis escolhidas, nos casos brasileiro e venezuelano, por exemplo. Nos demais casos, apesar de os percentuais terem sido mais expressivos, chegando a 73%, no caso chileno; 80%, no caso mexicano; 86%, no caso colombiano; e 88%, no caso argentino; o raciocínio permanece o mesmo.

No que diz respeito às estatísticas F, o comportamento das carteiras *Small* e *Big* foi similar para todos os países, à exceção do Brasil. Nos casos argentino, chileno, colombiano e mexicano, os valores de F diminuíram à medida que o número de variáveis explicativas incluído no modelo aumentou, sendo a média dos valores da estatística, no caso do CAPM, correspondente a 171, 103, 122 e 158, respectivamente; no caso do modelo de três fatores, a 139, 52,56 e 80; no caso do modelo de quatro fatores, a 128, 47, 48 e 71; e no caso do modelo de cinco fatores, a 103, 38, 39 e 60. No caso venezuelano, por sua vez, os valores de F aumentaram à medida que o número de variáveis explicativas incluído no modelo aumentou, sendo a média dos valores da estatística equivalente a 5, no caso do modelo CAPM; a 6, no caso do modelo de três fatores; a 12, no caso do modelo de quatro fatores; e a 10, no caso do modelo de cinco fatores. Contudo, em todos os casos foi possível rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes das variáveis explicativas fossem nulos; ou seja, as variáveis independentes foram conjuntamente significantes, o que justifica sua manutenção no modelo.

Por outro lado, no caso brasileiro, quando analisadas as carteiras *Small*, percebe-se que os valores de F diminuíram à medida que o número de variáveis explicativas incluído no modelo aumentou, variando entre 18,08 e 29,17, no caso do CAPM; 8,62 e 13,60, no caso do modelo de três fatores; 9,24 e 10,57, no caso do modelo de quatro fatores; e 8,33 e 15,77, no caso do modelo de cinco fatores. No que diz respeito às carteiras *Big*, por outro lado, os valores de F aumentaram à medida que o número de variáveis explicativas incluído no modelo aumentou, variando entre 7,53 e 21,06, no caso do modelo CAPM; 13,57 e 28,92, no caso do modelo de três fatores; 11,56 e 40,42, no caso do modelo de quatro fatores; e 12,69 e 32,26, no caso do modelo de cinco fatores. Contudo, também no caso brasileiro foi possível rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes das variáveis explicativas fossem nulos; ou seja, as variáveis independentes foram conjuntamente significantes, o que justifica sua manutenção no modelo.

#### 4.4.3 Resultados dos testes de robustez dos modelos econométricos comparados, por país

Outra análise que se faz importante quando um modelo é estimado diz respeito à estabilidade de seus parâmetros, ou seja, à capacidade de ele ser adequado para dados que estejam fora da amostra utilizada. Um dos procedimentos de teste mais utilizados nesse sentido é o teste da capacidade preditiva do modelo, conhecido como Teste de Previsão de *Chow*.

O teste foi feito para dois conjuntos de dados, nos casos argentino, colombiano, mexicano e venezuelano; para três conjuntos de dados, no caso brasileiro; e para quatro conjuntos de dados, no caso chileno. A escolha das janelas utilizadas no teste de *Chow*, por país, foi feita com base nos gráficos resultantes dos betas recursivos, calculados mensalmente, por carteira e por modelo, para todos os dados das seis amostras. Ressalta-se que, segundo avaliação feita com base nos procedimentos descritos por Jonhston e Dinardo (1997), todos os betas foram razoavelmente constantes para todos os países, durante todos os períodos analisados.

**Tabela 13 - Resultados dos testes de *Chow***

Teste realizado para todos os modelos, por país, de acordo com os cortes de cada amostra, feitos com base nos gráficos de betas recursivos elaborados para cada amostra. As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação  $VC/VM$  e perdedoras (SLL) para a maior, com maior relação  $VC/VM$  e vencedoras (BHW).

PAINEL 1: BRASIL												
CAPM												
Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/1998 a Jan/2001	0.26	0.34	0.26	0.41	0.36	0.41	0.37	0.27	0.18	0.24	0.15	0.22
Fev/2001 a Dez/2008	3.15*	3.80*	3.28*	1.99*	2.50*	1.42***	1.62**	2.28*	3.22*	2.31*	3.26*	2.41*
Jan/2009- Mar/2012	2.32*	1.31	1.34	3.45*	2.32*	3.66*	3.51*	2.55*	4.1*	3.42*	5.93*	4.1*
Três fatores												
Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/1998 a Jan/2001	0.23	0.35	0.23	0.39	0.34	0.35	0.52	0.25	0.19	0.38	0.19	0.47
Fev/2001 a Dez/2008	3.15*	3.42*	2.99*	2.33*	2.56*	1.37***	1.80*	2.69*	3.31*	2.45*	2.95*	1.94*
Jan/2009 a Mar/2012	2.78*	2.42*	3.88*	4.12*	3.6*	5.69*	2.95*	2.59*	4.71*	3.36*	5.09*	3.32*
Quatro fatores												
Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/1998 a Jan/2001	0.22	0.34	0.23	0.35	0.31	0.34	0.53	0.24	0.34	0.3	0.16	0.44
Fev/2001 a Dez/2008	3.11*	3.48*	2.96*	2.46*	2.58*	1.36***	2.08*	3.14*	3.11*	2.72*	3.22*	1.79*
Jan/2009 a Mar/2012	2.72*	2.42*	3.19*	3.83*	3.26*	5.53*	2.87*	3.07*	4.21*	2.88*	4.61*	2.84*
Cinco fatores												
Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/1998 a Jan/2001	0.28	0.47	0.31	0.49	0.63	0.37	1.1	0.27	0.52	0.52	0.19	0.75



Fev/2001 a Dez/2008	2.42*	3.27*	2.71*	2.07*	1.89*	1.45**	1.56**	2.90*	2.54*	2.18*	2.98*	1.35***
Jan/2009 a Mar/2012	2.23*	2.38*	3.23*	3.37*	2.57*	5.76*	2.37*	3.11*	3.63*	2.54*	4.31*	2.5*

**PAINEL 2: ARGENTINA****CAPM**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Out/1999 a Dez/2000	12,87*	10,32*	2,29**	4,50*	5,01*	5,94*	3,10**	0,85	1,61	1,37	1,94***	5,54*
Jan/2001 a Mar/2012	0,16	0,19	0,39	0,23	0,23	0,23	0,35	1,10	0,60	0,77	0,58	0,26

**Três fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Out/1999 a Dez/2000	6,98*	5,33*	1,17	3,59**	1,69	16,62*	5,49*	1,09	0,92	1,66	1,81	2,92**
Jan/2001 a Mar/2012	0,21	0,29	0,65	0,28	0,62	0,14	0,24	1,13	1,03	1,03	0,59	0,44

**Quatro fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Out/1999 a Dez/2000	8,44*	4,54*	1,07	3,32**	1,62	21,2*	13,29*	0,93	1,09	0,78	12,66*	5,03*
Jan/2001 a Mar/2012	0,26	0,27	0,73	0,27	0,59	0,14	0,15	1,52	1,02	2,93*	0,38	0,88

**Cinco fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Out/1999 a Dez/2000	8,24*	4,15**	0,96	3,03**	1,46	22,18*	12,65*	0,85	1,00	0,96	12,91*	4,68*
Jan/2001 a Mar/2012	0,24	0,28	0,67	0,26	0,55	0,12	0,15	1,40	1,09	3,03*	0,38	0,85

**PAINEL 3: CHILE****CAPM**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jul/1999 a Dez/2000	0,92	1,14	1,07	3,02*	1,51	2,35**	0,46	0,44	0,62	1,16	0,25	1,34
Jan/2001 a Dez/2002	0,13	0,43	0,67	0,88	0,78	1,29	0,57	0,43	0,97	1,79***	0,51	3,11*
Jan/2003 a Dez/2008	3,03*	1,13	0,93	1,35***	0,88	0,63	1,40***	2,15*	0,55	0,38	2,86*	0,42
Jan/2009 a Mar/2012	6,56*	1,66**	1,39	0,53	1,28	2,18*	2,30*	1,58***	4,57*	3,13*	1,89**	2,31*

**Três fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jul/1999 a Dez/2000	0,99	0,99	1,60	2,92**	1,14	1,85***	0,34	0,38	0,98	2,95**	0,50	2,62**
Jan/2001 a Dez/2002	0,20	0,44	0,73	0,87	0,72	1,16	0,43	0,46	0,92	1,20	0,48	2,52*
Jan/2003 a Dez/2008	2,72*	1,03	1,04	1,37	0,93	0,71	1,75*	2,06*	0,49	0,35	2,98	0,45
Jan/2009 a Mar/2012	5,74*	2,35*	1,27	0,49	1,67**	1,80**	2,20*	1,55***	6,53*	2,69*	2,23*	1,71**

**Quatro fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jul/1999 a Dez/2000	1,04	1,09	1,64	2,82*	1,11	1,76	0,67	0,52	1,29	2,29**	1,04	1,90***
Jan/2001 a Dez/2002	0,19	0,42	0,89	0,84	0,68	1,10	0,60	0,47	0,80	1,84***	0,39	2,30
Jan/2003 a Dez/2008	2,88*	1,08	1,03	1,34	0,93	0,71	1,39***	1,81	0,54	0,32	3,09	0,66
Jan/2009 a Mar/2012	5,93*	2,47*	1,26	0,47	1,66	1,79	1,90	1,35	5,74*	3,75*	2,62	1,56***

**Cinco fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jul/1999 a Dez/2000	0,99	1,03	1,53	2,84**	1,04	1,68	0,65	0,49	1,99***	2,30***	1,06	1,99
Jan/2001 a Dez/2002	0,18	0,61	1,02	0,960,65	1,07	1,07	0,61	0,44	0,77	1,76***	0,39	2,26**
Jan/2003 a Dez/2008	2,84*	1,04	1,00	1,30	0,96	0,69	1,45	1,83*	0,60	0,54	3,46*	0,65

Jan/2009 a Mar/2012	5,76*	2,27*	1,30	0,46	1,61	1,75	1,84	1,30	6,11*	3,61*	2,68*	1,57***
---------------------	-------	-------	------	------	------	------	------	------	-------	-------	-------	---------

**PAINEL 4: COLÔMBIA****CAPM**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/2005 a Dez/2007	0,20	0,24	0,25	0,64	0,60	0,73	1,72***	0,35	0,80	0,61	0,48	0,85
Jan/2008 a Mar/2012	4,73*	3,90*	4,05*	1,55***	1,90**	2,15*	0,74	3,22*	1,30	1,59***	1,99	1,20

**Três fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/2005 a Dez/2007	0,20	0,24	0,28	1,12	0,51	0,80	2,53*	0,42	0,54	1,37	0,43	0,68
Jan/2008 a Mar/2012	4,64*	3,99*	3,73*	1,27	2,12*	1,79**	0,77	3,73*	2,45*	0,97	2,19*	1,52***

**Quatro fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/2005 a Dez/2007	0,22	0,27	0,27	1,12	0,49	0,99	2,41*	0,44	0,56	1,30	0,50	0,73
Jan/2008 a Mar/2012	4,88*	3,74*	3,65*	1,29	2,08*	1,53***	0,92	4,17*	2,58*	1,08	1,85**	1,38

**Cinco fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/2005 a Dez/2007	0,20	0,26	0,27	1,08	0,49	0,94	2,27*	0,39	0,47	1,21	0,49	0,71
Jan/2008 a Mar/2012	4,79*	3,69*	3,67*	1,27	2,13*	1,67***	0,97	4,23*	2,64*	1,07	1,09**	1,53***

**PAINEL 5: MÉXICO****CAPM**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Fev/1998 a Dez/2000	0,19	0,27	0,68	0,50	0,42	1,26	0,71	0,60	0,52	0,97	0,57	1,14
Jan/2001 a Mar/2012	11,46*	3,64*	1,79*	1,84*	2,52*	0,89	1,48***	1,54**	1,80***	1,10	2,03*	2,46*

**Três fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Fev/1998 a Dez/2000	0,17	0,31	0,61	0,47	0,42	1,19	0,59	0,53	0,40	0,70	0,51	0,58
Jan/2001 a Mar/2012	11,52*	3,95*	2,10	2,01*	2,62*	1,04	1,75**	1,99*	2,85*	1,59**	2,00*	2,49*

**Quatro fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Fev/1998 a Dez/2000	0,19	0,31	0,60	0,45	0,41	1,29	0,46	0,75	0,67	0,58	0,65	1,51
Jan/2001 a Mar/2012	10,67*	4,49*	2,21*	1,98*	2,60*	0,93	4,84*	1,55**	1,98*	1,90*	1,54**	1,52**

**Cinco fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Fev/1998 a Dez/2000	0,19	0,40	0,76	0,44	0,39	0,18	0,44	0,82	0,66	0,62	0,60	1,68**
Jan/2001 a Mar/2012	10,60*	3,99*	1,89*	2,00*	2,89*	1,19	5,46*	1,31	2,02	1,75**	2,19*	1,40***

**PAINEL 6: VENEZUELA****CAPM**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/2008 a Jul/2009	0,54	0,24	1,89***	0,46	0,71	2,13***	0,08	27,06*	4,01*	0,21	0,89	0,73
Jul/2009 a Mar/2012	1,65	4,76*	0,47	2,08**	1,27	0,48	16,03*	0,08	0,42	6,49*	1,02	1,16

**Três fatores**

Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/2008 a Jul/2009	0,74	0,22	1,67	0,99	0,55	1,87**	0,26	12,57*	3,63*	1,06	1,86	0,59

Jul/2009 a Mar/2012	1,90***	4,83*	0,65	15,36*	1,03	1,37	15,37*	1,03	1,37	4,97*	0,87	2,92*
<b>Quatro fatores</b>												
Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/2008 a Jul/2009	0,63	0,20	1,79	0,66	0,43	1,96***	1,45	4,72*	3,82*	1,47	1,33	0,29
Jul/2009 a Mar/2012	1,87***	4,33*	0,41	6,32*	3,77*	0,92	15,12*	1,48	1,40	2,61**	0,66	2,45**
<b>Cinco fatores</b>												
Teste de <i>Chow</i>	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Jan/2008 a Jul/2009	0,54	0,19	1,68	0,87	0,45	1,79	1,49	5,27*	3,49*	1,36	1,25	0,27
Jul/2009 a Mar/2012	1,78***	4,15*	0,41	5,57*	3,52*	0,90	15,39*	1,45	1,39	2,59**	0,61	2,48

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

Avaliando-se a tabela 8, percebe-se que, no caso brasileiro, para todos os modelos, quando foram comparados os períodos compreendidos entre jan/1998 a jan/2001 e 1998/2011, não foi rejeitada a hipótese nula de que os parâmetros fossem estáveis ao longo do período para nenhuma carteira; ou seja, não foi rejeitada a hipótese nula de que os coeficientes estimados nos dois períodos não eram estatisticamente diferentes ao nível de 5%. Conclui-se, então, que há evidências de estabilidade paramétrica nesse período, motivo pelo qual o modelo seria adequado para prever os retornos médios dentro dessa janela temporal. Por outro lado, quando comparados os períodos compreendidos entre fev/2001 e dez/2008 e 1998/2011, a hipótese nula foi rejeitada para onze carteiras, havendo evidências de quebra estrutural para esse conjunto de dados. Assim sendo, o modelo não preveria retornos médios de forma adequada, nesse período, para dados externos à amostra utilizada em 92% dos casos, qualquer que fosse o modelo utilizado. Da mesma forma, quando comparados os períodos compreendidos entre jan/2009 e mar/2012 e 1998/2011, a hipótese nula foi rejeitada para todas as carteiras (à exceção do modelo CAPM, para o qual a hipótese foi rejeitada apenas para dez carteiras), havendo evidências de quebra estrutural também para esse período.

Analisando-se os resultados do teste de *Chow*, pode-se concluir que entre 2001 e 2011 os betas dos modelos estão captando algo que não são capazes de explicar, mas que influencia a variável dependente, o que já era esperado, uma vez que as variáveis independentes escolhidas são capazes de explicar, no máximo, 55% dos retornos condicionados do mercado brasileiro, conforme explicado anteriormente.

No caso argentino, percebe-se que, para todos os modelos, quando foram comparados os períodos compreendidos entre out/1999 e dez/2000 e out/1999-dez/2011, a hipótese nula de que os parâmetros eram estáveis ao longo do período foi rejeitada para nove carteiras, no caso do CAPM; para seis carteiras, no caso do modelo de três fatores; e para sete carteiras, nos casos dos modelos de quatro e cinco fatores. Assim sendo, o modelo não preveria retornos médios de forma adequada, nesse período, para dados externos à amostra utilizada, para 75% dos casos em que fosse utilizado o CAPM; para 58% dos casos em que fosse utilizado o modelo de três fatores e para 50% dos casos em que fosse utilizado o modelo de quatro ou cinco fatores. Por outro lado, quando comparados os períodos compreendidos entre jan/2001 a dez/2011 e 1999/2011, não foi rejeitada a hipótese nula de que os parâmetros eram estáveis ao longo do período; ou seja, não foi rejeitada a hipótese de que os coeficientes estimados nos dois períodos não fossem estatisticamente diferentes ao nível de 5%, à exceção da carteira BLWIN para a qual foi detectada quebra quando da análise dos modelos de quatro e cinco fatores. Dessa forma, o modelo pôde ser considerado adequado para prever os retornos médios nesse período, inclusive para dados externos à amostra. Conclui-se, então, que não há evidências de quebra estrutural nesse período para 92% da amostra.

Avaliando-se esses resultados do teste de *Chow*, pode-se concluir que apenas entre out/1999 e dez/2001 os betas dos modelos captaram algo que não foram capazes de explicar, mas que influenciava a variável dependente. Essa maior estabilidade dos parâmetros da amostra argentina já era esperada, uma vez que as variáveis independentes escolhidas foram capazes de explicar até 88% dos retornos condicionados do mercado argentino, conforme explicado anteriormente.

No caso chileno, percebe-se que, para todos os modelos, quando foram comparados os períodos compreendidos entre jul/1999 e dez/2000 e jul/1999-dez/2011, a hipótese nula de que os parâmetros eram estáveis ao longo do período foi rejeitada para duas carteiras, nos casos do CAPM e do modelo de quatro fatores; para três carteiras, no caso do modelo de três fatores; e apenas para uma carteira no caso do modelo de cinco fatores. Assim sendo, os modelos preveriam retornos médios de forma adequada, nesse período, para dados externos à amostra utilizada, para 83% dos casos em que fosse utilizado o CAPM ou o modelo de quatro fatores; para 75% dos casos em que fosse utilizado o modelo de três fatores; e para 92% dos casos em que fosse utilizado o modelo de cinco fatores. Da mesma forma, quando comparados os períodos

compreendidos entre jan/2001 a dez/2002 e jul/1999-dez//2011, a hipótese nula de que os coeficientes estimados nos dois períodos não eram estatisticamente diferentes ao nível de 5% foi rejeitada apenas para uma carteira nos casos dos modelos CAPM, três e cinco fatores; e não foi rejeitada para o caso do modelo de quatro fatores. Conclui-se, então, que não há evidências de quebra estrutural nesse período para pelo menos 92% da amostra, ou seja, que o modelo pode ser considerado adequado para prever os retornos médios nesse período, inclusive para dados externos à amostra, para 92% dos casos. Por fim, quando comparados os períodos compreendidos entre jan/2003 e dez/2008 e jul/1999-dez//2011, observou-se que a hipótese nula de que os parâmetros eram estáveis ao longo do período foi rejeitada para três carteiras nos casos dos modelos CAPM, três e cinco fatores; e foi rejeitada apenas para uma carteira no caso do modelo de quatro fatores. Conclui-se, então, que não há evidências de quebra estrutural nesse período para pelo menos 75% da amostra. Por outro lado, quando comparados os períodos compreendidos entre jan/2009 e dez/2011 e jul/1999-dez//2011, observou-se que a hipótese nula de que os parâmetros eram estáveis ao longo do período foi rejeitada para oito carteiras no caso do modelo CAPM; para nove carteiras no caso do modelo de três fatores; para três carteiras no caso do modelo de quatro fatores; e para cinco carteiras no caso do modelo de cinco fatores. Conclui-se, então, que há evidências de quebra estrutural nesse período para 68% da amostra, quando o modelo CAPM é utilizado; para 76% da amostra, quando o modelo de três fatores é utilizado; para 24% da amostra, quando o modelo de quatro fatores é utilizado; e para 40% da amostra quando o modelo de cinco fatores é utilizado.

Avaliando-se esses resultados do teste de *Chow* para o mercado chileno, pode-se concluir que apenas entre jan/2009 e dez/2011 os betas dos modelos captaram algo que não foram capazes de explicar, mas que influenciava a variável dependente, para parcela expressiva da amostra. Essa maior estabilidade dos parâmetros da amostra chilena frente à brasileira já era esperada, a exemplo do que aconteceu com a amostra argentina, uma vez que as variáveis independentes escolhidas foram capazes de explicar até 73% dos retornos médios das carteiras do mercado argentino, conforme exposto anteriormente.

No caso colombiano, percebe-se que, para todos os modelos, quando foram comparados os períodos compreendidos entre jan/2005 e dez/2007 e o período compreendido entre jan/2005-dez/2011, a hipótese nula de que os parâmetros eram estáveis ao longo do período não foi

rejeitada para nenhum modelo, à exceção da carteira BLLOO, nos casos dos modelos de três, quatro e cinco fatores. Assim sendo, os modelos preveriam retornos médios de forma adequada, nesse período, para dados externos à amostra utilizada, para 100% dos casos em que fosse utilizado o CAPM; e para 92% dos casos em que fossem utilizados os modelos de três, quatro e cinco fatores. Por outro lado, quando comparados os períodos compreendidos entre jan/2008 e dez//2011 e o período compreendido entre jan/2005-dez/2011, a hipótese nula de que os coeficientes estimados nos dois períodos não eram estatisticamente diferentes ao nível de 5% foi rejeitada para pelo menos seis carteiras, chegando a oito, no caso do modelo de três fatores. Conclui-se, então, que há evidências de quebra estrutural nesse período para pelo menos 50% da amostra, ou seja, que o modelo não pode ser considerado adequado para prever os retornos médios nesse período, inclusive para dados externos à amostra, para 50% dos casos, se o CAPM for utilizado; para 58% dos casos, se os modelos de quatro e cinco fatores forem utilizados; e para 67% da amostra, se for considerado o modelo de três fatores.

Avaliando-se esses resultados do teste de *Chow* para o mercado colombiano, pode-se concluir que entre jan/2008 e dez/2011 os betas dos modelos captaram algo que não foram capazes de explicar, mas que influenciava a variável dependente, para parcela expressiva da amostra (pelo menos 50%). Essa quebra estrutural já era prevista, uma vez que os dados analisados dizem respeito a empresas em específico e não ao mercado como um todo, sendo esperado que informações geradas a partir dessa análise não possam ser consideradas válidas para dados fora da amostra analisada.

No caso mexicano, percebe-se que, para todos os modelos, quando foram comparados os períodos compreendidos entre fev/1998-dez/2000 e fev/1998-dez/2011, a hipótese nula de que os parâmetros eram estáveis ao longo do período não foi rejeitada para nenhuma carteira, à exceção de BHWIN, no caso do modelo de cinco fatores. Assim sendo, os modelos preveriam retornos médios de forma adequada, nesse período, para dados externos à amostra utilizada, para 100% dos casos em que fosse utilizado o CAPM e os modelos de três e quatro fatores; e para 92% dos casos em que fosse utilizado o modelo de cinco fatores. Por outro lado, quando comparados os períodos compreendidos entre jan/2001-dez//2011 e fev/1998-dez/2011, a hipótese nula de que os coeficientes estimados nos dois períodos não eram estatisticamente diferentes ao nível de 5% foi rejeitada para pelo menos oito carteiras, chegando a onze, no caso do modelo de quatro

fatores. Conclui-se, então, que há evidências de quebra estrutural nesse período para pelo menos 67% da amostra, ou seja, que o modelo não pode ser considerado adequado para prever os retornos médios nesse período, inclusive para dados externos à amostra, para 67% dos casos, se o CAPM e o modelo de cinco fatores forem utilizados; para 83% dos casos, se o modelo de três fatores for utilizado; e para 92% da amostra, se for considerado o modelo de quatro fatores.

Avaliando-se esses resultados do teste de *Chow* para o caso mexicano, pode-se concluir que entre jan/2001 e dez/2011 os betas dos modelos captaram algo que não foram capazes de explicar, mas que influenciava a variável dependente, para parcela expressiva da amostra. Essa instabilidade paramétrica próxima à brasileira contraria o que era esperado para a amostra mexicana, uma vez que as variáveis independentes escolhidas foram capazes de explicar até 80% do retorno médio das carteiras estudadas.

Por fim, no caso venezuelano, percebe-se que, para todos os modelos, quando foram comparados os períodos compreendidos entre jan/2008 e jul/2009, a hipótese nula de que os parâmetros eram estáveis ao longo do período foi rejeitada apenas para duas ou três carteiras. Assim sendo, os modelos preveriam retornos médios de forma adequada, nesse período, para dados externos à amostra utilizada, para 84% dos casos em que fosse utilizado o CAPM, o modelo de quatro ou de cinco fatores; e 76% dos casos em que fosse utilizado o modelo de três fatores. Quando comparados os períodos compreendidos entre ago/2009 e dez//2011, a hipótese nula de que os coeficientes estimados nos dois períodos não eram estatisticamente diferentes ao nível de 5% foi rejeitada para pelo menos quatro carteiras, chegando a seis, no caso do modelo de quatro fatores. Conclui-se, então, que há evidências de quebra estrutural nesse período para pelo menos 32% da amostra, ou seja, que o modelo não pode ser considerado adequado para prever os retornos médios nesse período, inclusive para dados externos à amostra, para 32% dos casos, se o CAPM for utilizado; para 42% dos casos, se os modelos de três e cinco fatores forem utilizados; e para 50% da amostra, se for considerado o modelo de quatro fatores.

Avaliando-se esses resultados do teste de *Chow* para o mercado venezuelano, pode-se concluir que entre jan/2008 e dez/2011 os betas dos modelos captaram algo que não foram capazes de explicar, mas que influenciava a variável dependente para pelo menos 16% da amostra, chegando a atingir o percentual de 50% em alguns casos. Assim como no caso colombiano, essa

quebra estrutural já era prevista, uma vez que os dados analisados nesse país também dizem respeito a empresas em específico e não ao mercado como um todo, sendo esperado que informações geradas a partir dessa análise não possam ser consideradas válidas para dados fora da amostra analisada.

#### 4.4.4 Resultados dos testes comparativos dos modelos econométricos

Analisando-se a tabela 14, percebe-se, por meio da comparação da estatística F do modelo irrestrito (cinco fatores) com a estatística F do modelo restrito CAPM, que a hipótese nula de que  $s=0$ ;  $h=0$ ;  $m=0$  e  $r=0$  é rejeitada; ou seja, o modelo CAPM foi rejeitado para doze das doze carteiras analisadas, nos casos brasileiro e argentino. Nos casos chileno e mexicano, o modelo CAPM foi rejeitado para onze das doze carteiras analisadas. No caso venezuelano, o modelo CAPM foi rejeitado para nove das doze carteiras analisadas. Por fim, no caso colombiano, o modelo CAPM foi rejeitado em apenas sete das doze carteiras estudadas. Assim sendo, o modelo de cinco fatores se apresentou como mais adequado frente ao CAPM para explicar os retornos condicionados no Brasil e na Argentina, em 100% dos casos; no Chile e no México, em 92% dos casos; na Venezuela, em 75% dos casos; e na Colômbia, em 58% dos casos analisados.

Comparando-se a estatística F do modelo irrestrito (cinco fatores) com a estatística F do modelo de três fatores, percebe-se que a hipótese nula de que  $m=0$  e  $r=0$  foi rejeitada para onze das doze carteiras brasileiras; para dez das doze carteiras mexicanas; para sete das doze carteiras argentinas, chilenas e venezuelanas; e para cinco das doze carteiras colombianas. Assim sendo, o modelo de cinco fatores se apresentou como mais adequado frente ao modelo de três fatores para explicar os retornos condicionados de 92% das carteiras brasileiras analisadas; de 83% das carteiras mexicanas; de 58% das carteiras argentinas, chilenas e venezuelanas; e de 42% das carteiras colombianas.

Comparando-se a estatística F do modelo irrestrito (cinco fatores) com a estatística F do modelo de quatro fatores, percebe-se que a hipótese nula de que  $r=0$  não foi rejeitada para nenhuma carteira colombiana analisada; foi rejeitada para apenas uma carteira argentina e venezuelana; para duas carteiras chilenas; para seis carteiras mexicanas; e para onze carteiras brasileiras. Conclui-se, então, que, no caso colombiano, o modelo de cinco fatores não representou ganhos



em termos de explicação do retorno das carteiras frente ao modelo de quatro fatores para nenhum dos casos analisados; ou seja, o fator *risco-país* não contribuiu pra a explicação o retorno das carteiras em nenhum dos casos analisados. Nos casos argentino e venezuelano, o modelo de cinco fatores representou ganhos em termos de explicação dos retornos condicionados frente ao modelo de quatro fatores apenas para 8% dos casos analisados, o que é um percentual muito pequeno, motivo pelo qual se conclui que o *risco-país* não contribui para a explicação do fenômeno nesses países. O mesmo acontece no caso chileno em que para apenas 16% dos casos analisados o modelo de cinco fatores foi mais adequado que o modelo de quatro fatores. Por outro lado, nos casos brasileiro e mexicano, o modelo de cinco fatores representou ganhos em termos de explicação dos retornos condicionados frente ao modelo de quatro fatores para 92% e 50% dos casos analisados, respectivamente. Assim sendo, o fator *risco-país* contribuiu para a explicação dos retornos condicionados nesses países.

Adicionalmente, comparou-se a estatística F do modelo de quatro fatores com a estatística F do modelo CAPM e do modelo de três fatores. No primeiro caso (4F x CAPM), o modelo CAPM foi rejeitado para 100% da amostra nos casos brasileiro e argentino; para 92% da amostra, no caso chileno; para 83% da amostra, no caso mexicano; para 75% da amostra, no caso venezuelano; e para 58% da amostra, no caso colombiano. No segundo caso (4F x 3F), percebeu-se que o modelo de quatro fatores se apresentou como mais adequado que o modelo de três fatores apenas para 67% das amostras brasileira, argentina e mexicana; para 50% das amostras chilena e venezuelana; e para 42% da amostra colombiana.

Por fim, comparou-se a estatística F do modelo de três fatores com a estatística F do modelo CAPM. Nesse caso, o modelo CAPM foi rejeitado para doze das doze carteiras argentinas; para onze das doze carteiras brasileiras e mexicanas; para dez das doze carteiras chilenas; para oito das doze carteiras colombianas; e para seis das doze carteiras venezuelanas. Isso significa que o modelo de três fatores se apresentou como mais adequado frente ao modelo CAPM para 100% das carteiras argentinas; para 92% das carteiras brasileiras e mexicanas; para 83% das carteiras chilenas; para 67% das carteiras colombianas e para 50% das carteiras venezuelanas.

**Tabela 14 - Resultado do teste de Wald, por carteira, em cada país**

Resultados relativos aos testes para comparar o modelo de cinco fatores (CF) com os modelos CAPM, de três (3F) e de quatro fatores (4F); o modelo de quatro fatores com os modelos de três fatores e com o CAPM; e o modelo de três fatores com o modelo CAPM, por carteira, por país. As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação  $VC/VM$  e perdedoras (SLL) para a maior, com maior relação  $VC/VM$  e vencedoras (BHW).

**PAINEL 1: BRASIL**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	10.74*	6.98*	6.90*	8.30*	13.08*	3.77*	16.70*	9.53*	33.40*	35.43*	18.01*	48.73*
CF X TF (2)	15.48*	6.69*	4.87*	12.65*	23.87*	1.13	17.66*	6.25*	22.35*	34.72*	19.96*	33.19*
CF X QF (3)	30.65*	11.26*	9.39*	17.30*	34.95*	2.20	29.86*	8.12*	25.66*	24.54*	11.82*	25.45*
QF X CAPM (4)	3.48*	5.23*	5.78*	4.83*	4.81*	4.26*	10.49*	9.59*	31.33*	34.21*	18.84*	49.24*
QF X TF (5)	0.26	2.00	0.33	7.29**	10.61*	0.07	4.65**	4.21**	16.58*	39.33*	26.37*	35.66*
TF X CAPM (6)	5.11**	6.81*	8.54*	3.47**	1.81	6.39*	13.13*	12.05*	35.40*	25.74*	13.09*	46.39*

**PAINEL 2: ARGENTINA**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	21.82*	96.47*	27.17*	100.64*	62.13*	8.07*	27.58*	4.50*	43.67*	63.66*	11.70*	53.13*
CF X TF (2)	0.80	6.10*	0.75	2.82***	2.69***	0.55	37.17*	4.52**	3.72**	84.39*	12.10*	13.61*
CF X QF (3)	1.07	1.40	0.80	0.42	0.15	0.99	3.14	1.00	7.31*	0.24	0.46	0.88
QF X CAPM (4)	28.73*	127.81*	36.02*	134.58*	83.28*	10.43*	35.21*	5.67*	53.48*	85.25*	15.50*	70.60*
QF X TF (5)	0.52	10.78*	0.71	5.23**	5.26**	0.11	70.17*	8.03*	0.12	169.43*	23.83*	26.36*
TF X CAPM (6)	42.97*	174.70*	53.77*	193.67*	118.84*	15.68*	12.05*	4.29*	80.64*	20.11*	9.81*	79.07*

**PAINEL 3: CHILE**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	3.78*	14.06*	1.09	4.82*	5.67*	6.64*	19.41*	16.63*	6.26*	48.83*	7.73*	21.26*
CF X TF (2)	0.38	3.84*	0.89	1.83	0.85	0.72	13.13*	32.03*	7.58*	14.23*	9.19*	19.39*
CF X QF (3)	0.02	7.20*	1.72	2.92	0.97	0.68	0.28	1.03	0.02	6.28*	0.03	0.02
QF X CAPM (4)	5.06*	15.69*	0.88	5.39*	7.24*	8.65*	25.92*	21.82*	8.40*	60.84*	10.37*	28.53*
QF X TF (5)	0.74	0.46	0.06	0.74	0.74	0.77	26.10*	63.01*	15.24*	21.42*	18.46*	39.03*
TF X CAPM (6)	7.24*	23.39*	1.30	7.72*	10.51*	12.61*	22.11*	0.86	4.54*	70.85*	5.66*	18.55*

**PAINEL 4: COLÔMBIA**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	1.99	0.86	1.24	10.74*	1.98	5.96*	9.08*	0.79	15.28*	14.36*	7.48*	9.69*
CF X TF (2)	0.17	1.68	0.53	0.07	0.62	4.76*	2.40	1.51	18.84*	5.37**	12.08*	4.84**
CF X QF (3)	0.33	0.23	0.01	0.14	0.35	0.03	1.18	2.72	4.06***	1.15	0.23	0.10
QF X CAPM (4)	2.56***	1.08	1.67	14.43*	2.54***	8.03*	11.69*	0.15	18.34*	18.73*	9.99*	13.02*
QF X TF (5)	0.00	3.16***	1.07	0.00	0.91	9.59*	3.61***	0.29	32.42*	9.56*	24.16*	9.68*
TF X CAPM (6)	3.88**	0.04	1.96	21.90*	3.37**	6.57*	15.25*	0.08	8.20*	21.14*	2.27	13.31*

**PAINEL 5: MÉXICO**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	4.48*	4.54*	13.74*	1.70	5.60*	13.89*	12.39*	17.35*	35.04*	84.59*	11.64*	54.14*
CF X TF (2)	4.35**	5.52*	6.65*	2.22	1.22	7.75*	14.15*	27.60*	16.83*	25.29*	15.82*	19.14*
CF X QF (3)	0.20	10.86*	11.82*	0.05	1.85	11.22*	1.65	9.91*	0.15	17.14*	7.99**	3.62***
QF X CAPM (4)	5.94*	2.30***	13.50*	2.27***	6.82*	13.92*	15.91*	18.81*	46.91*	97.53*	12.33*	69.86*
QF X TF (5)	8.55*	0.17	1.39	4.42**	0.59	4.03***	26.54*	42.98*	33.67*	30.46*	22.69*	34.11*

TF X CAPM (6)	4.44*	3.38**	19.51*	1.17	9.96*	18.53*	9.18*	5.37**	44.72*	111.32*	6.32*	73.14*
---------------	-------	--------	--------	------	-------	--------	-------	--------	--------	---------	-------	--------

**PAINEL 6: VENEZUELA**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	2.05	1.75	4.31*	5.32*	3.01**	1.75	3.12**	52.88*	4.98*	15.18*	5.95*	11.83*
CF X TF (2)	4.07**	1.72	6.98*	10.02*	2.12	1.85	0.21	33.85*	1.00	12.18*	10.47*	11.02*
CF X QF (3)	5.29**	0.57	0.81	3.70***	0.37	0.46	0.14	0.23	1.66	0.29	0.76	0.04
QF X CAPM (4)	0.88	2.16	5.50*	5.53*	3.94**	2.20	4.18**	71.63*	6.00*	20.47*	7.72*	16.09*
QF X TF (5)	2.61	2.89	13.21*	15.43*	3.92***	3.29***	0.28	68.61*	0.34	24.45*	20.30*	22.47*
TF X CAPM (6)	0.02	1.73	1.31	0.45	3.72**	1.58	6.23*	29.99*	8.95*	12.33*	1.01	8.85*

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

Analisando-se a tabela 10, é possível verificar que, ao se avaliar as seis carteiras *Small* conjuntamente, por país, os modelos de cinco, quatro e três fatores mostram-se mais adequados que o modelo CAPM em todos os países estudados. Nos casos argentino e venezuelano, os modelos de cinco e de quatro fatores mostram-se mais adequados que o modelo de três fatores. Nos casos brasileiro e mexicano, apenas o modelo de cinco fatores se mostra mais adequado que o modelo de três fatores. Nos casos chileno e colombiano, por sua vez, nenhum dos modelos (de cinco e quatro fatores) se mostrou mais adequado que o modelo de três fatores. Por fim, o modelo de cinco fatores mostra-se mais adequado que o modelo de quatro fatores apenas nos casos brasileiro e mexicano. Analisando-se as seis carteiras *Big*, por país, os resultados são similares.

Analisando-se as quatro carteiras *High* conjuntamente, independentemente do fato de serem *Small* ou *Big*, por país, percebe-se que os modelos de cinco, quatro e três fatores mostram-se mais adequados que o modelo CAPM em todas as seis amostras. Nos casos argentino, brasileiro e venezuelano, tanto o modelo de cinco quanto o modelo de quatro fatores mostram-se mais adequados que o modelo de três fatores. Nos casos chileno e colombiano, por outro lado, nenhum dos dois modelos (cinco e quatro fatores) se mostra mais adequado que o modelo de três fatores. No caso mexicano, por sua vez, apenas o modelo de cinco fatores se mostra mais adequado que o modelo de três fatores. Por fim, o modelo de cinco fatores mostra-se mais adequado que o modelo de quatro fatores apenas nos casos brasileiro e mexicano. O mesmo se verifica para as quatro carteiras *Low*.

Finalmente, analisando-se as seis carteiras *Winner*, independentemente do fato de serem *Small* ou *Big*, *High* ou *Low*, por país, percebe-se que os modelos de cinco, quatro e três fatores mostram-se mais adequados que o modelo CAPM nos casos argentino, brasileiro, chileno, mexicano e venezuelano. No caso colombiano, por outro lado, apenas os modelos de cinco e quatro fatores se mostram mais adequados que o CAPM. Além disso, tanto o modelo de cinco quanto o modelo de quatro fatores mostram-se mais adequados que o modelo de três fatores em todas as seis amostras. Por fim, o modelo de cinco fatores mostra-se mais adequado que o modelo de quatro fatores apenas nos casos brasileiro e mexicano. Resultados similares são observados para as seis carteiras *Looser*.

**Tabela 15 - Resultados do teste de Wald por grupo de carteiras**

O teste foi feito para comparar o modelo de cinco fatores (CF) com os modelos CAPM, de três (3F) e de quatro fatores (4F); o modelo de quatro fatores com os modelos de três fatores e com o CAPM; e o modelo de três fatores com o modelo CAPM, por grupo de carteiras, por país.

<b>PAINEL 1: BRASIL</b>						
Modelo/Carteira	<i>SMALL</i>	<i>BIG</i>	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	11.54*	24.74*	55.82*	22.79*	35.99*	22.26*
CF X TF (2)	15.43*	15.43*	19.02*	19.02*	40.89*	21.51*
CF X QF (3)	27.04*	27.04*	31.91*	31.91*	26.97*	26.97*
QF X CAPM (4)	5.51*	20.72*	53.77*	16.64*	33.72*	17.90*
QF X TF (5)	3.30	3.30	5.17*	5.17*	47.39*	13.88*
TF X CAPM (6)	6.52*	29.03*	76.18*	21.84*	21.04*	18.48*
<b>PAINEL 2: ARGENTINA</b>						
Modelo/Carteira	<i>SMALL</i>	<i>BIG</i>	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	176.78*	12.22*	72.25*	34.14*	65.68*	34.19*
CF X TF (2)	5.34**	5.34**	8.41*	8.41*	111.97*	49.58*
CF X QF (3)	0.35	0.35	0.02	0.02	0.27	0.27
QF X CAPM (4)	236.65*	16.25*	96.98*	45.83*	87.92*	45.73*
QF X TF (5)	10.39*	10.39*	16.91*	16.91*	224.80*	99.39*
TF X CAPM (6)	328.79*	18.02*	123.63*	54.40*	7.72*	11.32*
<b>PAINEL 3: CHILE</b>						
Modelo/Carteira	<i>SMALL</i>	<i>BIG</i>	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	50.11*	30.31*	44.14*	83.88*	71.73*	59.23*
CF X TF (2)	2.35	2.35	1.69	1.69	78.94*	106.83*
CF X QF (3)	2.35	2.35	0.20	0.20	2.69	2.69
QF X CAPM (4)	65.43*	39.27*	59.11*	112.37*	93.67*	77.19*
QF X TF (5)	2.32	2.32	3.19	3.19	153.43*	208.58*
TF X CAPM (6)	96.14*	57.25*	85.81*	164.55*	31.53*	4.80**
<b>PAINEL 4: COLÔMBIA</b>						
Modelo/Carteira	<i>SMALL</i>	<i>BIG</i>	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	32.73*	3.58*	17.79*	15.27*	10.69*	11.46*

CF X TF (2)	0.82	0.82	1.44	1.44	17.86*	19.68*
CF X QF (3)	0.05	0.05	2.74	2.74	0.03	0.03
QF X CAPM (4)	44.13*	4.81*	22.33*	19.04*	14.41*	15.46*
QF X TF (5)	1.62	1.62	0.13	0.13	36.11*	39.81*
TF X CAPM (6)	64.91*	6.35*	33.78*	28.80*	2.50***	2.24

**PAINEL 5: MÉXICO**

Modelo/Carreira	<i>SMALL</i>	<i>BIG</i>	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	24.29*	83.61*	124.53*	102.96*	102.79*	100.82*
CF X TF (2)	13.74*	13.74*	11.36*	11.36*	83.01*	172.10*
CF X QF (3)	27.46*	27.46*	21.84*	21.84*	26.56*	26.56*
QF X CAPM (4)	20.02*	88.19*	140.95*	115.42*	111.00*	108.73*
QF X TF (5)	0.01	0.01	0.79	0.79	120.74*	275.03*
TF X CAPM (6)	30.21*	133.06*	211.31*	172.96*	61.66*	9.65*

**PAINEL 6: VENEZUELA**

Modelo/Carreira	<i>SMALL</i>	<i>BIG</i>	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	7.06*	47.78*	20.19*	14.91*	7.16*	98.40*
CF X TF (2)	7.99*	7.99*	5.67*	5.67*	13.38*	54.55*
CF X QF (3)	0.02	0.02	0.70**	0.70**	0.02	0.02
QF X CAPM (4)	9.60*	65.08*	26.87*	19.78*	9.75*	134.04*
QF X TF (5)	16.30*	16.30*	10.72*	10.72*	27.32*	111.45*
TF X CAPM (6)	4.72*	67.50*	28.95*	20.15*	0.62***	43.38*

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

Dessa forma, assim como no caso da análise individual de cada uma das doze carteiras, por país, quando analisados grupos de carteiras, o resultado a que se chega é o mesmo: apenas nos casos brasileiro e mexicano o fator *risco-país* contribuiu para a explicação dos retornos condicionados das carteiras analisadas. Ainda assim, o modelo de cinco fatores apresentou-se como mais adequado que o modelo de quatro fatores apenas para 50% da amostra mexicana, sendo seu valor expressivo somente no caso brasileiro em que para 92% das carteiras analisadas o modelo de cinco fatores superou o de quatro fatores de Carhart (1997).

Contudo, observa-se que, em consonância com o que foi destacado por Heij et al. (2004), quanto maior o número de variáveis incluídas no modelo, melhor foi sua especificação e capacidade de explicar o fenômeno em estudo (no caso, os retornos condicionados das carteiras), uma vez que o princípio da parcimônia foi respeitado e o número de variáveis foi controlado por meio da utilização de testes estatísticos que evitaram que duas variáveis explicativas captassem um mesmo efeito. Essa comprovação pode ser feita por meio da análise da tabela 16, abaixo:

**Tabela 16: Resumo dos percentuais de rejeição dos modelos restritos quando comparados aos modelos irrestritos, dois a dois, por país, por carteira e por grupo de carteiras.**

Modelos	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Venezuela
5F X CAPM	100% (C) 100% (GC)	100% (C) 100% (GC)	92% (C) 100% (GC)	58% (C) 100% (GC)	92% (C) 100% (GC)	75% (C) 100% (GC)
5F X 3F	58% (C) 100% (GC)	92% (C) 100% (GC)	58% (C) *(GC)	42% (C) *(GC)	83% (C) 100% (GC)	58% (C) 100% (GC)
5F X 4F	8% (C) *(GC)	92% (C) 100% (GC)	16% (C) *(GC)	0% (C) *(GC)	50% (C) 100% (GC)	8% (C) *(GC)
4F X CAPM	100% (C) 100% (GC)	100% (C) 100% (GC)	92% (C) 100% (GC)	58% (C) 100% (GC)	83% (C) 100% (GC)	75% (C) 100% (GC)
4F X 3F	67% (C) 100% (GC)	67% (C) 100% (GC)	50% (C) * (GC)	42% (C) * (GC)	67% (C) 100% (GC)	50% (C) 100% (GC)
3F X CAPM	100% (C) 100% (GC)	92% (C) 100% (GC)	83% (C) 100% (GC)	67% (C) * (GC)	92% (C) 100% (GC)	50% (C) 100% (GC)

C = Carteiras

GC = Grupo de carteiras

\*(GC) Modelo restrito mais adequado que o modelo irrestrito analisado.

Fonte: Elaboração da autora

#### 4.5 Implicações dos resultados obtidos para os investidores individuais e institucionais

Conforme mencionado anteriormente, a avaliação de um título por investidores racionais é feita por meio da análise do valor atualizado de seu fluxo de caixa futuro, descontado a uma taxa de juros que incorpora o risco do investimento (FAMA, 1970). Ao obterem uma informação relevante, esses investidores reagem elevando ou diminuindo os preços de suas ofertas de acordo com a qualidade da informação (boa ou ruim). Como consequência, toda informação relevante é incorporada ao preço do título quase que imediatamente, ajustando-o para um novo patamar.

O valor de um ativo, equivalente ao valor presente de seus fluxos de caixa esperados; e seu preço, resultado de um processo por meio do qual os investidores utilizam todas as informações relevantes sobre esse ativo para formular expectativas a respeito de sua rentabilidade futura, costumam divergir. Primeiro, porque os mercados não são eficientes, ou seja, os preços dos ativos não refletem todas as informações relevantes disponíveis, conforme explicado por Fama

(1970). Segundo, porque os investidores podem sub ou superestimar as expectativas futuras relativas a determinado ativo, conforme explicado por Lakonishok *et al.* (1994). Por fim, porque ainda que os preços reflitam as informações disponíveis e as expectativas sejam criadas de forma apropriadas, existirão investidores dispostos a negociar os ativos a preços que não refletem nem uma coisa, nem outra.

Segundo Damodaran (2004: 149), “esse investidor que estabelece preços para investimentos é bem diversificado. Desse modo, o único risco com que se importa é o de mercado [...] visto que não está sujeito a riscos específicos de uma empresa”. Por essa razão, todos os modelos de precificação de ativos testados neste trabalho presumiram que apenas o risco de mercado é compensado, sendo o retorno esperado uma função de diferentes dimensões desse risco: *tamanho* (capitalização de mercado), *razão VC/VM* do patrimônio líquido, *momentum* e *risco-país*.

Para esses investidores, sejam eles individuais ou institucionais, as principais informações obtidas por meio desta pesquisa que podem vir a ser relevantes são:

1) investir em ações de empresas pequenas foi a estratégia mais rentável no longo prazo, durante o período estudado, em quatro dos seis mercados avaliados (Brasil, Argentina, México e Venezuela). O prêmio de valor pago pelas ações pequenas foi maior que o prêmio de valor pago pelas ações de empresas grandes também em quatro dos seis mercados estudados (Brasil, Chile, México e Venezuela). Seria interessante ressaltar que apenas em dois mercados essa estratégia se mostrou mais arriscada (Argentina e Colômbia). Além disso, a persistência das ações de empresas pequenas também foi maior que a persistência das ações de empresas grandes, indicando que, ao investirem naquelas, no curto prazo, os investidores devem optar pela estratégia *naive*, ou seja, por levar em consideração os retornos históricos quando da avaliação da perspectiva futura de rentabilidade dessas empresas, embora seja consenso na literatura o fato de a rentabilidade passada não assegurar rentabilidade futura; e

2) a estratégia de valor produziu retornos médios maiores no longo prazo, durante o período estudado, em quatro dos seis mercados avaliados (Brasil, Argentina, Chile e Venezuela). Em todos esses quatro casos, a persistência das ações de crescimento foi maior do que a persistência das ações de valor, indicando que, no curto prazo, caso o investidor optasse por ações de

crescimento, ele obteria retornos maiores com estratégias *naive* durante o período analisado, resultado similar àquele encontrado por Lakonishok *et al.* (1994). Ressalta-se, contudo, que a estratégia de valor foi confirmada como mais arriscada em cinco dos seis mercados estudados (a Argentina foi a exceção).

Por fim, faz-se necessário ressaltar que as características economicamente relevantes que estão por detrás das dimensões de risco testadas não foram analisadas. Assim sendo, permanece em aberto a definição das variáveis macroeconômicas, institucionais ou comportamentais que possam vir a explicar os retornos condicionados dos ativos.



## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O propósito deste estudo era verificar a possibilidade de se adicionar o *risco-país* ao modelo de precificação de ativos como variável preditora do retorno acionário, uma vez que o mesmo poderia ser uma dimensão do risco para os retornos condicionados ainda não captada pelo *value premium*.

Para tal, foram testadas algumas hipóteses. A primeira dizia respeito à verificação da existência do *value premium* no Brasil e nos demais países latino-americanos pesquisados. A análise dessa hipótese nos permitiu concluir que portfólios do tipo *value* apresentaram melhor desempenho que portfólios do tipo *growth* apenas nos mercados argentino, brasileiro, chileno e venezuelano, sendo a diferença correspondente a uma rentabilidade anual de 2,14%, 13,03%, 12,90% e 3,19%, respectivamente. Assim sendo, pode-se falar em *value premium* apenas nesses quatro mercados. Dado que para Fama e French (1998) um *value premium* de 4% a.a. é considerado sutil, os prêmios de valor pagos pelos mercados argentino e venezuelano devem ser considerados pequenos. Além disso, assim como encontrado por esses autores para o mercado norte-americano, por mais que os prêmios de valor tenham sido expressivos em termos econômicos nos casos brasileiro e chileno, eles podem não ser tão grandes assim se levados em consideração os valores dos desvios-padrão anuais a eles associados, superiores a 100% em todos os casos analisados. Ainda no que diz respeito ao estudo de 1998, Fama e French encontraram um *value premium* maior para os países emergentes do que aquele encontrado para os Estados Unidos (correspondente a 9,47% a.a). No caso desta pesquisa, 50% da amostra corrobora esse achado e 50% refuta.

A segunda hipótese dizia respeito ao comportamento do *value premium* das ações latino-americanas. A análise dessa hipótese nos permitiu concluir que os fatores *risco de mercado*, *tamanho*, *VC/VM* e *momentum* influenciam de maneira diferente os retornos condicionados das ações em cada país latino-americano estudado. Assim sendo, não foi encontrado um padrão para a América Latina, mas uma situação específica para cada país analisado.

No que diz respeito ao fator risco de mercado, as evidências suportam o princípio básico do CAPM de que existe uma relação positiva entre os retornos médios das carteiras e os betas de

mercado em cinco das seis amostras, uma vez que todos os valores de beta foram positivos (à exceção da Venezuela, para a qual uma carteira – BHL – apresentou um valor de beta negativo, quando analisados os modelos de quatro e cinco fatores) e significativos (à exceção da Venezuela, para a qual apenas 50% desses valores o foram). Assim sendo, o prêmio de risco do mercado não foi descartado como fator importante para a especificação de um modelo de avaliação de ativos para cinco dos seis países estudados, resultado contrário àquele encontrado por Fama e French (1993).

No que diz respeito ao fator *tamanho*, carteiras pequenas tiveram um retorno maior que carteiras grandes em quatro amostras: brasileira, argentina, mexicana e venezuelana, resultado que corrobora aquele encontrado por Fama e French (1993) para o mercado norte-americano. Por outro lado, analisando-se as variâncias médias dos retornos mensais desses dois tipos de carteiras, percebe-se que o fator *tamanho* pode ser considerado uma dimensão do risco a que os investidores estão expostos somente nos casos colombiano e argentino. Nos demais mercados, os valores das variâncias médias das carteiras pequenas e grandes são muito próximos, resultado que contraria o argumento de Fama e French (1993).

No que diz respeito ao fator *VC/VM*, carteiras de valor tiveram um retorno médio mensal superior ao das carteiras de crescimento em quatro mercados: brasileiro, argentino, chileno e venezuelano. A diferença entre as variâncias das carteiras de valor e de crescimento possibilitam a conclusão de que esse fator pode ser considerado uma dimensão do risco a que os investidores estão expostos em cinco das seis amostras. A exceção é o mercado argentino, caracterizado por variâncias muito próximas entre carteiras de valor e crescimento. Assim sendo, o *value premium* pode ser considerado uma compensação pelo risco assumido pelo investidor, seja ele individual ou institucional, derivado da maior probabilidade de *default*, da menor lucratividade passada, da alta alavancagem operacional ou do maior risco relativo aos fluxos de caixa futuros que caracterizam empresas de valor. Afinal, como afirmam os racionalistas “a convergência média da relação *VC/VM* é resultado da precificação racional que vincula valor esperado e risco” (FAMA; FRENCH, 2007, p.53).

Por fim, no que diz respeito ao fator *momentum*, três mercados foram marcados pela persistência (Brasil, Colômbia e Venezuela) e três pela reversão (Chile, Argentina e México). Assim sendo,

nos mercados brasileiro, colombiano e venezuelano as evidências vão ao encontro daquelas encontradas por Fama e French (1996, 2004), segundo as quais é preferível investir em carteiras vencedoras no longo prazo. Nos demais mercados, prevalece a estratégia de valor. Ainda com relação à persistência, assim como apontado por Fama e French (1995), as carteiras de crescimento foram mais persistentes que as carteiras de valor nos casos brasileiro, argentino, chileno e venezuelano. Por outro lado, contrariando o que foi encontrado por Fama e French (1995) para o mercado norte-americano, neste estudo a reversão foi mais comum em carteiras grandes.

Finalmente, a terceira hipótese versava sobre a possibilidade de se adicionar o *risco-país* ao modelo de precificação de ativos como variável preditora do retorno acionário, uma vez que consistia em uma dimensão do risco para os retornos condicionados ainda não captada pelo *value premium*. A análise dessa hipótese nos permitiu concluir que a incorporação deste quinto fator ao modelo de Carhart (1997) acarretou ganhos do ponto de vista do poder explicativo do modelo de precificação utilizado apenas para o México e o Brasil, contribuindo para a explicação do retorno médio de 50% das carteiras mexicanas e de 92% das carteiras brasileiras analisadas.

Apesar de o modelo de cinco fatores proposto ter se apresentado como mais adequado apenas nos dois casos supramencionados, foram encontradas evidências de que modelos irrestritos são mais adequados que modelos restritos em todos os países. Contudo, a exemplo do que foi evidenciado por Fama e French (2011), apesar de (modelos irrestritos) explicarem melhor o fenômeno, essa explicação ainda está longe de ser completa, uma vez que os modelos não foram capazes de explicar todas as anomalias testadas. O fato de o  $R^2$  ajustado médio não ter sido alto no caso brasileiro corrobora essa afirmação, uma vez que significa que o modelo de cinco fatores não capturou a maior parte da variação dos retornos médios dos portfólios nacionais, fazendo-se necessário continuar a busca pelas variáveis macroeconômicas, institucionais ou comportamentais que possam vir a explicar os retornos condicionados dos ativos.

Por outro lado, não poderia ser rejeitada a hipótese nula de utilização de nenhum dos quatro modelos estudados para explicar os retornos esperados, uma vez que todos produziram interceptos estatisticamente irrelevantes e fatores significativos; ou seja, foram capazes de explicar os retornos, ainda que parcialmente, independentemente de outras características das

empresas ou do mercado. Esse resultado vai de encontro àquele encontrado por Mantovanini (2003) e por Mussa *et al.* (2007) para o mercado nacional e àquele encontrado por Fama e French (2011) para o mercado norte-americano.

As diferenças encontradas entre os mercados analisados podem se dever ao fato de alguns serem pouco diversificados, o que impossibilita a minimização do risco total assumido pelo investidor. Esse é o caso da Colômbia e da Venezuela, países em que as carteiras foram compostas basicamente por uma empresa, que pode ser mais ou menos afetada pelas variáveis do modelo, o que não necessariamente reflete a situação do mercado como um todo. Outra possível explicação seria a liquidez que caracteriza cada um desses mercados, o que poderia ser analisado por meio de um modelo que incluísse esse fator como outra dimensão do risco para os retornos condicionados, a exemplo do que foi feito por Machado e Medeiros (2011). Complementarmente, questões políticas que não foram captadas por nenhum dos modelos utilizados nesta pesquisa poderiam auxiliar na precificação dos ativos, motivo pelo qual talvez também devessem ser inseridas em estudos futuros.

Algumas ressalvas se fazem importantes no que concerne à metodologia adotada neste trabalho. A primeira delas diz respeito à redução do número de ações em cada portfólio, trazida pela diferença na metodologia de construção das carteiras – aqui foram utilizadas doze carteiras e na maior parte dos estudos sobre *value premium* são utilizadas apenas seis. Essa forma de construção das carteiras determinou o pequeno número de ações que compuseram os portfólios colombiano e venezuelano e, conseqüentemente, constituiu uma restrição à análise dos resultados desses mercados. Optou-se por adotar essa metodologia, em razão de Heij *et al.* (2004) terem comprovado que quanto maior for o número de variáveis incluídas em um modelo, observados os princípios da parcimônia e da não colinearidade dessas variáveis, melhor sua especificação e melhor sua capacidade de explicar o fenômeno em estudo. Além disso, os próprios autores da literatura seminal sobre o tema, Fama e French, chegaram à conclusão, em seu artigo de 2011, de que o modelo de Carhart (1997) era mais adequado para a explicação do retorno médio dos portfólios que o modelo trifatorial criado por eles em 1992.

A segunda ressalva diz respeito ao fato de terem sido analisadas janelas de tempo diferentes para cada país e, ainda assim, comparados seus resultados. Optou-se por esse caminho, em razão de se

acreditar que a perda de informações gerada pela equalização dos períodos seria muito maior do que aquela porventura trazida pela análise de janelas temporais distintas. Afinal, segundo Fama e French (1998), amostras de dez anos já são consideradas pequenas e, neste caso, elas seriam reduzidas a cinco anos com a equalização (os dados venezuelanos só estão disponíveis após jan/2007). Além disso, quando comparados os quatro mercados realmente expressivos, percebe-se que a diferença foi de apenas um ano, sendo analisados quatorze anos, nos casos brasileiro e mexicano; e treze anos, nos casos argentino e chileno.

A combinação entre a redução do número de ações em cada portfólio, a utilização de períodos de análise diferentes e a inclusão de variáveis explicativas no modelo de precificação (*risco-país*, neste estudo) também pode ter contribuído para os resultados distintos encontrados para cada país. Assim sendo, talvez fosse interessante adotar um procedimento diferente no próximo estudo envolvendo a América Latina, a exemplo do que foi feito por Fama e French (1998) e por Knowemberg e Salomons (2005): o de formar carteiras globais com ações de todos os países, a fim de estudar o bloco como uma única amostra. Em seguida, esses resultados poderiam ser comparados com os que foram encontrados neste estudo para os portfólios nacionais, de forma a ser traçado um panorama mais consistente sobre a região, a exemplo do que foi feito por Kim (2011) para os 36 países por ele estudados. Isso asseguraria um número maior de ações em cada portfólio e enriqueceria o conhecimento sobre a região, uma vez que agregaria informações às particularidades que já foram levantadas sobre a região nesta pesquisa.

O estudo apresenta, ainda, uma possível limitação que diz respeito aos resultados do teste de estabilidade paramétrica utilizado. A quebra estrutural observada em todos os países indica que os modelos estão captando algo que não são capazes de explicar, o que sugere a existência de variáveis omitidas que são importantes para explicar o fenômeno, mas não estão sendo consideradas. Isso pode, inclusive, explicar o porquê de os coeficientes  $R^2$  ajustados terem sido baixos em muitos casos. Além disso, a combinação entre essa instabilidade paramétrica e os resultados desfavoráveis dos testes de normalidade dos dados poderia representar um indício de mudança de regime, o que deveria ser estudado futuramente, uma vez que os modelos utilizados nesta pesquisa são incapazes de capturar referida mudança e que essa verificação não faz parte do escopo deste trabalho.

Por fim, percebe-se que as questões envolvendo os retornos condicionados dos ativos permanecem em aberto. Se, por um lado, os resultados reforçaram a importância do *value premium* como fator de risco nesse contexto; por outro, foram encontradas evidências que sugerem a existência de outros fatores relevantes para a explicação das diferenças encontradas entre os mercados emergentes, mas ainda não identificados. Destaca-se, contudo, a esperança de que este trabalho tenha aberto espaço para futuros estudos sobre o tema. Afinal, foram suscitados mais questionamentos do que respostas, o que indica que um longo caminho no sentido de identificar as variáveis que ajudarão a explicar os retornos dos ativos ainda precisa ser percorrido.

## REFERÊNCIAS

- ALAMBERT, M. **O efeito valor, o efeito tamanho e o modelo multifatorial: evidências do caso brasileiro**. XXIV Enanpad. 2000.
- AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. Nota Técnica nº. 188/2006-SER/ANEEL, de 23 ago. 2010. Disponível em [www.aneel.gov.br](http://www.aneel.gov.br).
- AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. Nota Técnica nº. 262/2010-SER/ANEEL, de 23 ago. 2010. Disponível em [www.aneel.gov.br](http://www.aneel.gov.br).
- ASSAF NETO, A.; LIMA, F.G.; ARAÚJO, A.M.P. Uma proposta metodológica para o cálculo do custo de capital no Brasil. **Revista de Administração**, v.43, n.1. p. 72-83, jan/mar. 2008.
- BARROS, P. S.; PICANÇO, M.B.; COSTA JR., N.C.A. Retornos e Riscos das value e growth stocks no mercado brasileiro. **Business Association for Latin American Studies (BALAS)**, 1998.
- BARROS, L.C.; FAMÁ, R.; SILVEIRA, H.P. Aspectos da teoria de portfólio em mercados emergentes: uma análise de aproximações para a taxa livre de risco no Brasil. **Anais do Seminário de Administração – FEA-USP**, São Paulo, SP, Brasil, 2006.
- BLACK, F. *Noise*. **The Journal of Finance**, v.41, nº 3, p. 529-543, 1986.
- BLAZENKO, G.; FU, Y. *Financial distress and the value premium*. Maio 2011. Disponível em <http://ssrn.com/abstract=1694216>.
- BORNHOLT, G.N. *Extending the capital asset pricing model: the reward beta approach*. **Journal of Accounting and Finance**, v.47, p.69-83, 2007.
- BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. J. **Fundamentos de Investimentos**. Porto Alegre: Bookman, 2000.
- BRAGA, C.; LEAL, R. **Ações de valor e de crescimento nos anos 90**. In: Finanças Aplicadas no Brasil, Marco Antônio Bonomo (org.). Rio de Janeiro: Editora FGV, 2002.
- CAMPBELL, J. Y.; VUOLTEENAHU, T. *Bad Beta, Good Beta*. **American Economic Review**, v. 94, n. 5, dec. 2004.
- CANUTO, O.; SANTOS, P.F.P. **Risco Soberano e prêmios de risco em economias emergentes**. In: Temas de Economia Internacional 1 da Secretaria de Assuntos Internacionais do Ministério da Fazenda. Brasília, 2003.

CARDOSO, N.; CABRAL, R. *The Fama e French Model adapted for developing countries (FFMADC)*. In: Encontro da Sociedade Brasileira de Finanças, 2008, Rio de Janeiro. **8º Encontro da SBFin**. Rio de Janeiro: Ibmecc, 2008.

CARHART, M. M. *On Persistence in mutual fund performance*. **Journal of Finance**, v.52, p.57-82, 1997.

CARHART, M. M.; KRAIL, R.J.; ROSS, L. S.; WELCH, K. D. *Testing the conditional CAPM*, Working paper, Graduate School of Business, University of Chicago, Chicago, 1996.

CARLSON, M.; FISHER, A.; GIAMMARINO, R. *Corporate investment and asset price dynamics: implications for the cross-section of returns*. **The Journal of Finance**, v.59, p. 2577-2603, 2004.

CHAN, L.K.C; LAKONISHOK, J. *Value and Growth Investign: Review and Update*. **Financial Analysts Journal**, January/February, p. 71-86, 2004.

CHATFIELD, C. *Model uncertainty, data mining and statistical inference*, **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 158, nº3, p.419-466, 1995.

CHEN, N.; ZHANG, F. *Risk and Return of Value Stocks*. **The Journal of Business**, v. 71, nº 4, p. 501-535, 1998.

COCHRANE, J.H. *Presidential address: discount rates*. **The Journal of Finance**, v.66, nº4, p. 1047-1108, 2011.

CONTANI, E.A.R. **Um estudo do value premium para ações brasileiras**. 2009. 133f. Dissertação (Mestrado em Administração – Finanças), USP, São Paulo, 2009.

DALL'AGNOL, I. **Retornos anormais e estratégias reversas**. 2001. 73f. Dissertação (Mestrado em Economia), FGV/EPGE, Rio de Janeiro, 2001.

DAMODARAN, A. *Finanças corporativas - teoria e prática*. 2ªed. Porto Alegre, Bookman, 2004, 796 p.

DANIEL, K.; TITMAN, S. *Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns*. **The Journal of Finance**, v.59, nº 1, p. 1-33, 1997.

ELESWAPARU, V.R.; THOMPSON, R. *Testing for negative expected market return premia*. **Journal of Banking and Finance**, nº 31, p. 1755-1770, 2007.

ELTON, E. J. *et al*. **Moderna teoria de carteiras e análise de investimentos**. São Paulo: Atlas, 2004.

FAMA, E. F. *Efficient capital markets: a review of theory and empirical work*. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, May. 1970.



\_\_\_\_\_. *Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance*. **Journal of Financial Economics**, v. 49, p. 283–306, 1998.

FAMA, E.F., 1994. *Multifactor portfolio efficiency and multifactor asset pricing*. Manuscript, **Graduate School of Business**, University of Chicago, 1995.

FAMA, E.F.; FRENCH, K. R. *The cross-section of expected stock returns*, **Journal of Finance**, v. 47, p.427-465, 1992.

\_\_\_\_\_. *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, **Journal of Financial Economics**, v. 33, p. 3-56, 1993.

\_\_\_\_\_. *Size and book-to-market factors in earnings and returns*, **Journal of Finance**, v. 50, p. 131-155, 1995.

\_\_\_\_\_. *Multifactor explanations of asset pricing anomalies*, **Journal of Finance**, v. 51, p. 55-84, 1996.

\_\_\_\_\_. *Value versus Growth: The International Evidence*, **Journal of Finance**, v. 53, p. 1975-1999, 1998.

\_\_\_\_\_. *The Value premium and the CAPM*, **The Journal of Finance**, v. 61, p. 2163-2184, 2006.

\_\_\_\_\_. *The anatomy of value and growth stock returns*, **Financial Analysts Journal**, v. 63, p. 44-54, 2007.

\_\_\_\_\_. *Disagreement, tastes and assets prices*, **Journal of Financial Economics**, nº 83, p. 667-689, 2007.

\_\_\_\_\_. *Size, value and momentum in international stock returns*, **Journal of Financial Economics**, nº 105, p. 457-472, 2012.

FAMA, E.F.; MACBETH, J.D. *Risk, return and equilibrium: empirical tests*, **Journal of Political Economy**, p.607-636, 2001.

FEIJÓO, L.G.; JORGENSEN, R.D. *Can operating leverage be the cause of the value premium*. **Financial Management**, p. 1127-1153, 2010.

FLISTER, F.V. **Testes do Modelo CAPM Condicional no Mercado Acionário Brasileiro: um estudo dos efeitos momento, tamanho e book to Market** no período 1995-2008. 2009. 132f. Dissertação (Mestrado em Administração – Finanças), UFMG, Belo Horizonte, 2009.

GEWEHR, D. H. **Avaliação relativa de ações baseada em múltiplos de Mercado projetados e passados: um estudo comparativo de performance na Bovespa**. 2007. 108f. Dissertação (Mestrado em Administração – Finanças), UFRGS, Porto Alegre, 2007.

- GRAHAM, J.R.; HARVEY, C.R. *The theory and practice of corporate finance: evidence from the Field*. **Journal of Financial Economics**, v.60, p.187-243, 2001.
- HAUGEN, R. *The New Finance: The case against efficient markets*. New Jersey, Prentice Hall, 1995.
- HENS, T.; LENSBERG, T.; SCHENK-HOPPÉ, K.R.; WOHRMANN, P. *An evolutionary explanation of the value premium puzzle*. **Journal of Evolutionary Economics**, n° 21, p. 803-815, 2011.
- HEIJ, C.; BOER, P.; FRANSES, P.H.; KLOEK, T.; DIJK, H.; VAN, K. **Econometric Methods with Applications in Business and Economics**. Oxford: Oxford University Press, 2004.
- HUANG, ST. *Value premium and Macroeconomic Conditions: Evidence from the Taiwan Stock Market*. **Journal of Finance and Economics**, v.76, p. 75-83, 2011.
- J.P.MORGAN. **Introducing the Emerging Markets Bond Index Plus (EMB+)**. Nova York: J.P. Morgan Securities Inc, Emerging Markets Research, jul. 1995. 8p. (Market Brief).
- J.P.MORGAN. **Introducing the J.P. Morgan Emerging Markets Bond Index Global (EMBI Global)**. Nova York: J.P. Morgan Securities Inc, Emerging Markets Research, aug. 1999. 8p. (Market Brief).
- KIM, D. *Value premium across countries*. Konkuk University, Seoul, 2011. Disponível em <http://ssrn.com/abstract=2005674>.
- KOUWENBERG, R.; SALOMONS, R. *The Value premium in Emerging Equity Markets and Local Macroeconomic Conditions*. **Financial markets and institutions**, 2005.
- LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A., VISHNY, R. W. *Contrarian Investment, Extrapolation and Risk*. **The Journal of Finance**, v. 49, p. 1541-1578, 1994.
- LETTAU, M.; WACHTER, J.A. *The term structures of equity and interest rates*. **Journal of Financial Economics**, n° 101, p. 91-113, 2011.
- LING, C.F.; KOO, S.G.M. *On the value premium, part I: The existence*. **Journal of Mathematical Finance**, n° 1, p. 109-119, 2011.
- LING, C.F.; KOO, S.G.M. *On the value premium, part II: The explanations*. **Journal of Mathematical Finance**, n° 2, p. 66-74, 2012.
- LORENZO, G.; YAN, HONG. *Financial distress and the cross-section equity returns*. **The Journal of Finance**, v.65, n°3, 789-822, 2011.
- MACHADO, M.A.V.; MEDEIROS, O.R. Modelos de Precificação de Ativos e o Efeito Liquidez: Evidências Empíricas no Mercado Acionário Brasileiro. **Revista Brasileira de Finanças**, v.9, n° 3, p. 383-411, 2011.

MACKINLAY, A.C. *Multifactor models do not explain deviations from the CAPM*. **Journal of Financial Economics**, v.38, p.3-28, 1995.

MALAGA, F.K.; SECURATO, J.R. Aplicação do Modelo de Fama e French no Mercado Acionário Brasileiro: um estudo empírico do período de 1995-2003. **ENANPAD**, 2004.

MANTOVANINI, R.E.M. **A relação risco-retorno: análise do desempenho de modelos de risco e de um modelo comportamental no mercado brasileiro**. 2003. 156f. Tese (Doutorado) – FGV/EAESP, São Paulo, 2003.

MARKOWITZ, H.M. *Portfolio Selection*. **Journal of Finance**, v. 7, nº 1, p. 77-91, 1952.

MARTELANC, R.; PASIN, R.; CAVALCANTE, F. **Avaliação de empresas: um guia para fusões & aquisições e gestão de valor**. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2005.

MESCOLIN, A.; BRAGA, C.M.; COSTA JR.; N.C.A. **Risco e retorno das value e growth stocks no mercado de capitais brasileiro**. ENEGEP, 1997.

MOODY'S INVESTORS SERVICE. **The Function of Ratings In Capital Markets**. Nova York: *Moody's Investors Services*, out. 1997. 7p. (*Special Comment*). Disponível para assinantes em: <http://www.moodys.com/>.

MOODY'S INVESTORS SERVICE. **Introdução aos Ratings da Moody's**. Nova York: *Moody's Investors Services*, maio 1999a. 19p (Comentário Especial).

MUSSA, S.; SANTOS, J.O.; FAMÁ, R.A. A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French, aplicado ao mercado acionário brasileiro. In: 7º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 2007, São Paulo. **7º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**. São Paulo: USP, v.1, p.1-17, 2007.

NUNES, M. S. **A relação entre o mercado de ações brasileiro e as variáveis macroeconômicas no período pós-plano real**. 2003. 133f. Dissertação (Mestrado em Economia), UFSC, Florianópolis, 2003.

NUNES, M. S.; COSTA JR, N.C.A.; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações brasileiro e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, nº 59, v.4, p. 585-607, 2005.

PHALIPPOU, L. *What drives the Value premium*. **INSEAD**, 2004.

PHALIPPOU, L. *Where is the Value premium*. **Financial Analytics Journal**, v. 64, nº 2, p. 41-48, 2008.

PUTRANTO, D.A. **The Evidence of the Value premium, the Size Effect, and Momentum versus Contrarian Strategies in Indonesian Stock Market**. 2009. 92f. *Master Thesis (Master of Science in Financial Economics)*, Maastricht University, Indonesian, 2009.

ROLL, R. *A critique of the asset pricing theory's tests*. **Journal of Financial Economics**, nº 4, p. 129-176, 1977.

ROSS, S.A. *The current status of the capital asset pricing model (CAPM)*. **The Journal of Finance**, v.33, nº 3, p. 885-901, 1978.

ROSTAGNO, L.; SOARES, R.O.; SOARES, K.T.C. Estratégias de valor e de crescimento em ações na Bovespa: uma análise de sete indicadores relacionados ao risco. **Revista Eletrônica de Administração** – Re-Ad. Porto Alegre: UFRGS, nº 48, 2005.

SECURATO, J.R.; ROGERS, P. Estudo comparativo no mercado brasileiro do Capital Asset Pricing Model (CAPM), Modelo 3-Fatores de Fama e French e Reward Beta Approach. **RAC-Eletrônica**, Curitiba, v.3, nº 1, art.9, p.159-179, Jan/Abr.2009.

SILVA, E. L.; MENEZES, E. M. **Metodologia da pesquisa e elaboração de dissertação**. Programa de pós-graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2000.

VAIHEKOSKI, M. Portfolio construction for tests of asset pricing models. **Financial Markets, Institution & Instruments**, v.13, nº 1, p. 1-39.

VERONESI, P.; SANTOS, T. *Habit formation, the cross section of stock returns and the cash-flow risk puzzle*. **Journal of Financial Economics**, nº 98, p. 385-413, 2010.

WANG, H.; Yu, J. **An empirical assessment of Models of the Value premium**. *University of Minnesota, September, 2011*.

ZHANG, L. *The Value premium*. **The Journal of Finance**, v.60, nº 1, p. 67-103, 2005.

## ANEXOS

### Roteiro do R para formação das carteiras, testes de validade e testes comparativos entre os modelos

Script - Formação e Avaliação de Carteiras com base em P/VPA (R)

```
#R Development Core Team (2012). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for
#Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL http://www.R-project.org/.
```

```
## Comentários no código começam por #
```

```
## Insira o diretório de trabalho (com barras invertidas) ##
setwd("G:/Projeto Fama-French/Bases de dados/Brasil")
```

```
## Chile:      i=1994, f=2011  (inicial de formação=1998, inicial de avaliação=1999) ##
## Colombia:  i=1995, f=2011  (inicial de formação=2004, inicial de avaliação=2005) ##
## México:    i=1992, f=2011  (inicial de formação=1996, inicial de avaliação=1997) ##
## Venezuela: i=1993, f=2011  (inicial de formação=2007, inicial de avaliação=2008) ##
## Brasil:    i=1992, f=2011  (inicial de formação=1992, inicial de avaliação 1993) ##
## Argentina: i=1992, f=2011  (inicial de formação=1993, inicial de avaliação=1994) ##
```

```
## Digite o ano de início da carteira, com base em i (tabela acima) ##
```

```
anoinicial <- 1992
```

```
## Digite o ano da carteira final, com base na tabela acima ##
```

```
anofinal <- 2011
```

```
## Digite a frequência de retornos por ano
```

```
Multiplo <- 12
```

```
##Supor que este seja o valor de mercado de junho de (t-1) (Small e Big)
```

```
VM <- read.table(file.choose(), head=T, sep=";", na.strings="-", as.is=c(1))
```

```
## Define o nome dos ativos como nomes de linha
```

```
rownames(VM) <- VM[,1]
```

```
## Retira a coluna que foi determinada como rownames
```

```
VM <- VM[,-1]
```

```
## Mostra o cabeçalho dos dados
```

```
head(VM)
```

```
## Supor que este seja o valor de mercado de dezembro de (t-1) (Ponderar)
```

```
VMPond <- read.table(file.choose(), head=T, sep=";", na.strings="-", as.is=c(1))
```

```

rownames(VMPond) <- VMPond[,1]
VMPond <- VMPond[,-1]
head(VMPond)

## Retornos
Retornos <- read.table(file.choose(), head=T, sep=";", na.strings="-", as.is=c(1))
rownames(Retornos) <- Retornos[,1]
Retornos <- Retornos[,-1]
head(Retornos)

## Dezembro de (t-1)
P.VPA <- read.table(file.choose(), head=T, sep=";", na.strings="-", as.is=c(1))
rownames(P.VPA) <- P.VPA[,1]
P.VPA <- P.VPA[,-1]
## Objeto BM1 guarda VPA/P
BM1 <- 1/P.VPA
head(BM1)

## Guardará o nome dos ativos, após os filtros:
Ativos <- matrix(nrow = 750, ncol= (anofinal-anoinicial+1))

## Guardará o número de ativos, após os filtros:
nativostot <- vector()
for (i in 2:(anofinal-anoinicial+2)) {

## For começa em 2, devido aos retornos:
a <- rownames(BM1)[!is.na(BM1[,i-1]) & BM1[,i-1]>0]
b <- rownames(VM[a,])[!is.na(VM[a,i-1]) & VM[a,i-1]>0]
gama <- rownames(VMPond[b,])[!is.na(VMPond[b,i-1])&VM[b,i-1]>0]

## Não gerar observações fora dos limites
if (i == (anofinal-anoinicial+2)) {
Mult <- ncol(Retornos)%%12
} else {
Mult <- 12
}
c <- (!is.na(rowSums( Retornos[gama,(1+Multiplo*(i-1)):(Mult+Multiplo*(i-1))] )) )
d <- names(c)[c>0]
e <- (!is.na(rowSums( Retornos[d,(1+Multiplo*(i-2)):(Multiplo+Multiplo*(i-2)-1)] )) )
d <- names(e)[e>0]
nativostot[i-1] <- length(d)
Ativos[,i-1] <- c(d, rep(NA, 750-length(d)) )

}
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
## Precisamos de, no mínimo, 12 ativos para continuar

```

```

if(nativostot[i]<=12) {
  num <- i
  print(anoinicial+i)
}
}

## Caso não haja 12 ativos, deletar referido ano
if (num != 0) {
  VM <- VM[,c(-1:-num)]
  VMPond <- VMPond[,c(-1:-num)]
  Retornos <- Retornos[,c(-1:(12*-num))]
  BM1 <- BM1[,c(-1:-num)]
  nativostot <- nativostot[-1:-num]
  Ativos <- Ativos[-1:-num]
}
anoinicial <- anoinicial + num

## Guardar ativos e números de Small e Big
Small <- matrix(nrow=750,ncol=(anofinal-anoinicial+1))
nSmall <- vector()
Big <- matrix(nrow=750,ncol=(anofinal-anoinicial+1))
nBig <- vector()

## Criar carteiras Small e Big
for (i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
  indi <- round(nativostot[i]/2)
  nSmall[i] <- indi
  nBig[i] <- nativostot[i] - indi
  ati <- c(Ativos[1:nativostot[i],i])
  VM1 <- VM[ati,]
  VM2 <- VM1[with(VM1, order(VM1[,i])),]
  Small[,i] <- c(rownames(VM2[1:nSmall[i],i,drop=F]),rep(NA,750-nSmall[i]))
  Big[,i] <- c(rownames(VM2[(nativostot[i]-nBig[i]+1):nativostot[i],i,drop=F]),rep(NA,750-nBig[i]))
}

## Mostrar cabeçalho dos dados
head(Small)
head(Big)
nSmall
nBig
head(BM1)

## Guardar Carteiras Small Low, Medium e High, numerando os ativos
## Guardar carteiras Big Low, Medium e High, numerando os ativos

SmallL = SmallM = SmallH <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))

```

```

BigL = BigM = BigH <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))
nuSmallL = nuSmallM = nuSmallH <- vector()
nuBigL = nuBigM = nuBigH <- vector()

## Criar carteiras SL, SM, SH, BL, BM, BH.
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
nuSmallL[i] = nuSmallH[i] <- round(0.3*nuSmall[i])
nuSmallM[i] <- nuSmall[i] - 2*nuSmallH[i]
nuBigL[i] = nuBigH[i] <- round(0.3*nuBig[i])
nuBigM[i] <- nuBig[i] - 2*nuBigH[i]
BMSmall <- BM1[ c(Small[1:nuSmall[i],i]),]
BMBig <- BM1[ c(Big[1:nuBig[i],i]),]
ordBMSmall <- BMSmall[with(BMSmall, order(BMSmall[,i])),]
ordBMBig <- BMBig[with(BMBig, order(BMBig[,i])),]
SmallL[,i] <- c( rownames(ordBMSmall[1:nuSmallL[i],i,drop=F]), rep(NA,750-nuSmallL[i]) )
SmallM[,i] <- c( rownames(ordBMSmall[(nuSmallL[i]+1):(nuSmallL[i]+nuSmallM[i]),i,drop=F]), rep(NA, 750-
nuSmallM[i]) )
SmallH[,i] <- c( rownames(ordBMSmall[(nuSmall[i]-nuSmallH[i]+1):(nuSmall[i]),i,drop=F]), rep(NA,750-nuSmallH[i]) )
BigL[,i] <- c( rownames(ordBMBig[1:nuBigL[i],i,drop=F]), rep(NA,750-nuBigL[i]) )
BigM[,i] <- c( rownames(ordBMBig[(nuBigL[i]+1):(nuBigL[i]+nuBigM[i]),i,drop=F]), rep(NA, 750-nuBigM[i]) )
BigH[,i] <- c( rownames(ordBMBig[(nuBig[i]-nuBigH[i]+1):(nuBig[i]),i,drop=F]), rep(NA,750-nuBigH[i]) )
}

## Nomes dos ativos das doze carteiras
SmallLWin = SmallMWin = SmallHWin <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))
SmallLWin = SmallMWin = SmallHWin <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))
BigLWin = BigMWin = BigHWin <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))
BigLWin = BigMWin = BigHWin <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))

## número de ativos para cada carteira, para as doze carteiras
nuSmallLWin = nuSmallMWin = nuSmallHWin <- vector()
nuSmallLWin = nuSmallMWin = nuSmallHWin <- vector()
nuBigLWin = nuBigMWin = nuBigHWin <- vector()
nuBigLWin = nuBigMWin = nuBigHWin <- vector()
for (i in 2:(anofinal-anoinicial+2)) {
nuSmallLWin[i-1] <- round(nuSmallL[i-1]*0.5)
nuSmallLWin[i-1] <- nuSmallL[i-1] - nuSmallLWin[i-1]
nuSmallMWin[i-1] <- round(nuSmallM[i-1]*0.5)
nuSmallMWin[i-1] <- nuSmallM[i-1] - nuSmallMWin[i-1]

nuSmallHWin[i-1] <- round(nuSmallH[i-1]*0.5)
nuSmallHWin[i-1] <- nuSmallH[i-1] - nuSmallHWin[i-1]
nuBigLWin[i-1] <- round(nuBigL[i-1]*0.5)
nuBigLWin[i-1] <- nuBigL[i-1] - nuBigLWin[i-1]
nuBigMWin[i-1] <- round(nuBigM[i-1]*0.5)
nuBigMWin[i-1] <- nuBigM[i-1] - nuBigMWin[i-1]
}

```



```

nuBigHWin[i-1] <- round(nuBigH[i-1]*0.5)
nuBigHLoos[i-1] <- nuBigH[i-1] - nuBigHWin[i-1]
filtro <- Retornos[(1+Multiplo*(i-2)):(Multiplo+Multiplo*(i-2)-1)]
filtro1 <- filtro/100 +1
filtro1$acum <- apply(filtro1,1,prod)-1
RetSmallL <- filtro1[ c(SmallL[1:nuSmallL[i-1],i-1],)
ordrRetSmallL <- RetSmallL[with(RetSmallL, order(RetSmallL[,12])),]
RetSmallM <- filtro1[ c(SmallM[1:nuSmallM[i-1],i-1],)
ordrRetSmallM <- RetSmallM[with(RetSmallM, order(RetSmallM[,12])),]
RetSmallH <- filtro1[ c(SmallH[1:nuSmallH[i-1],i-1],)
ordrRetSmallH <- RetSmallH[with(RetSmallH, order(RetSmallH[,12])),]
RetBigL <- filtro1[ c(BigL[1:nuBigL[i-1],i-1],)
ordrRetBigL <- RetBigL[with(RetBigL, order(RetBigL[,12])),]
RetBigM <- filtro1[ c(BigM[1:nuBigM[i-1],i-1],)
ordrRetBigM <- RetBigM[with(RetBigM, order(RetBigM[,12])),]
RetBigH <- filtro1[ c(BigH[1:nuBigH[i-1],i-1],)
ordrRetBigH <- RetBigH[with(RetBigH, order(RetBigH[,12])),]

SmallLLoos[i-1] <- c( rownames(ordrRetSmallL[1:nuSmallLLoos[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuSmallLLoos[i-1]))
SmallMLoos[i-1] <- c( rownames(ordrRetSmallM[1:nuSmallMLoos[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuSmallMLoos[i-1]))
SmallHLoos[i-1] <- c( rownames(ordrRetSmallH[1:nuSmallHLoos[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuSmallHLoos[i-1]))
SmallLWins[i-1] <- c( rownames(ordrRetSmallL[(nuSmallLLoos[i-1]+1):nuSmallL[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-
nuSmallLWins[i-1]))
SmallMWins[i-1] <- c( rownames(ordrRetSmallM[(nuSmallMLoos[i-1]+1):nuSmallM[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-
nuSmallMWins[i-1]))
SmallHWins[i-1] <- c( rownames(ordrRetSmallH[(nuSmallHLoos[i-1]+1):nuSmallH[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-
nuSmallHWins[i-1]))
BigLLoos[i-1] <- c( rownames(ordrRetBigL[1:nuBigLLoos[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigLLoos[i-1]))
BigMLoos[i-1] <- c( rownames(ordrRetBigM[1:nuBigMLoos[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigMLoos[i-1]))
BigHLoos[i-1] <- c( rownames(ordrRetBigH[1:nuBigHLoos[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigHLoos[i-1]))
BigLWins[i-1] <- c( rownames(ordrRetBigL[(nuBigLLoos[i-1]+1):nuBigL[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigLWins[i-1]))
BigMWins[i-1] <- c( rownames(ordrRetBigM[(nuBigMLoos[i-1]+1):nuBigM[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigMWins[i-
1]))
BigHWins[i-1] <- c( rownames(ordrRetBigH[(nuBigHLoos[i-1]+1):nuBigH[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigHWins[i-
1]))
}

#####

## Portfólio Small minus Big

# Formar matrizes de Small e Big
RetSmall1 <- vector()
RetBig1 <- vector()
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
vmSmall1 <- as.matrix(VMPond[ c(Small[1:nSmall[i],i], i)/sum(VMPond[ c(Small[1:nSmall[i],i], i))

```

```

vmBig1 <- as.matrix(VMPond[ c(Big[1:nBig[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(Big[1:nBig[i],i]), i]))
if (i == anofinal-anoinicial+1) {
Mult <- ncol(Retornos)%%12
} else {
Mult <- 12
}
for(j in (1+Multiplo*(i)):(Mult+Multiplo*(i))) {
RetSmall1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(Small[1:nSmall[i],i),j]))%*%vmSmall1
RetBig1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(Big[1:nBig[i],i),j]))%*%vmBig1
}
}

#####

## Portfólio High minus Low

# Formar matrizes de high e low

nuHigh <- nuSmallH + nuBigH
nuLow <- nuSmallL + nuBigL
High = Low <- matrix(nrow=750,ncol=(anofinal-anoinicial+1))
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
High[,i] <- c(SmallH[1:nuSmallH[i],i],BigH[1:nuBigH[i],i],rep(NA,750-nuHigh[i]))
Low[,i] <- c(SmallL[1:nuSmallL[i],i],BigL[1:nuBigL[i],i],rep(NA,750-nuLow[i]))
}
RetHigh1 <- vector()
RetLow1 <- vector()
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
vmHigh1 <- as.matrix(VMPond[ c(High[1:nuHigh[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(High[1:nuHigh[i],i]), i]))
vmLow1 <- as.matrix(VMPond[ c(Low[1:nuLow[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(Low[1:nuLow[i],i]), i]))
if (i == anofinal-anoinicial+1) {
Mult <- ncol(Retornos)%%12
} else {
Mult <- 12
}
}
for(j in (1+Multiplo*(i)):(Mult+Multiplo*(i))) {
RetHigh1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(High[1:nuHigh[i],i),j]))%*%vmHigh1
RetLow1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(Low[1:nuLow[i],i),j]))%*%vmLow1
}
}

#####

## Portfólio Winner e Loser

```

```
# Formar matrizes de winner e loser
```

```
nuWinner <- nuSmallLWin + nuSmallMWin + nuSmallHWin + nuBigLWin + nuBigMWin + nuBigHWin
nuLooser <- nuSmallL Loo + nuSmallMLoo + nuSmallHLoo + nuBigLLoo + nuBigMLoo + nuBigHLoo
Winner = Looser <- matrix(nrow=750,ncol=(anofinal-anoinicial+1))
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
Winner[,i] <- c(SmallLWin[1:nuSmallLWin[i],i],SmallMWin[1:nuSmallMWin[i],i],SmallHWin[1:nuSmallHWin[i],i],
BigLWin[1:nuBigLWin[i],i],BigMWin[1:nuBigMWin[i],i],BigHWin[1:nuBigHWin[i],i],rep(NA,(750-nuWinner[i])))
Looser[,i] <- c(SmallLLoo[1:nuSmallLLoo[i],i],SmallMLoo[1:nuSmallMLoo[i],i],SmallHLoo[1:nuSmallHLoo[i],i],
BigLLoo[1:nuBigLLoo[i],i],BigMLoo[1:nuBigMLoo[i],i],BigHLoo[1:nuBigHLoo[i],i],rep(NA,(750-nuLooser[i])))
}
```

```
## formado
```

```
RetWinner1 <- vector()
RetLooser1 <- vector()
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
vmWinner1 <- as.matrix(VMPond[ c(Winner[1:nuWinner[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(Winner[1:nuWinner[i],i]), i]))
vmLooser1 <- as.matrix(VMPond[ c(Looser[1:nuLooser[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(Looser[1:nuLooser[i],i]), i]))
if (i == anofinal-anoinicial+1) {
Mult <- ncol(Retornos)%%12
} else {
Mult <- 12
}
for(j in (1+Multiplo*(i)):(Mult+Multiplo*(i))) {
RetWinner1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(Winner[1:nuWinner[i],i]),j]))%%vmWinner1
RetLooser1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(Looser[1:nuLooser[i],i]),j]))%%vmLooser1
}
}
```

```
#####
```

```
#####
```

```
RetSLL = RetSML = RetSHL <- vector()
RetSLW = RetSMW = RetSHW <- vector()
RetBLL = RetBML = RetBHL <- vector()
RetBLW = RetBMW = RetBHW <- vector()
```

```
for (i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
##i<-2
vmSLL <- as.matrix(VMPond[ c(SmallLLoo[1:nuSmallLLoo[i],i]), i]/sum(VMPond[
c(SmallLLoo[1:nuSmallLLoo[i],i]), i]))
vmSML <- as.matrix(VMPond[ c(SmallMLoo[1:nuSmallMLoo[i],i]), i]/sum(VMPond[
c(SmallMLoo[1:nuSmallMLoo[i],i]), i]))
vmSHL <- as.matrix(VMPond[ c(SmallHLoo[1:nuSmallHLoo[i],i]), i]/sum(VMPond[
c(SmallHLoo[1:nuSmallHLoo[i],i]), i]))
```

```

vmSLW      <-      as.matrix(VMPond[      c(SmallLWin[1:nuSmallLWin[i],i]),      i]/sum(VMPond[
c(SmallLWin[1:nuSmallLWin[i],i]), i]))
vmSMW      <-      as.matrix(VMPond[      c(SmallMWin[1:nuSmallMWin[i],i]),      i]/sum(VMPond[
c(SmallMWin[1:nuSmallMWin[i],i]), i]))
vmSHW      <-      as.matrix(VMPond[      c(SmallHWin[1:nuSmallHWin[i],i]),      i]/sum(VMPond[
c(SmallHWin[1:nuSmallHWin[i],i]), i]))

#####

vmBLL <- as.matrix(VMPond[ c(BigLLo[1:nuBigLLo[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigLLo[1:nuBigLLo[i],i]), i]))
vmBML <- as.matrix(VMPond[ c(BigMLo[1:nuBigMLo[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigMLo[1:nuBigMLo[i],i]), i]))
vmBHL <- as.matrix(VMPond[ c(BigHLo[1:nuBigHLo[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigHLo[1:nuBigHLo[i],i]), i]))
vmBLW <- as.matrix(VMPond[ c(BigLWin[1:nuBigLWin[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigLWin[1:nuBigLWin[i],i]), i]))
vmBMW <- as.matrix(VMPond[ c(BigMWin[1:nuBigMWin[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigMWin[1:nuBigMWin[i],i]), i]))
vmBHW <- as.matrix(VMPond[ c(BigHWin[1:nuBigHWin[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigHWin[1:nuBigHWin[i],i]), i]))

#####

if (i == anofinal-anoinicial+1) {
Mult <- ncol(Retornos)%%12
} else {
Mult <- 12
}
for(j in (1+Multiplo*(i)):(Mult+Multiplo*(i))) {
##j <-2
RetSLL[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallLLo[1:nuSmallLLo[i],i],j)]))%%vmSLL
RetSML[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallMLo[1:nuSmallMLo[i],i],j)]))%%vmSML
RetSHL[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallHLo[1:nuSmallHLo[i],i],j)]))%%vmSHL
RetSLW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallLWin[1:nuSmallLWin[i],i],j)]))%%vmSLW
RetSMW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallMWin[1:nuSmallMWin[i],i],j)]))%%vmSMW
RetSHW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallHWin[1:nuSmallHWin[i],i],j)]))%%vmSHW

#####

RetBLL[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigLLo[1:nuBigLLo[i],i],j)]))%%vmBLL
RetBML[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigMLo[1:nuBigMLo[i],i],j)]))%%vmBML
RetBHL[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigHLo[1:nuBigHLo[i],i],j)]))%%vmBHL
RetBLW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigLWin[1:nuBigLWin[i],i],j)]))%%vmBLW
RetBMW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigMWin[1:nuBigMWin[i],i],j)]))%%vmBMW
RetBHW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigHWin[1:nuBigHWin[i],i],j)]))%%vmBHW
}
}

## Definindo os vetores de retornos para cada carteira

```

```

RetornosFinais <-
data.frame(RetSLL,RetSML,RetSHL,RetSLW,RetSMW,RetSHW,RetBLL,RetBML,RetBHL,RetBLW,RetBMW,RetB
HW)
anocont <- anoinicial +1
RetFinaisTS <- ts(RetornosFinais[-(1:12)],start=anocont,frequency=12)
RetFinaisTS1 <- RetFinaisTS/100

## Definindo a Taxa Livre de Risco

RiskFree <- read.table(file.choose(),head=T, sep=";", as.is=c(1))
RF <- ts(RiskFree[,2], start= c(as.numeric(strsplit(RiskFree[1,1],",")[1][3]),
as.numeric(strsplit(RiskFree[1,1],",")[1][2])),frequency=12)

## Definindo o Retorno de Mercado

MarketReturn <- read.table(file.choose(),head=T, sep=";", as.is=c(1))
RM <- ts(MarketReturn[,2], start= c(as.numeric(strsplit(MarketReturn[1,1],",")[1][3]),
as.numeric(strsplit(MarketReturn[1,1],",")[1][2])),frequency=12)

## Definindo o Risco país

RiscoPais <- read.table(file.choose(),head=T, sep=";", as.is=c(1))
RP <- ts(RiscoPais[,2], start= c(as.numeric(strsplit(RiscoPais[1,1],",")[1][3]),
as.numeric(strsplit(RiscoPais[1,1],",")[1][2])),frequency=12)
RP <- diff(RP,1,1)
11

## Definindo séries temporais de vetores Small e Big

head(RetSmall1)
head(RetBig1)
RetSmall2 <- ts(RetSmall1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100
RetBig2 <- ts(RetBig1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100

## Definindo séries temporais de vetores High e Low

head(RetHigh1)
head(RetLow1)
RetHigh2 <- ts(RetHigh1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100
RetLow2 <- ts(RetLow1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100

## Definindo séries temporais de vetores Winner e Looser

head(RetWinner1)
head(RetLooser1)
RetWinner2 <- ts(RetWinner1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100
RetLooser2 <- ts(RetLooser1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100

```

```
## Delimitando as datas para a regressão
```

```
endmax <- matrix(c(end(RetFinaisTS)[1],end(RetFinaisTS)[2],end(RM)[1],end(RM)[2],end(RF)[1],end(RF)[2],
end(RP)[1],end(RP)[2]),nrow=4,byrow=T)
endmax1 <- endmax[order(endmax[,1],endmax[,2],decreasing=F),]
anomax <- endmax1[1,1]
mesmax <- endmax1[1,2]
startmin <- matrix(c(start(RetFinaisTS)[1],start(RetFinaisTS)[2],start(RM)[1],start(RM)[2],start(RF)[1],start(RF)[2],
start(RP)[1],start(RP)[2]),nrow=4,byrow=T)
startmin1 <- startmin[order(startmin[,1],startmin[,2],decreasing=T),]
anomin <- startmin1[1,1]
mesmin <- startmin1[1,2]
```

```
## Retornos Finais ajustado às informações
```

```
RetFinaisadj <- window(RetFinaisTS1,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
```

```
## Portfólios Small e Big ajustado às informações
```

```
RetSmall2adj <- window(RetSmall2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
RetBig2adj <- window(RetBig2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
```

```
## Portfólios High e Low ajustado às informações
```

```
RetHigh2adj <- window(RetHigh2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
RetLow2adj <- window(RetLow2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
```

```
## Portfólios Winner e Looser ajustado às informações
```

```
RetWinner2adj <- window(RetWinner2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
RetLooser2adj <- window(RetLooser2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
```

```
## Retorno de mercado ajustado às informações
```

```
RMadj <- window(RM,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
```

```
## Taxa livre de risco ajustada às informações
```

```
RFadj <- window(RF,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
```

```
## Risco país ajustado às informações
```

```
RPadj <- window(RP,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
```

```
## install.packages("lmtest")
```

```
## install.packages("nortest")
```

```
## install.packages("HH")
```

```

## install.packages("gap")

require(lmtest)
require(nortest)
require(HH)
require(gap)

#####

## CAPM

resultadosCAPM <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadosCAPM) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadosCAPM <- as.data.frame(resultadosCAPM)

resultadostestesCAPM <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadostestesCAPM) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadostestesCAPM <- as.data.frame(resultadostestesCAPM)

for (i in 1:ncol(RetFinaisadj)) {

(RetFinRF <- (RetFinaisadj[,i]-RFadj))
RMRF <- (RMadj - RFadj)

## betas e resíduos recursivos
interceptCAPM <- data.frame()
betas1CAPM <- data.frame()
resrecCAPM <- data.frame()
for(var in 3:length(RetFinRF)) {
CAPMdin <- lm(RetFinRF[1:var]~RMRF[1:var])
CAPMdinrec <- lm(RetFinRF[1:(var-1)]~RMRF[1:(var-1)])
summary(CAPMdinrec)
vt <- RetFinRF[var] - cbind(1,RMRF[var])%*%(t(t(CAPMdinrec$coef)))
if(var > 3) {
resrecCAPM <- rbind(resrecCAPM, c(vt,summary(CAPMdinrec)$sigma))
}
summary(CAPMdin)

## alfas

interceptCAPM <- rbind(interceptCAPM, c(summary(CAPMdin)[[4]][1],summary(CAPMdin)[[4]][3]))

## RMRF

betas1CAPM <- rbind(betas1CAPM, c(summary(CAPMdin)[[4]][2],summary(CAPMdin)[[4]][4]))
##

```

```

}

## fim betas e resíduos recursivos

interceptCAPMts <- ts(interceptCAPM,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinisadj)[i],"-intercept-CAPM.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(interceptCAPMts[,1], ylim = c(min(interceptCAPMts[,1]-2*interceptCAPMts[,2]),
max(interceptCAPMts[,1]+2*interceptCAPMts[,2]) ),ylab="Intercepto CAPM",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((interceptCAPMts[,1]-2*interceptCAPMts[,2]),col="blue")
lines((interceptCAPMts[,1]+2*interceptCAPMts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

betas1CAPMts <- ts(betas1CAPM,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinisadj)[i],"-RMRF-CAPM.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas1CAPMts[,1], ylim = c(min(betas1CAPMts[,1]-2*betas1CAPMts[,2]),
max(betas1CAPMts[,1]+2*betas1CAPMts[,2]) ),ylab="RM-RF CAPM",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas1CAPMts[,1]-2*betas1CAPMts[,2]),col="blue")
lines((betas1CAPMts[,1]+2*betas1CAPMts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

resrecCAPMts <- ts(resrecCAPM,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinisadj)[i],"-ResRec-CAPM.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(resrecCAPMts[,1], ylim = c(min(resrecCAPMts[,1]-2*resrecCAPMts[,2]),
max(resrecCAPMts[,1]+2*resrecCAPMts[,2]) ),ylab="Resíduos Recursivos CAPM",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((-2*resrecCAPMts[,2]),col="blue")
lines((+2*resrecCAPMts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

## gráficos de betas e resíduos recursivos

CAPM <- lm( RetFinRF ~ RMRF )

## Calcular valor de p da regressão
fstats <- summary(CAPM)$fstatistic
##

## Matriz de resultados da regressão
resultadosCAPM[1,i] <- summary(CAPM)[[4]][1]
resultadosCAPM[2,i] <- summary(CAPM)[[4]][3]
resultadosCAPM[3,i] <- summary(CAPM)[[4]][5]
resultadosCAPM[4,i] <- summary(CAPM)[[4]][7]

```



```

resultadosCAPM[5,i] <- summary(CAPM)[[4]][2]
resultadosCAPM[6,i] <- summary(CAPM)[[4]][4]
resultadosCAPM[7,i] <- summary(CAPM)[[4]][6]
resultadosCAPM[8,i] <- summary(CAPM)[[4]][8]
resultadosCAPM[9,i] <- summary(CAPM)$sigma
resultadosCAPM[10,i] <- summary(CAPM)$r.squared
resultadosCAPM[11,i] <- summary(CAPM)$adj.r.squared
resultadosCAPM[12,i] <- summary(CAPM)$fstatistic[[1]]
resultadosCAPM[13,i] <- pf(fstats[1],fstats[2],fstats[3],lower=F)
##

## White
var2 <- (summary(CAPM)$resid)^2
RMR2 <- RMRF^2
lmWhite <- lm(var2 ~ RMRF+RMR2)
estatWhite <- summary(lmWhite)$r.squared*length(var2)
pvalueWhite <- pchisq(estatWhite,2,lower=F)
##

## VIF

##CAPM1 <- lm( RetFinRF ~ RMRF, x=T )
##vif(CAPM1)
resultadostestesCAPM[1,i] <- bptest(CAPM)[[1]]
resultadostestesCAPM[2,i] <- bptest(CAPM)[[4]]
resultadostestesCAPM[3,i] <- estatWhite
resultadostestesCAPM[4,i] <- pvalueWhite
resultadostestesCAPM[5,i] <- ad.test(summary(CAPM)$resid)[[1]]
resultadostestesCAPM[6,i] <- ad.test(summary(CAPM)$resid)[[2]]
resultadostestesCAPM[7,i] <- shapiro.test(summary(CAPM)$resid)[[1]]
resultadostestesCAPM[8,i] <- shapiro.test(summary(CAPM)$resid)[[2]]
resultadostestesCAPM[9,i] <- Box.test(summary(CAPM)$resid, type="Box-Pierce")[1]
resultadostestesCAPM[10,i] <- Box.test(summary(CAPM)$resid, type="Box-Pierce")[3]
resultadostestesCAPM[11,i] <- Box.test(summary(CAPM)$resid, type="Ljung-Box")[1]
resultadostestesCAPM[12,i] <- Box.test(summary(CAPM)$resid, type="Ljung-Box")[3]
resultadostestesCAPM[13,i] <- bgtest(CAPM)[[1]]
resultadostestesCAPM[14,i] <- bgtest(CAPM)[[4]]
b <- 15 ## Contador do teste de Chow
for(m in start(RetFinisadj)[1):(end(RetFinisadj)[1]-1)) {
  if((start(RetFinisadj)[2]+6)>12 & m == (start(RetFinisadj)[1])) next
  ifelse((start(RetFinisadj)[2]+6)>12,l <- (start(RetFinisadj)[1]+1),l <- ((start(RetFinisadj)[1])) )
  if(m == start(RetFinisadj)[1] ) {
    k <- (start(RetFinisadj)[2]+6)
  } else {
    k <- 1
  }
}

```

```

if(m == 1 & ((start(RetFinaisadj)[2]+6)>12) ) {
k <- ((start(RetFinaisadj)[2]+6)%%12)
}
for(j in k:(ifelse(m==(end(RetFinaisadj)[1]-1),6,12))) {
v <- chow.test( window(RetFinRF,end=c(m,j)),
               window(RMRF,end=c(m,j)),
               window(RetFinRF,start=c(ifelse(j==12,m+1,m),ifelse(j==12,1,j+1))),
               window(RMRF, start=c(ifelse(j==12,m+1,m),ifelse(j==12,1,j+1))) )
resultadostestesCAPM[b,i] <- v[1]
rownames(resultadostestesCAPM)[b] <- paste(m,j,"est")
resultadostestesCAPM[(b+1),i] <- v[4]
rownames(resultadostestesCAPM)[(b+1)] <- paste(m,j,"p")
b <- b + 2
}
}
}
resultadosCAPM <- resultadosCAPM[1:13,]
rownames(resultadosCAPM) <- c("a","st.a","t.a","p.a","b","st.b","t.b","p.b",
"Sigma","rsqr","adjr","fstat","fpvalue")
rownames(resultadostestesCAPM)[1:14] <- c("estatbp","pvalor","estatWhite",
"pvalor1","adtest","pvalor2","shapiro","pvalor3","boxpierce","pvalor4","LjungBox",
"pvalor5","bgtest","pvalor6")

#####

## Modelo de três fatores

resultadosTF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadosTF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadosTF <- as.data.frame(resultadosTF)
resultadostestesTF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadostestesTF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadostestesTF <- as.data.frame(resultadostestesTF)
for (i in 1:ncol(RetFinaisadj)) {
(RetFinRF <- (RetFinaisadj[,i]-RFadj))
RMRF <- (RMadj - RFadj)
SMB <- (RetSmall2adj-RetBig2adj)
HML <- (RetHigh2adj-RetLow2adj)

## betas e resíduos recursivos

interceptTF <- data.frame()
betas1TF <- data.frame()
betas2TF <- data.frame()
betas3TF <- data.frame()

```

```

resrecTF <- data.frame()
for(var in 5:length(RetFinRF)) {
  TFdin <- lm(RetFinRF[1:var]~RMRF[1:var]+SMB[1:var]+HML[1:var])
  TFdinrec <- lm(RetFinRF[1:(var-1)]~RMRF[1:(var-1)]+SMB[1:(var-1)]+HML[1:(var-1)])
  summary(TFdinrec)
  vt <- RetFinRF[var] - cbind(1,RMRF[var],SMB[var],HML[var])%*%t(t(TFdinrec$coef))
  if(var > 5) {
    resrecTF <- rbind(resrecTF, c(vt,summary(TFdinrec)$sigma))
  }
  summary(TFdin)

  ## alfas

  interceptTF <- rbind(interceptTF, c(summary(TFdin)[[4]][1],summary(TFdin)[[4]][5]))

  ## RMRF

  betas1TF <- rbind(betas1TF, c(summary(TFdin)[[4]][2],summary(TFdin)[[4]][6]))

  ## SMB

  betas2TF <- rbind(betas2TF, c(summary(TFdin)[[4]][3],summary(TFdin)[[4]][7]))

  ## HML

  betas3TF <- rbind(betas3TF, c(summary(TFdin)[[4]][4],summary(TFdin)[[4]][8]))
}

## fim betas e resíduos recursivos

interceptTFts <- ts(interceptTF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinisadj)[i],"-intercept-TF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(interceptTFts[,1], ylim = c(min(interceptTFts[,1]-2*interceptTFts[,2]),
max(interceptTFts[,1]+2*interceptTFts[,2])),ylab="Intercepto três fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((interceptTFts[,1]-2*interceptTFts[,2]),col="blue")
lines((interceptTFts[,1]+2*interceptTFts[,2]),col="blue")
dev.off()

betas1TFts <- ts(betas1TF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinisadj)[i],"-RMRF-TF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas1TFts[,1], ylim = c(min(betas1TFts[,1]-2*betas1TFts[,2]),
max(betas1TFts[,1]+2*betas1TFts[,2])),ylab="RM-RF três fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas1TFts[,1]-2*betas1TFts[,2]),col="blue")
lines((betas1TFts[,1]+2*betas1TFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)

```

```

dev.off()
betas2TFts <- ts(betas2TF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-SMB-TF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas2TFts[,1], ylim = c(min(betas2TFts[,1]-2*betas2TFts[,2]),
max(betas2TFts[,1]+2*betas2TFts[,2]) ),ylab="SMB três fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas2TFts[,1]-2*betas2TFts[,2]),col="blue")
lines((betas2TFts[,1]+2*betas2TFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()
betas3TFts <- ts(betas3TF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-HML-TF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas3TFts[,1], ylim = c(min(betas3TFts[,1]-2*betas3TFts[,2]),
max(betas3TFts[,1]+2*betas3TFts[,2]) ),ylab="HML três fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas3TFts[,1]-2*betas3TFts[,2]),col="blue")
lines((betas3TFts[,1]+2*betas3TFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()
resrecTFts <- ts(resrecTF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-ResRec-TF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(resrecTFts[,1], ylim = c(min(resrecTFts[,1]-2*resrecTFts[,2]),
max(resrecTFts[,1]+2*resrecTFts[,2]) ),ylab="Resíduos Recursivos três fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((-2*resrecTFts[,2]),col="blue")
lines((+2*resrecTFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()
## gráficos de betas e resíduos recursivos

TF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML)

## Calcular valor de p da regressão
fstats <- summary(TF)$fstatistic
##

## Matriz de resultados da regressão
resultadosTF[1,i] <- summary(TF)[[4]][1]
resultadosTF[2,i] <- summary(TF)[[4]][5]
resultadosTF[3,i] <- summary(TF)[[4]][9]
resultadosTF[4,i] <- summary(TF)[[4]][13]
resultadosTF[5,i] <- summary(TF)[[4]][2]
resultadosTF[6,i] <- summary(TF)[[4]][6]
resultadosTF[7,i] <- summary(TF)[[4]][10]
resultadosTF[8,i] <- summary(TF)[[4]][14]
resultadosTF[9,i] <- summary(TF)[[4]][3]

```

```

resultadosTF[10,i] <- summary(TF)[[4]][7]
resultadosTF[11,i] <- summary(TF)[[4]][11]
resultadosTF[12,i] <- summary(TF)[[4]][15]
resultadosTF[13,i] <- summary(TF)[[4]][4]
resultadosTF[14,i] <- summary(TF)[[4]][8]
resultadosTF[15,i] <- summary(TF)[[4]][12]
resultadosTF[16,i] <- summary(TF)[[4]][16]
resultadosTF[17,i] <- summary(TF)$sigma
resultadosTF[18,i] <- summary(TF)$r.squared
resultadosTF[19,i] <- summary(TF)$adj.r.squared
resultadosTF[20,i] <- summary(TF)$fstatistic[[1]]
resultadosTF[21,i] <- pf(fstats[1],fstats[2],fstats[3],lower=F)
##ok
## White
var2 <- (summary(TF)$resid)^2

## Cuadrados
RMRF2 <- RMRF^2
SMB2 <- SMB^2
HML2 <- HML^2

## Cruzados
RMRF.SMB <- RMRF*SMB
RMRF.HML <- RMRF*HML
SMB.HML <- SMB*HML
lmWhite <- lm(var2 ~ RMRF+HML+SMB+RMRF2+SMB2+HML2+RMRF.SMB+RMRF.HML+SMB.HML)
estatWhite <- summary(lmWhite)$r.squared*length(var2)
pvalueWhite <- pchisq(estatWhite,9,lower=F)
## ok

## VIF

TF1 <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB+ HML, x=T )
vif(TF1)
resultadostestesTF[1,i] <- bptest(TF)[[1]]
resultadostestesTF[2,i] <- bptest(TF)[[4]]
resultadostestesTF[3,i] <- estatWhite
resultadostestesTF[4,i] <- pvalueWhite
resultadostestesTF[5,i] <- ad.test(summary(TF)$resid)[[1]]
resultadostestesTF[6,i] <- ad.test(summary(TF)$resid)[[2]]
resultadostestesTF[7,i] <- shapiro.test(summary(TF)$resid)[[1]]
resultadostestesTF[8,i] <- shapiro.test(summary(TF)$resid)[[2]]
resultadostestesTF[9,i] <- Box.test(summary(TF)$resid, type="Box-Pierce")[1]
resultadostestesTF[10,i] <- Box.test(summary(TF)$resid, type="Box-Pierce")[3]
resultadostestesTF[11,i] <- Box.test(summary(TF)$resid, type="Ljung-Box")[1]
resultadostestesTF[12,i] <- Box.test(summary(TF)$resid, type="Ljung-Box")[3]

```

```

resultadostestesTF[13,i] <- bgtest(TF)[[1]]
resultadostestesTF[14,i] <- bgtest(TF)[[4]]
resultadostestesTF[15,i] <- vif(TF1)[1]
resultadostestesTF[16,i] <- vif(TF1)[2]
resultadostestesTF[17,i] <- vif(TF1)[3]
b <- 18 ## Contador do teste de Chow
for(m in start(RetFinaisadj)[1]:(end(RetFinaisadj)[1]-1)) {
  if((start(RetFinaisadj)[2]+6)>12 & m == (start(RetFinaisadj)[1])) next
  ifelse((start(RetFinaisadj)[2]+6)>12, l <- (start(RetFinaisadj)[1]+1), l <- ((start(RetFinaisadj)[1])) )
  if(m == start(RetFinaisadj)[1]) {
    k <- (start(RetFinaisadj)[2]+6)
  } else {
    k <- 1
  }
  if(m == 1 & ((start(RetFinaisadj)[2]+6)>12)) {
    k <- ((start(RetFinaisadj)[2]+6)%%12)
  }
  for(j in k:(ifelse(m==(end(RetFinaisadj)[1]-1),6,12))) {
    v <- chow.test( window(RetFinRF,end=c(m,j)),
                  window(cbind(RMRF,SMB,HML),end=c(m,j)),
                  window(RetFinRF,start=c(ifelse(j==12,m+1,m),ifelse(j==12,1,j+1))),
                  window(cbind(RMRF,SMB,HML),start=c(ifelse(j==12,m+1,m),ifelse(j==12,1,j+1)))) )
    resultadostestesTF[b,i] <- v[1]
    rownames(resultadostestesTF)[b] <- paste(m,j,"est")
    resultadostestesTF[(b+1),i] <- v[4]
    rownames(resultadostestesTF)[(b+1)] <- paste(m,j,"p")
    b <- b + 2
  }
}
resultadosTF <- resultadosTF[1:21,]
rownames(resultadosTF) <- c("a","st.a","t.a","p.a","b","st.b","t.b","p.b",
"s","st.s","t.s","p.s","h","st.h","t.h","p.h","Sigma","rsqr","adjr","fstat","fpvalue")
rownames(resultadostestesTF)[1:17] <- c("estatbp","pvalor","estatWhite",
"pvalor1","adtest","pvalor2","shapiro","pvalor3","boxpierce","pvalor4","LjungBox",
"pvalor5","bgtest","pvalor6","vifrmrf","vifSMB","vifHML")

#####

## Modelo de quatro fatores

resultadosQF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadosQF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadosQF <- as.data.frame(resultadosQF)
resultadostestesQF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadostestesQF) <- colnames(RetFinaisadj)

```

```

resultadostestesQF <- as.data.frame(resultadostestesQF)
for (i in 1:ncol(RetFinaisadj)) {
(RetFinRF <- (RetFinaisadj[,i]-RFadj))
RMRF <- (RMadj - RFadj)
SMB <- (RetSmall2adj-RetBig2adj)
HML <- (RetHigh2adj-RetLow2adj)
WML <- (RetWinner2adj-RetLooser2adj)
## Ok

## betas e resíduos recursivos

interceptQF <- data.frame()
betas1QF <- data.frame()
betas2QF <- data.frame()
betas3QF <- data.frame()
betas4QF <- data.frame()
resrecQF <- data.frame()
for(var in 6:length(RetFinRF)) {
QFdin <- lm(RetFinRF[1:var]~RMRF[1:var]+SMB[1:var]+HML[1:var]+WML[1:var])
QFdinrec <- lm(RetFinRF[1:(var-1)]~RMRF[1:(var-1)]+SMB[1:(var-1)]+HML[1:(var-1)]+WML[1:(var-1)])
summary(QFdinrec)

vt <- RetFinRF[var] - cbind(1,RMRF[var],SMB[var],HML[var],WML[var])%*%t(t(QFdinrec$coef))
if(var > 6) {
resrecQF <- rbind(resrecQF, c(vt,summary(QFdinrec)$sigma))
}
summary(QFdin)

## alfas

interceptQF <- rbind(interceptQF, c(summary(QFdin)[[4]][1],summary(QFdin)[[4]][6]))

## RMRF

betas1QF <- rbind(betas1QF, c(summary(QFdin)[[4]][2],summary(QFdin)[[4]][7]))

## SMB

betas2QF <- rbind(betas2QF, c(summary(QFdin)[[4]][3],summary(QFdin)[[4]][8]))

## HML

betas3QF <- rbind(betas3QF, c(summary(QFdin)[[4]][4],summary(QFdin)[[4]][9]))

## WML

```

```

betas4QF <- rbind(betas4QF, c(summary(QFdin)[[4]][5],summary(QFdin)[[4]][10]))
}

## fim betas e resíduos recursivos

interceptQFts <- ts(interceptQF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-intercept-QF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(interceptQFts[,1], ylim = c(min(interceptQFts[,1]-2*interceptQFts[,2]),
max(interceptQFts[,1]+2*interceptQFts[,2])),ylab="Intercepto quatro fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((interceptQFts[,1]-2*interceptQFts[,2]),col="blue")
lines((interceptQFts[,1]+2*interceptQFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

betas1QFts <- ts(betas1QF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-RMRF-QF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas1QFts[,1], ylim = c(min(betas1QFts[,1]-2*betas1QFts[,2]),
max(betas1QFts[,1]+2*betas1QFts[,2])),ylab="RM-RF quatro fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas1QFts[,1]-2*betas1QFts[,2]),col="blue")
lines((betas1QFts[,1]+2*betas1QFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

betas2QFts <- ts(betas2QF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-SMB-QF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas2QFts[,1], ylim = c(min(betas2QFts[,1]-2*betas2QFts[,2]),
max(betas2QFts[,1]+2*betas2QFts[,2])),ylab="SMB quatro fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas2QFts[,1]-2*betas2QFts[,2]),col="blue")
lines((betas2QFts[,1]+2*betas2QFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

betas3QFts <- ts(betas3QF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-HML-QF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas3QFts[,1], ylim = c(min(betas3QFts[,1]-2*betas3QFts[,2]),
max(betas3QFts[,1]+2*betas3QFts[,2])),ylab="HML quatro fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas3QFts[,1]-2*betas3QFts[,2]),col="blue")
lines((betas3QFts[,1]+2*betas3QFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

betas4QFts <- ts(betas4QF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-WML-QF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas4QFts[,1], ylim = c(min(betas4QFts[,1]-2*betas4QFts[,2]),
max(betas4QFts[,1]+2*betas4QFts[,2])),ylab="WML quatro fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)

```



```

lines((betas4QFts[,1]-2*betas4QFts[,2]),col="blue")
lines((betas4QFts[,1]+2*betas4QFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()
resrecQFts <- ts(resrecQF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinRF)[i],"-ResRec-QF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(resrecQFts[,1], ylim = c(min(resrecQFts[,1]-2*resrecQFts[,2]),
max(resrecQFts[,1]+2*resrecQFts[,2])),ylab="Resíduos Recursivos quatro fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((-2*resrecQFts[,2]),col="blue")
lines((+2*resrecQFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

## gráficos de betas e resíduos recursivos

### Quebra de assunto

QF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + WML)

## Calcular valor de p da regressão
fstats <- summary(QF)$fstatistic
##

## Matriz de resultados da regressão
resultadosQF[1,i] <- summary(QF)[[4]][1]
resultadosQF[2,i] <- summary(QF)[[4]][6]
resultadosQF[3,i] <- summary(QF)[[4]][11]
resultadosQF[4,i] <- summary(QF)[[4]][16]
resultadosQF[5,i] <- summary(QF)[[4]][2]
resultadosQF[6,i] <- summary(QF)[[4]][7]
resultadosQF[7,i] <- summary(QF)[[4]][12]
resultadosQF[8,i] <- summary(QF)[[4]][17]
resultadosQF[9,i] <- summary(QF)[[4]][3]
resultadosQF[10,i] <- summary(QF)[[4]][8]
resultadosQF[11,i] <- summary(QF)[[4]][13]
resultadosQF[12,i] <- summary(QF)[[4]][18]
resultadosQF[13,i] <- summary(QF)[[4]][4]
resultadosQF[14,i] <- summary(QF)[[4]][9]
resultadosQF[15,i] <- summary(QF)[[4]][14]
resultadosQF[16,i] <- summary(QF)[[4]][19]
resultadosQF[17,i] <- summary(QF)[[4]][5]
resultadosQF[18,i] <- summary(QF)[[4]][10]
resultadosQF[19,i] <- summary(QF)[[4]][15]
resultadosQF[20,i] <- summary(QF)[[4]][20]
resultadosQF[21,i] <- summary(QF)$sigma

```

```

resultadosQF[22,i] <- summary(QF)$r.squared
resultadosQF[23,i] <- summary(QF)$adj.r.squared
resultadosQF[24,i] <- summary(QF)$fstatistic[[1]]
resultadosQF[25,i] <- pf(fstats[1],fstats[2],fstats[3],lower=F)
##ok

## White
var2 <- (summary(QF)$resid)^2

## Cuadrados
RMRF2 <- RMRF^2
SMB2 <- SMB^2
HML2 <- HML^2
WML2 <- WML^2

## Cruzados
RMRFSMB <- (RMRF*SMB)
RMRFHML <- (RMRF*HML)
RMRFWML <- (RMRF*WML)
SMBHML <- (SMB*HML)
SMBWML <- (SMB*WML)
HMLWML <- (HML*WML)
lmWhite <- lm(var2 ~ RMRF + SMB + HML + WML + RMRF2 + SMB2 + HML2 +
  WML2 + RMRFSMB + RMRFHML + RMRFWML + SMBHML + SMBWML + HMLWML)
estatWhite <- summary(lmWhite)$r.squared*length(var2)
pvalueWhite <- pchisq(estatWhite,14,lower=F)
## ok!

## VIF

QF1 <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB+ HML + WML, x=T )
vif(QF1)
resultadostestesQF[1,i] <- bptest(QF)[[1]]
resultadostestesQF[2,i] <- bptest(QF)[[4]]
resultadostestesQF[3,i] <- estatWhite
resultadostestesQF[4,i] <- pvalueWhite
resultadostestesQF[5,i] <- ad.test(summary(QF)$resid)[[1]]
resultadostestesQF[6,i] <- ad.test(summary(QF)$resid)[[2]]
resultadostestesQF[7,i] <- shapiro.test(summary(QF)$resid)[[1]]
resultadostestesQF[8,i] <- shapiro.test(summary(QF)$resid)[[2]]
resultadostestesQF[9,i] <- Box.test(summary(QF)$resid, type="Box-Pierce")[[1]]
resultadostestesQF[10,i] <- Box.test(summary(QF)$resid, type="Box-Pierce")[[3]]
resultadostestesQF[11,i] <- Box.test(summary(QF)$resid, type="Ljung-Box")[[1]]
resultadostestesQF[12,i] <- Box.test(summary(QF)$resid, type="Ljung-Box")[[3]]
resultadostestesQF[13,i] <- bgtest(QF)[[1]]
resultadostestesQF[14,i] <- bgtest(QF)[[4]]

```

```

resultadostestesQF[15,i] <- vif(QF1)[1]
resultadostestesQF[16,i] <- vif(QF1)[2]
resultadostestesQF[17,i] <- vif(QF1)[3]
resultadostestesQF[18,i] <- vif(QF1)[4]
b <- 19 ## Contador do teste de Chow
for(m in start(RetFinaisadj)[1]:(end(RetFinaisadj)[1]-1)) {
  if((start(RetFinaisadj)[2]+6)>12 & m == (start(RetFinaisadj)[1])) next
  ifelse((start(RetFinaisadj)[2]+6)>12,l <- (start(RetFinaisadj)[1]+1),l <- ((start(RetFinaisadj)[1])))
  if(m == start(RetFinaisadj)[1]) {
    k <- (start(RetFinaisadj)[2]+6)
  } else {
    k <- 1
  }
  if(m == 1 & ((start(RetFinaisadj)[2]+6)>12)) {
    k <- ((start(RetFinaisadj)[2]+6)%%12)
  }
  for(j in k:(ifelse(m==(end(RetFinaisadj)[1]-1),6,12))) {
    v <- chow.test( window(RetFinRF,end=c(m,j)),
                  window(cbind(RMRF,SMB,HML,WML),end=c(m,j)),
                  window(RetFinRF,start=c(ifelse(j==12,m+1,m),ifelse(j==12,1,j+1))),
                  window(cbind(RMRF,SMB,HML,WML),start=c(ifelse(j==12,m+1,m),ifelse(j==12,1,j+1)))) )

    resultadostestesQF[b,i] <- v[1]
    rownames(resultadostestesQF)[b] <- paste(m,j,"est")
    resultadostestesQF[(b+1),i] <- v[4]
    rownames(resultadostestesQF)[(b+1)] <- paste(m,j,"p")
    b <- b + 2
  }
}
resultadosQF <- resultadosQF[1:25,]
rownames(resultadosQF) <- c("a","st.a","t.a","p.a","b","st.b","t.b","p.b",
"s","st.s","t.s","p.s","h","st.h","t.h","p.h","m","st.m","t.m","p.m",
"Sigma","rsqr","adjr","fstat","fpvalue")
rownames(resultadostestesQF)[1:18] <- c("estatbp","pvalor","estatWhite",
"pvalor1","adtest","pvalor2","shapiro","pvalor3","boxpierce","pvalor4","LjungBox",
"pvalor5","bgtest","pvalor6","vifmrf","vifSMB","vifHML","vifWML")

#####

## Modelo de cinco fatores

resultadosCF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadosCF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadosCF <- as.data.frame(resultadosCF)
resultadostestesCF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))

```

```

colnames(resultadostestesCF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadostestesCF <- as.data.frame(resultadostestesCF)
for (i in 1:ncol(RetFinaisadj)) {
(RetFinRF <- (RetFinaisadj[,i]-RFadj))
RMRF <- (RMadj - RFadj)
SMB <- (RetSmall2adj-RetBig2adj)
HML <- (RetHigh2adj-RetLow2adj)
WML <- (RetWinner2adj-RetLooser2adj)
RPadj

## betas e resíduos recursivos

interceptCF <- data.frame()
betas1CF <- data.frame()
betas2CF <- data.frame()
betas3CF <- data.frame()
betas4CF <- data.frame()
betas5CF <- data.frame()
resrecCF <- data.frame()
for(var in 7:length(RetFinRF)) {
CFdin <- lm(RetFinRF[1:var]~RMRF[1:var]+SMB[1:var]+HML[1:var]+WML[1:var]+RPadj[1:var])
CFdinrec <- lm(RetFinRF[1:(var-1)]~RMRF[1:(var-1)]+SMB[1:(var-1)]+HML[1:(var-1)]+WML[1:(var-1)]+RPadj[1:(var-1)])
summary(CFdinrec)
vt <- RetFinRF[var] - cbind(1,RMRF[var],SMB[var],HML[var],WML[var],RPadj[var])%*%t(t(CFdinrec$coef))
if(var > 7) {
resrecCF <- rbind(resrecCF, c(vt,summary(CFdinrec)$sigma))
}
summary(CFdin)

## alfas

interceptCF <- rbind(interceptCF, c(summary(CFdin)[[4]][1],summary(CFdin)[[4]][7]))

## RMRF

betas1CF <- rbind(betas1CF, c(summary(CFdin)[[4]][2],summary(CFdin)[[4]][8]))

## SMB

betas2CF <- rbind(betas2CF, c(summary(CFdin)[[4]][3],summary(CFdin)[[4]][9]))

## HML

betas3CF <- rbind(betas3CF, c(summary(CFdin)[[4]][4],summary(CFdin)[[4]][10]))

```

```

## WML

betas4CF <- rbind(betas4CF, c(summary(CFdin)[[4]][5],summary(CFdin)[[4]][11]))

## Risco País

betas5CF <- rbind(betas5CF, c(summary(CFdin)[[4]][6],summary(CFdin)[[4]][12]))

## Ok
}
## fim betas e resíduos recursivos
interceptCFts <- ts(interceptCF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-intercept-CF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(interceptCFts[,1], ylim = c(min(interceptCFts[,1]-2*interceptCFts[,2]),
max(interceptCFts[,1]+2*interceptCFts[,2]) ),ylab="Intercepto cinco fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((interceptCFts[,1]-2*interceptCFts[,2]),col="blue")
lines((interceptCFts[,1]+2*interceptCFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

betas1CFts <- ts(betas1CF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-RMRF-CF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas1CFts[,1], ylim = c(min(betas1CFts[,1]-2*betas1CFts[,2]),
max(betas1CFts[,1]+2*betas1CFts[,2]) ),ylab="RM-RF cinco fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas1CFts[,1]-2*betas1CFts[,2]),col="blue")
lines((betas1CFts[,1]+2*betas1CFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

betas2CFts <- ts(betas2CF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-SMB-CF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas2CFts[,1], ylim = c(min(betas2CFts[,1]-2*betas2CFts[,2]),
max(betas2CFts[,1]+2*betas2CFts[,2]) ),ylab="SMB cinco fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas2CFts[,1]-2*betas2CFts[,2]),col="blue")
lines((betas2CFts[,1]+2*betas2CFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

betas3CFts <- ts(betas3CF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-HML-CF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas3CFts[,1], ylim = c(min(betas3CFts[,1]-2*betas3CFts[,2]),
max(betas3CFts[,1]+2*betas3CFts[,2]) ),ylab="HML cinco fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas3CFts[,1]-2*betas3CFts[,2]),col="blue")
lines((betas3CFts[,1]+2*betas3CFts[,2]),col="blue")

```

```

par(lty=1)
dev.off()
betas4CFts <- ts(betas4CF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-WML-CF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas4CFts[,1], ylim = c(min(betas4CFts[,1]-2*betas4CFts[,2]),
max(betas4CFts[,1]+2*betas4CFts[,2]) ),ylab="WML cinco fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas4CFts[,1]-2*betas4CFts[,2]),col="blue")
lines((betas4CFts[,1]+2*betas4CFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()
betas5CFts <- ts(betas5CF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-RiscoPaís-CF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(betas5CFts[,1], ylim = c(min(betas5CFts[,1]-2*betas5CFts[,2]),
max(betas5CFts[,1]+2*betas5CFts[,2]) ),ylab="Risco País cinco fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((betas5CFts[,1]-2*betas5CFts[,2]),col="blue")
lines((betas5CFts[,1]+2*betas5CFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

resrecCFts <- ts(resrecCF,end = end(RetFinRF),freq=12)
jpeg(paste(colnames(RetFinaisadj)[i],"-ResRec-CF.jpg",sep=""),width=960,height=960)
plot(resrecCFts[,1], ylim = c(min(resrecCFts[,1]-2*resrecCFts[,2]),
max(resrecCFts[,1]+2*resrecCFts[,2]) ),ylab="Resíduos Recursivos cinco fatores",xlab="Tempo (meses)" )
par(lty=3)
lines((-2*resrecCFts[,2]),col="blue")
lines((+2*resrecCFts[,2]),col="blue")
par(lty=1)
dev.off()

## gráficos de betas e resíduos recursivos

CF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + WML + RPadj)

## Calcular valor de p da regressão
fstats <- summary(CF)$fstatistic
##

## Matriz de resultados da regressão
resultadosCF[1,i] <- summary(CF)[[4]][1]
resultadosCF[2,i] <- summary(CF)[[4]][7]
resultadosCF[3,i] <- summary(CF)[[4]][13]
resultadosCF[4,i] <- summary(CF)[[4]][19]
resultadosCF[5,i] <- summary(CF)[[4]][2]
resultadosCF[6,i] <- summary(CF)[[4]][8]

```

```

resultadosCF[7,i] <- summary(CF)[[4]][14]
resultadosCF[8,i] <- summary(CF)[[4]][20]
resultadosCF[9,i] <- summary(CF)[[4]][3]
resultadosCF[10,i] <- summary(CF)[[4]][9]
resultadosCF[11,i] <- summary(CF)[[4]][15]
resultadosCF[12,i] <- summary(CF)[[4]][21]
resultadosCF[13,i] <- summary(CF)[[4]][4]
resultadosCF[14,i] <- summary(CF)[[4]][10]
resultadosCF[15,i] <- summary(CF)[[4]][16]
resultadosCF[16,i] <- summary(CF)[[4]][22]
resultadosCF[17,i] <- summary(CF)[[4]][5]
resultadosCF[18,i] <- summary(CF)[[4]][11]
resultadosCF[19,i] <- summary(CF)[[4]][17]
resultadosCF[20,i] <- summary(CF)[[4]][23]
resultadosCF[21,i] <- summary(CF)[[4]][6]
resultadosCF[22,i] <- summary(CF)[[4]][12]
resultadosCF[23,i] <- summary(CF)[[4]][18]
resultadosCF[24,i] <- summary(CF)[[4]][24]
resultadosCF[25,i] <- summary(CF)$sigma
resultadosCF[26,i] <- summary(CF)$r.squared
resultadosCF[27,i] <- summary(CF)$adj.r.squared
resultadosCF[28,i] <- summary(CF)$fstatistic[[1]]
resultadosCF[29,i] <- pf(fstats[1],fstats[2],fstats[3],lower=F)
##ok

```

```
## White
```

```
var2 <- (summary(CF)$resid)^2
```

```
## Quadrados
```

```
RMRF2 <- RMRF^2
```

```
SMB2 <- SMB^2
```

```
HML2 <- HML^2
```

```
WML2 <- WML^2
```

```
RP2 <- RPadj^2
```

```
## Cruzados
```

```
RMRFSMB <- (RMRF*SMB)
```

```
RMRFHML <- (RMRF*HML)
```

```
RMRFWML <- (RMRF*WML)
```

```
SMBHML <- (SMB*HML)
```

```
SMBWML <- (SMB*WML)
```

```
HMLWML <- (HML*WML)
```

```
RPRMRF <- (RPadj*RMRF)
```

```
RPSMB <- (RPadj*SMB)
```

```
RPHML <- (RPadj*HML)
```

```
RPWML <- (RPadj*WML)
```

```

lmWhite <- lm(var2 ~ RMRF + SMB + HML + WML + RPadj + RMRF2 + SMB2 + HML2 +
  WML2 + RP2 + RMRFSMB + RMRFHML + RMRFWML + SMBHML + SMBWML + HMLWML + RPRMRF +
  RPSMB + RPHML + RPWML)
estatWhite <- summary(lmWhite)$r.squared*length(var2)
pvalueWhite <- pchisq(estatWhite,20,lower=F)
## ok!

## VIF
CF1 <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB+ HML + WML + RPadj, x=T )
vif(CF1)
resultadostestesCF[1,i] <- bptest(CF)[[1]]
resultadostestesCF[2,i] <- bptest(CF)[[4]]
resultadostestesCF[3,i] <- estatWhite
resultadostestesCF[4,i] <- pvalueWhite
resultadostestesCF[5,i] <- ad.test(summary(CF)$resid)[[1]]
resultadostestesCF[6,i] <- ad.test(summary(CF)$resid)[[2]]
resultadostestesCF[7,i] <- shapiro.test(summary(CF)$resid)[[1]]
resultadostestesCF[8,i] <- shapiro.test(summary(CF)$resid)[[2]]
resultadostestesCF[9,i] <- Box.test(summary(CF)$resid, type="Box-Pierce")[1]
resultadostestesCF[10,i] <- Box.test(summary(CF)$resid, type="Box-Pierce")[3]
resultadostestesCF[11,i] <- Box.test(summary(CF)$resid, type="Ljung-Box")[1]
resultadostestesCF[12,i] <- Box.test(summary(CF)$resid, type="Ljung-Box")[3]
resultadostestesCF[13,i] <- bgtest(CF)[[1]]
resultadostestesCF[14,i] <- bgtest(CF)[[4]]
resultadostestesCF[15,i] <- vif(CF1)[1]
resultadostestesCF[16,i] <- vif(CF1)[2]
resultadostestesCF[17,i] <- vif(CF1)[3]
resultadostestesCF[18,i] <- vif(CF1)[4]
resultadostestesCF[19,i] <- vif(CF1)[5]
b <- 20 ## Contador do teste de Chow
for(m in start(RetFinaisadj)[1]:(end(RetFinaisadj)[1]-1)) {
  if((start(RetFinaisadj)[2]+6)>12 & m == (start(RetFinaisadj)[1])) next
  ifelse((start(RetFinaisadj)[2]+6)>12,1 <- (start(RetFinaisadj)[1]+1),1 <- ((start(RetFinaisadj)[1])) )
  if(m == start(RetFinaisadj)[1] ) {
    k <- (start(RetFinaisadj)[2]+6)
  } else {
    k <- 1
  }
  if(m == 1 & ((start(RetFinaisadj)[2]+6)>12) ) {
    k <- ((start(RetFinaisadj)[2]+6)%%12)
  }
  for(j in k:(ifelse(m==(end(RetFinaisadj)[1]-1),6,12))) {
    v <- chow.test( window(RetFinRF,end=c(m,j)),
      window(cbind(RMRF,SMB,HML,WML,RPadj),end=c(m,j)),
      window(RetFinRF,start=c(ifelse(j==12,m+1,m),ifelse(j==12,1,j+1))),
      window(cbind(RMRF,SMB,HML,WML,RPadj),start=c(ifelse(j==12,m+1,m),ifelse(j==12,1,j+1)))) )
  }
}

```



```

resultadostestesCF[b,i] <- v[1]
rownames(resultadostestesCF)[b] <- paste(m,j,"est")
resultadostestesCF[(b+1),i] <- v[4]
rownames(resultadostestesCF)[(b+1)] <- paste(m,j,"p")
b <- b + 2
}
}
}
resultadosCF <- resultadosCF[1:29,]
rownames(resultadosCF) <- c("a","st.a","t.a","p.a","b","st.b","t.b","p.b",
"s","st.s","t.s","p.s","h","st.h","t.h","p.h","m","st.m","t.m","p.m",
"r","st.r","t.r","p.r","Sigma","rsqr","adjr","fstat","fpvalue")
rownames(resultadostestesCF)[1:19] <- c("estatbp","pvalor","estatWhite",
"pvalor1","adtest","pvalor2","shapiro","pvalor3","boxpierce","pvalor4","LjungBox",
"pvalor5","bgtest","pvalor6","vifmrf","vifSMB","vifHML","vifWML","vifRPadj")

#####

### Testes de Wald

# When the test statistic exceeds a critical value in its asymptotic distribution,
# Waldtest rejects the null, restricted model in favor of the alternative, unrestricted
# model. The asymptotic distribution is chi-square, with degree-of-freedom parameter
# equal to the number of restrictions. The nominal significance level of the test
#(alpha) determines the critical value.
Waldtests <- data.frame()
for (i in 1:ncol(RetFinaisadj)) {
(RetFinRF <- (RetFinaisadj[,i]-RFadj))
RMRF <- (RMadj - RFadj)
SMB <- (RetSmall2adj-RetBig2adj)
HML <- (RetHigh2adj-RetLow2adj)
WML <- (RetWinner2adj-RetLooser2adj)
RPadj

##CAPM

CAPM <- lm( RetFinRF ~ RMRF )

## Três Fatores

TF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML)

## Quatro Fatores

QF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + WML)

```

```
## Cinco Fatores
```

```
CF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + WML + RPadj)
```

```
if(i != 1){
```

```
Waldtests <- cbind(Waldtests, c(Waldtest(CF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(CF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(CF,TF)[[3]][2],
Waldtest(CF,TF)[[4]][2],Waldtest(CF,QF)[[3]][2],Waldtest(CF,QF)[[4]][2],
Waldtest(QF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(QF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(QF,TF)[[3]][2],Waldtest(QF,TF)[[4]][2],
Waldtest(TF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(TF,CAPM)[[4]][2] ) )
```

```
}else{
```

```
Waldtests <- data.frame(c(Waldtest(CF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(CF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(CF,TF)[[3]][2],
Waldtest(CF,TF)[[4]][2],Waldtest(CF,QF)[[3]][2],Waldtest(CF,QF)[[4]][2],
Waldtest(QF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(QF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(QF,TF)[[3]][2],Waldtest(QF,TF)[[4]][2],
Waldtest(TF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(TF,CAPM)[[4]][2] ) )
```

```
}
```

```
}
```

```
rownames(Waldtests) <- c("CFCAPMWald","p1","CFTFWald","p2","CFQFWald","p3",
"QFCAPMWald","p4","QFTFWald","p5","TFCAPMWald","p6")
```

```
colnames(Waldtests) <- colnames(RetFinisadj)
```

```
fatorz <- cbind(RetSmall2adj,RetBig2adj,RetHigh2adj,RetLow2adj,RetWinner2adj,RetLooser2adj)
```

```
## Wald's auxiliares em SMall, Big, High, Low, Winner e Looser
```

```
for (p in 1:ncol(fatorz)) {
```

```
##CAPM
```

```
CAPM <- lm( fatorz[,p] ~ RMRF )
```

```
## Três Fatores
```

```
TF <- lm( fatorz[,p] ~ RMRF + SMB + HML)
```

```
## Quatro Fatores
```

```
QF <- lm( fatorz[,p] ~ RMRF + SMB + HML + WML)
```

```
## Cinco Fatores
```

```
CF <- lm( fatorz[,p] ~ RMRF + SMB + HML + WML + RPadj)
```

```
if(p!=1){
```

```
Waldtestsaux<- cbind(Waldtestsaux,
c(Waldtest(CF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(CF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(CF,TF)[[3]][2],
Waldtest(CF,TF)[[4]][2],Waldtest(CF,QF)[[3]][2],Waldtest(CF,QF)[[4]][2],
Waldtest(QF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(QF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(QF,TF)[[3]][2],Waldtest(QF,TF)[[4]][2],
Waldtest(TF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(TF,CAPM)[[4]][2] ) )
```

```
}else{
```

```
Waldtestsaux <- data.frame(c(Waldtest(CF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(CF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(CF,TF)[[3]][2],
Waldtest(CF,TF)[[4]][2],Waldtest(CF,QF)[[3]][2],Waldtest(CF,QF)[[4]][2],
Waldtest(QF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(QF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(QF,TF)[[3]][2],Waldtest(QF,TF)[[4]][2],
```

```

Waldtest(TF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(TF,CAPM)[[4]][2] ) )
}
}
rownames(Waldtestsaux) <- c("CFCAPMWald","p1","CFTFWald","p2","CFQFWald","p3",
"QFCAPMWald","p4","QFTFWald","p5","TFCAPMWald","p6")
colnames(Waldtestsaux) <- colnames(fatorz)

#####

write.table(cbind(RetFinaisadj,
                 RetSmall2adj,RetBig2adj,SMB,
                 RetHigh2adj,RetLow2adj,HML,
                 RetWinner2adj, RetLooser2adj, WML,
                 RMadj, RFadj, RPadj),"TabelasFinais.txt", sep="\t")
write.table(resultadosCAPM,"resultadosCAPM.txt",sep="\t")
write.table(resultadosTF,"resultadosTF.txt",sep="\t")
write.table(resultadosQF,"resultadosQF.txt",sep="\t")
write.table(resultadosCF,"resultadosCF.txt",sep="\t")
write.table(resultadostestesCAPM,"resultadostestesCAPM.txt",sep="\t")
write.table(resultadostestesTF,"resultadostestesTF.txt",sep="\t")
write.table(resultadostestesQF,"resultadostestesQF.txt",sep="\t")
write.table(resultadostestesCF,"resultadostestesCF.txt",sep="\t")
write.table(Waldtests, "Waldtests.txt", sep="\t")
write.table(Waldtestsaux, "Waldtestsaux.txt", sep="\t")

```

## Roteiro do R para tratamento de outliers por meio de dummies

Script - Formação e Avaliação de Carteiras com base em P/VPA (Modelo ajustado para Dummy)

```
#R Development Core Team (2012). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for
#Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL http://www.R-project.org/.
```

```
## Comentários no código começam por #
## Insira o diretório de trabalho (com barras invertidas) ##
setwd("F:/Projeto Fama-French Dummy/Bases de dados/Chile")
```

```
## Variáveis Auxiliares para Dummy (zob e vega)
zob <- strsplit(getwd(),"/")[[1]]
vega <- zob[length(zob)]
```

```
## Modificação para Dummys
```

```
## Chile:      i=1994, f=2011   (inicial de formação=1998, inicial de avaliação=1999) ##
## Colombia:  i=1995, f=2011   (inicial de formação=2004, inicial de avaliação=2005) ##
## México:    i=1992, f=2011   (inicial de formação=1996, inicial de avaliação=1997) ##
## Venezuela: i=1993, f=2011   (inicial de formação=2007, inicial de avaliação=2008) ##
## Brasil:    i=1992, f=2011   (inicial de formação=1992, inicial de avaliação 1993) ##
## Argentina: i=1992, f=2011   (inicial de formação=1993, inicial de avaliação=1994) ##
```

```
## Digite o ano de início da carteira, com base em i (tabela acima) ##
anoinicial <- 1994
## Digite o ano da carteira final, com base em f (tabela acima) ##
anofinal <- 2011
```

```
## Digite a frequência de retornos por ano
Multiplo <- 12
```

```
##Supor que este seja o valor de mercado de junho de (t-1) (Small e Big)
VM <- read.table(file.choose(), head=T, sep=";", na.strings="-", as.is=c(1))
```

```
## Define o nome dos ativos como nomes de linha
rownames(VM) <- VM[,1]
## Retira a coluna que foi determinada como rownames
VM <- VM[,-1]
## Mostra o cabeçalho dos dados
head(VM)
```

```
## Supor que este seja o valor de mercado de dezembro de (t-1) (Ponderar)
VMPond <- read.table(file.choose(), head=T, sep=";", na.strings="-", as.is=c(1))
rownames(VMPond) <- VMPond[,1]
```

```

VMPond <- VMPond[,-1]
head(VMPond)

## Retornos
Retornos <- read.table(file.choose(), head=T, sep=";", na.strings="-", as.is=c(1))
rownames(Retornos) <- Retornos[,1]
Retornos <- Retornos[,-1]
head(Retornos)

## Dezembro de (t-1)
P.VPA <- read.table(file.choose(), head=T, sep=";", na.strings="-", as.is=c(1))
rownames(P.VPA) <- P.VPA[,1]
P.VPA <- P.VPA[,-1]
## Objeto BM1 guarda VPA/P
BM1 <- 1/P.VPA
head(BM1)

## Guardará o nome dos ativos, após os filtros:
Ativos <- matrix(nrow = 750, ncol= (anofinal-anoinicial+1))

## Guardará o número de ativos, após os filtros:
nativostot <- vector()
for (i in 2:(anofinal-anoinicial+2)) {

## For começa em 2, devido aos retornos:
a <- rownames(BM1)[!is.na(BM1[,i-1]) & BM1[,i-1]>0]
b <- rownames(VM[a,])[!is.na(VM[a,i-1]) & VM[a,i-1]>0]
gama <- rownames(VMPond[b,])[!is.na(VMPond[b,i-1])&VM[b,i-1]>0]

## Não gerar observações fora dos limites
if (i == (anofinal-anoinicial+2)) {
Mult <- ncol(Retornos)%%12
} else {
Mult <- 12
}
c <- (!is.na(rowSums( Retornos[gama,(1+Multiplo*(i-1)):(Mult+Multiplo*(i-1))] )) )
d <- names(c)[c>0]
e <- (!is.na(rowSums( Retornos[d,(1+Multiplo*(i-2)):(Multiplo+Multiplo*(i-2)-1)] )) )
d <- names(e)[e>0]
nativostot[i-1] <- length(d)
Ativos[,i-1] <- c(d, rep(NA, 750-length(d)) )
}
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {

## Precisamos de, no mínimo, 12 ativos para continuar
if(nativostot[i]<=12) {

```

```

num <- i
print(anoinicial+i)
}
}

## Caso não haja 12 ativos, deletar o referido ano
if (num != 0) {
VM <- VM[,c(-1:-num)]
VMPond <- VMPond[,c(-1:-num)]
Retornos <- Retornos[,c(-1:(12*-num))]
BM1 <- BM1[,c(-1:-num)]
nativostot <- nativostot[-1:-num]
Ativos <- Ativos[,-1:-num]
}
anoinicial <- anoinicial + num

## Guardar ativos e números de Small e Big
Small <- matrix(nrow=750,ncol=(anofinal-anoinicial+1))
nSmall <- vector()
Big <- matrix(nrow=750,ncol=(anofinal-anoinicial+1))
nBig <- vector()

## Criar carteiras Small e Big

for (i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
indi <- round(nativostot[i]/2)
nSmall[i] <- indi
nBig[i] <- nativostot[i] - indi
ati <- c(Ativos[1:nativostot[i],i])
VM1 <- VM[ati,]
VM2 <- VM1[with(VM1, order(VM1[,i])),]
Small[,i] <- c(rownames(VM2[1:nSmall[i],i,drop=F]),rep(NA,750-nSmall[i]))
Big[,i] <- c(rownames(VM2[(nativostot[i]-nBig[i]+1):nativostot[i],i,drop=F]),rep(NA,750-nBig[i]))
}

## Mostrar cabeçalho dos dados
head(Small)
head(Big)
nSmall
nBig
head(BM1)

## Guardar Carteiras Small Low, Medium e High, numerando os ativos
## Guardar carteiras Big Low, Medium e High, numerando os ativos

SmallL = SmallM = SmallH <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))

```

```

BigL = BigM = BigH <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))
nuSmallL = nuSmallM = nuSmallH <- vector()
nuBigL = nuBigM = nuBigH <- vector()

## Criar carteiras SL, SM, SH, BL, BM, BH.

for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
nuSmallL[i] = nuSmallH[i] <- round(0.3*nuSmall[i])
nuSmallM[i] <- nuSmall[i] - 2*nuSmallH[i]
nuBigL[i] = nuBigH[i] <- round(0.3*nuBig[i])
nuBigM[i] <- nuBig[i] - 2*nuBigH[i]
BMSmall <- BM1[ c(Small[1:nuSmall[i],i]),]
BMBig <- BM1[ c(Big[1:nuBig[i],i]),]
ordBMSmall <- BMSmall[with(BMSmall, order(BMSmall[,i])),]
ordBMBig <- BMBig[with(BMBig, order(BMBig[,i])),]
SmallL[,i] <- c( rownames(ordBMSmall[1:nuSmallL[i],i,drop=F]), rep(NA,750-nuSmallL[i]) )
SmallM[,i] <- c( rownames(ordBMSmall[(nuSmallL[i]+1):(nuSmallL[i]+nuSmallM[i]),i,drop=F]), rep(NA, 750-
nuSmallM[i]) )
SmallH[,i] <- c( rownames(ordBMSmall[(nuSmall[i]-nuSmallH[i]+1):(nuSmall[i]),i,drop=F]), rep(NA,750-nuSmallH[i]) )
BigL[,i] <- c( rownames(ordBMBig[1:nuBigL[i],i,drop=F]), rep(NA,750-nuBigL[i]) )
BigM[,i] <- c( rownames(ordBMBig[(nuBigL[i]+1):(nuBigL[i]+nuBigM[i]),i,drop=F]), rep(NA, 750-nuBigM[i]) )
BigH[,i] <- c( rownames(ordBMBig[(nuBig[i]-nuBigH[i]+1):(nuBig[i]),i,drop=F]), rep(NA,750-nuBigH[i]) )
}

## Nomes dos ativos das doze carteiras
SmallLWin = SmallMWin = SmallHWin <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))
SmallLLOo = SmallMLOo = SmallHLOo <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))
BigLWin = BigMWin = BigHWin <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))
BigLLOo = BigMLOo = BigHLOo <- matrix(nrow=750, ncol=(anofinal-anoinicial+1))

## número de ativos para cada carteira, para as doze carteiras
nuSmallLWin = nuSmallMWin = nuSmallHWin <- vector()
nuSmallLLOo = nuSmallMLOo = nuSmallHLOo <- vector()
nuBigLWin = nuBigMWin = nuBigHWin <- vector()
nuBigLLOo = nuBigMLOo = nuBigHLOo <- vector()
for (i in 2:(anofinal-anoinicial+2)) {
nuSmallLWin[i-1] <- round(nuSmallL[i-1]*0.5)
nuSmallLLOo[i-1] <- nuSmallL[i-1] - nuSmallLWin[i-1]
nuSmallMWin[i-1] <- round(nuSmallM[i-1]*0.5)
nuSmallMLOo[i-1] <- nuSmallM[i-1] - nuSmallMWin[i-1]
nuSmallHWin[i-1] <- round(nuSmallH[i-1]*0.5)
nuSmallHLOo[i-1] <- nuSmallH[i-1] - nuSmallHWin[i-1]
nuBigLWin[i-1] <- round(nuBigL[i-1]*0.5)
nuBigLLOo[i-1] <- nuBigL[i-1] - nuBigLWin[i-1]
nuBigMWin[i-1] <- round(nuBigM[i-1]*0.5)
nuBigMLOo[i-1] <- nuBigM[i-1] - nuBigMWin[i-1]
}

```

```

nuBigHWin[i-1] <- round(nuBigH[i-1]*0.5)
nuBigHLoo[i-1] <- nuBigH[i-1] - nuBigHWin[i-1]
filtro <- Retornos[(1+Multiplo*(i-2)):(Multiplo+Multiplo*(i-2)-1)]
filtro1 <- filtro/100 +1
filtro1$acum <- apply(filtro1,1,prod)-1
RetSmallL <- filtro1[ c(SmallL[1:nuSmallL[i-1],i-1]),]
ordrRetSmallL <- RetSmallL[with(RetSmallL, order(RetSmallL[,12])),]
RetSmallM <- filtro1[ c(SmallM[1:nuSmallM[i-1],i-1]),]
ordrRetSmallM <- RetSmallM[with(RetSmallM, order(RetSmallM[,12])),]
RetSmallH <- filtro1[ c(SmallH[1:nuSmallH[i-1],i-1]),]
ordrRetSmallH <- RetSmallH[with(RetSmallH, order(RetSmallH[,12])),]
RetBigL <- filtro1[ c(BigL[1:nuBigL[i-1],i-1]),]
ordrRetBigL <- RetBigL[with(RetBigL, order(RetBigL[,12])),]
RetBigM <- filtro1[ c(BigM[1:nuBigM[i-1],i-1]),]
ordrRetBigM <- RetBigM[with(RetBigM, order(RetBigM[,12])),]
RetBigH <- filtro1[ c(BigH[1:nuBigH[i-1],i-1]),]
ordrRetBigH <- RetBigH[with(RetBigH, order(RetBigH[,12])),]

SmallLloo[,i-1] <- c( rownames(ordrRetSmallL[1:nuSmallLloo[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuSmallLloo[i-1]))
SmallMloo[,i-1] <- c( rownames(ordrRetSmallM[1:nuSmallMloo[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuSmallMloo[i-1]))
SmallHloo[,i-1] <- c( rownames(ordrRetSmallH[1:nuSmallHloo[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuSmallHloo[i-1]))
SmallLWin[,i-1]<- c( rownames(ordrRetSmallL[(nuSmallLloo[i-1]+1):nuSmallL[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-
nuSmallLWin[i-1]))
SmallMWin[,i-1]<- c( rownames(ordrRetSmallM[(nuSmallMloo[i-1]+1):nuSmallM[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-
nuSmallMWin[i-1]))
SmallHWin[,i-1]<- c( rownames(ordrRetSmallH[(nuSmallHloo[i-1]+1):nuSmallH[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-
nuSmallHWin[i-1]))
BigLloo[,i-1] <- c( rownames(ordrRetBigL[1:nuBigLloo[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigLloo[i-1]))
BigMloo[,i-1] <- c( rownames(ordrRetBigM[1:nuBigMloo[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigMloo[i-1]))
BigHloo[,i-1] <- c( rownames(ordrRetBigH[1:nuBigHloo[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigHloo[i-1]))
BigLWin[,i-1]<- c( rownames(ordrRetBigL[(nuBigLloo[i-1]+1):nuBigL[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigLWin[i-1]))
BigMWin[,i-1]<- c( rownames(ordrRetBigM[(nuBigMloo[i-1]+1):nuBigM[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigMWin[i-
1]))
BigHWin[,i-1]<- c( rownames(ordrRetBigH[(nuBigHloo[i-1]+1):nuBigH[i-1],,drop=F]), rep(NA,750-nuBigHWin[i-
1]))
}

#####
## Portfólio Small minus Big

# Formar matrizes de Small e Big

RetSmall1 <- vector()
RetBig1 <- vector()

for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {

```



```

vmSmall1 <- as.matrix(VMPond[ c(Small[1:nSmall[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(Small[1:nSmall[i],i]), i]))
vmBig1 <- as.matrix(VMPond[ c(Big[1:nBig[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(Big[1:nBig[i],i]), i]))
if (i == anofinal-anoinicial+1) {
Mult <- ncol(Retornos)%%12
} else {
Mult <- 12
}
for(j in (1+Multiplo*(i)):(Mult+Multiplo*(i))) {
RetSmall1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(Small[1:nSmall[i],i]),j]))%*%vmSmall1
RetBig1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(Big[1:nBig[i],i]),j]))%*%vmBig1
}
}

#####
## Portfólio High minus Low

# Formar matrizes de high e low

nuHigh <- nuSmallH + nuBigH
nuLow <- nuSmallL + nuBigL
High = Low <- matrix(nrow=750,ncol=(anofinal-anoinicial+1))
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
High[,i] <- c(SmallH[1:nuSmallH[i],i],BigH[1:nuBigH[i],i],rep(NA,750-nuHigh[i]))
Low[,i] <- c(SmallL[1:nuSmallL[i],i],BigL[1:nuBigL[i],i],rep(NA,750-nuLow[i]))
}
RetHigh1 <- vector()
RetLow1 <- vector()
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
vmHigh1 <- as.matrix(VMPond[ c(High[1:nuHigh[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(High[1:nuHigh[i],i]), i]))
vmLow1 <- as.matrix(VMPond[ c(Low[1:nuLow[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(Low[1:nuLow[i],i]), i]))
if (i == anofinal-anoinicial+1) {
Mult <- ncol(Retornos)%%12
} else {
Mult <- 12
}
}
for(j in (1+Multiplo*(i)):(Mult+Multiplo*(i))) {
RetHigh1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(High[1:nuHigh[i],i]),j]))%*%vmHigh1
RetLow1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(Low[1:nuLow[i],i]),j]))%*%vmLow1
}
}

#####
## Portfólio Winner e Looser

# Formar matrizes de winner e loser

```

```

nuWinner <- nuSmallLWin + nuSmallMWin + nuSmallHWin + nuBigLWin + nuBigMWin + nuBigHWin
nuLooser <- nuSmallLLOo + nuSmallMLOo + nuSmallHLOo + nuBigLLOo + nuBigMLOo + nuBigHLOo
Winner = Looser <- matrix(nrow=750,ncol=(anofinal-anoinicial+1))
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
Winner[,i] <- c(SmallLWin[1:nuSmallLWin[i],i],SmallMWin[1:nuSmallMWin[i],i],SmallHWin[1:nuSmallHWin[i],i],
BigLWin[1:nuBigLWin[i],i],BigMWin[1:nuBigMWin[i],i],BigHWin[1:nuBigHWin[i],i],rep(NA,(750-nuWinner[i])) )
Looser[,i] <- c(SmallLLOo[1:nuSmallLLOo[i],i],SmallMLOo[1:nuSmallMLOo[i],i],SmallHLOo[1:nuSmallHLOo[i],i],
BigLLOo[1:nuBigLLOo[i],i],BigMLOo[1:nuBigMLOo[i],i],BigHLOo[1:nuBigHLOo[i],i],rep(NA,(750-nuLooser[i])) )
}
## ok!

RetWinner1 <- vector()
RetLooser1 <- vector()
for(i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
vmWinner1 <- as.matrix(VMPond[ c(Winner[1:nuWinner[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(Winner[1:nuWinner[i],i]), i]))
vmLooser1 <- as.matrix(VMPond[ c(Looser[1:nuLooser[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(Looser[1:nuLooser[i],i]), i]))
if (i == anofinal-anoinicial+1) {
Mult <- ncol(Retornos)%%12
} else {
Mult <- 12
}
for(j in (1+Multiplo*(i)):(Mult+Multiplo*(i))) {
RetWinner1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(Winner[1:nuWinner[i],i]),j]))%*%vmWinner1
RetLooser1[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(Looser[1:nuLooser[i],i]),j]))%*%vmLooser1
}
}

#####

RetSLL = RetSML = RetSHL <- vector()
RetSLW = RetSMW = RetSHW <- vector()
RetBLL = RetBML = RetBHL <- vector()
RetBLW = RetBMW = RetBHW <- vector()
for (i in 1:(anofinal-anoinicial+1)) {
##i<-2

vmSLL <- as.matrix(VMPond[ c(SmallLLOo[1:nuSmallLLOo[i],i]), i]/sum(VMPond[
c(SmallLLOo[1:nuSmallLLOo[i],i]), i]))
vmSML <- as.matrix(VMPond[ c(SmallMLOo[1:nuSmallMLOo[i],i]), i]/sum(VMPond[
c(SmallMLOo[1:nuSmallMLOo[i],i]), i]))
vmSHL <- as.matrix(VMPond[ c(SmallHLOo[1:nuSmallHLOo[i],i]), i]/sum(VMPond[
c(SmallHLOo[1:nuSmallHLOo[i],i]), i]))
vmSLW <- as.matrix(VMPond[ c(SmallLWin[1:nuSmallLWin[i],i]), i]/sum(VMPond[
c(SmallLWin[1:nuSmallLWin[i],i]), i]))
vmSMW <- as.matrix(VMPond[ c(SmallMWin[1:nuSmallMWin[i],i]), i]/sum(VMPond[
c(SmallMWin[1:nuSmallMWin[i],i]), i]))

```

```

vmSHW <- as.matrix(VMPond[ c(SmallHWin[1:nuSmallHWin[i],i]), i]/sum(VMPond[
c(SmallHWin[1:nuSmallHWin[i],i]), i]))

#####

vmBLL <- as.matrix(VMPond[ c(BigLLo[1:nuBigLLo[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigLLo[1:nuBigLLo[i],i]), i]))
vmBML <- as.matrix(VMPond[ c(BigMLo[1:nuBigMLo[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigMLo[1:nuBigMLo[i],i]), i]))
vmBHL <- as.matrix(VMPond[ c(BigHLo[1:nuBigHLo[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigHLo[1:nuBigHLo[i],i]), i]))
vmBLW <- as.matrix(VMPond[ c(BigLWin[1:nuBigLWin[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigLWin[1:nuBigLWin[i],i]), i]))
vmBMW <- as.matrix(VMPond[ c(BigMWin[1:nuBigMWin[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigMWin[1:nuBigMWin[i],i]), i]))
vmBHW <- as.matrix(VMPond[ c(BigHWin[1:nuBigHWin[i],i]), i]/sum(VMPond[ c(BigHWin[1:nuBigHWin[i],i]), i]))

#####

if (i == anofinal-anoinicial+1) {
Mult <- ncol(Retornos)%%12
} else {
Mult <- 12
}
for(j in (1+Multiplo*(i)):(Mult+Multiplo*(i))) {
##j <-2
RetSLL[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallLLo[1:nuSmallLLo[i],i),j]))%%vmSLL
RetSML[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallMLo[1:nuSmallMLo[i],i),j]))%%vmSML
RetSHL[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallHLo[1:nuSmallHLo[i],i),j]))%%vmSHL
RetSLW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallLWin[1:nuSmallLWin[i],i),j]))%%vmSLW
RetSMW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallMWin[1:nuSmallMWin[i],i),j]))%%vmSMW
RetSHW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(SmallHWin[1:nuSmallHWin[i],i),j]))%%vmSHW

#####

RetBLL[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigLLo[1:nuBigLLo[i],i),j]))%%vmBLL
RetBML[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigMLo[1:nuBigMLo[i],i),j]))%%vmBML
RetBHL[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigHLo[1:nuBigHLo[i],i),j]))%%vmBHL
RetBLW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigLWin[1:nuBigLWin[i],i),j]))%%vmBLW
RetBMW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigMWin[1:nuBigMWin[i],i),j]))%%vmBMW
RetBHW[j] <- t(as.matrix(Retornos[c(BigHWin[1:nuBigHWin[i],i),j]))%%vmBHW
}
}

## Definindo os vetores de retornos para cada carteira

RetornosFinais <-
data.frame(RetSLL,RetSML,RetSHL,RetSLW,RetSMW,RetSHW,RetBLL,RetBML,RetBHL,RetBLW,RetBMW,RetB
HW)
anocont <- anoinicial +1

```

```

RetFinaisTS <- ts(ReturnosFinais[-(1:12)],start=anocont,frequency=12)
RetFinaisTS1 <- RetFinaisTS/100

## Definindo a Taxa Livre de Risco

RiskFree <- read.table(file.choose(),head=T, sep=";", as.is=c(1))
RF <- ts(RiskFree[,2], start= c(as.numeric(strsplit(RiskFree[1,1],",")[[1]][3]),
as.numeric(strsplit(RiskFree[1,1],",")[[1]][2])),frequency=12)

## Definindo o Retorno de Mercado

MarketReturn <- read.table(file.choose(),head=T, sep=";", as.is=c(1))
RM <- ts(MarketReturn[,2], start= c(as.numeric(strsplit(MarketReturn[1,1],",")[[1]][3]),
as.numeric(strsplit(MarketReturn[1,1],",")[[1]][2])),frequency=12)

## Definindo o Risco país

RiscoPais <- read.table(file.choose(),head=T, sep=";", as.is=c(1))
RP <- ts(RiscoPais[,2], start= c(as.numeric(strsplit(RiscoPais[1,1],",")[[1]][3]),
as.numeric(strsplit(RiscoPais[1,1],",")[[1]][2])),frequency=12)
RP <- diff(RP,1,1)

## Definindo séries temporais de vetores Small e Big

head(RetSmall1)
head(RetBig1)
RetSmall2 <- ts(RetSmall1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100
RetBig2 <- ts(RetBig1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100

## Definindo séries temporais de vetores High e Low

head(RetHigh1)
head(RetLow1)
RetHigh2 <- ts(RetHigh1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100
RetLow2 <- ts(RetLow1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100

## Definindo séries temporais de vetores Winner e Looser

head(RetWinner1)
head(RetLooser1)

RetWinner2 <- ts(RetWinner1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100
RetLooser2 <- ts(RetLooser1[-(1:12)],start=anocont, frequency=12)/100

## Delimitando as datas para a regressão
endmax <- matrix(c(end(RetFinaisTS)[1],end(RetFinaisTS)[2],end(RM)[1],end(RM)[2],end(RF)[1],end(RF)[2],

```

```

end(RP)[1],end(RP)[2]),nrow=4,byrow=T)
endmax1 <- endmax[order(endmax[,1],endmax[,2],decreasing=F),]
anomax <- endmax1[1,1]
mesmax <- endmax1[1,2]
startmin <- matrix(c(start(RetFinaisTS)[1],start(RetFinaisTS)[2],start(RM)[1],start(RM)[2],start(RF)[1],start(RF)[2],
start(RP)[1],start(RP)[2]),nrow=4,byrow=T)
startmin1 <- startmin[order(startmin[,1],startmin[,2],decreasing=T),]
anomin <- startmin1[1,1]
mesmin <- startmin1[1,2]

## Retornos Finais ajustado às informações

RetFinaisadj <- window(RetFinaisTS1,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))

## Portfólios Small e Big ajustado às informações

RetSmall2adj <- window(RetSmall2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
RetBig2adj <- window(RetBig2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))

## Portfólios High e Low ajustado às informações

RetHigh2adj <- window(RetHigh2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
RetLow2adj <- window(RetLow2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))

## Portfólios Winner e Looser ajustado às informações

RetWinner2adj <- window(RetWinner2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))
RetLooser2adj <- window(RetLooser2,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))

## Retorno de mercado ajustado às informações

RMadj <- window(RM,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))

## Taxa livre de risco ajustada às informações

RFadj <- window(RF,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))

## Risco país ajustado às informações

RPadj <- window(RP,start=c(anomin,mesmin),end=c(anomax,mesmax))

## Caso seja necessário instalar os pacotes, tirar “##”
## install.packages("lmtest")
## install.packages("nortest")
## install.packages("HH")

```

```

## install.packages("gap")

require(lmtest)
require(nortest)
require(HH)
require(gap)

#####
##Ajustando Dummy

Dummy <- ts(0, start=c(anomin,mesmin), end=c(anomax,mesmax), freq=12)

if(vega=="Chile") {
window(Dummy,c(2002,7),c(2002,7)) <- 1
window(Dummy,c(2003,4),c(2003,4)) <- 1
window(Dummy,c(2008,10),c(2008,10)) <- 1
} else if(vega=="Brasil") {
window(Dummy,c(1998,3),c(1998,3)) <- 1
window(Dummy,c(1998,8),c(1998,8)) <- 1
window(Dummy,c(1999,1),c(1999,1)) <- 1
window(Dummy,c(1999,3),c(1999,3)) <- 1
window(Dummy,c(1999,12),c(1999,12)) <- 1
window(Dummy,c(2006,2),c(2006,2)) <- 1
window(Dummy,c(2009,4),c(2009,4)) <- 1
} else if(vega=="Argentina") {
window(Dummy,c(2002,1),c(2002,1)) <- 1
window(Dummy,c(2002,11),c(2002,11)) <- 1
} else if(vega=="Colombia") {
window(Dummy,c(2005,2),c(2005,2)) <- 1
window(Dummy,c(2005,11),c(2005,11)) <- 1
window(Dummy,c(2005,12),c(2005,12)) <- 1
window(Dummy,c(2006,3),c(2006,3)) <- 1
window(Dummy,c(2006,5),c(2006,5)) <- 1
window(Dummy,c(2006,8),c(2006,8)) <- 1
window(Dummy,c(2008,10),c(2008,10)) <- 1
} else if(vega=="México") {
window(Dummy,c(1998,8),c(1998,8)) <- 1
window(Dummy,c(1999,7),c(1999,7)) <- 1
window(Dummy,c(1999,12),c(1999,12)) <- 1
window(Dummy,c(2001,1),c(2001,1)) <- 1
window(Dummy,c(2001,9),c(2001,9)) <- 1
window(Dummy,c(2002,1),c(2002,1)) <- 1
window(Dummy,c(2003,10),c(2003,10)) <- 1
window(Dummy,c(2008,10),c(2008,10)) <- 1
window(Dummy,c(2009,3),c(2009,3)) <- 1
} else {

```

```

window(Dummy,c(2008,3),c(2008,3)) <- 1
window(Dummy,c(2008,4),c(2008,4)) <- 1
window(Dummy,c(2008,7),c(2008,7)) <- 1
window(Dummy,c(2008,12),c(2008,12)) <- 1
window(Dummy,c(2009,5),c(2009,5)) <- 1
window(Dummy,c(2009,8),c(2009,8)) <- 1
window(Dummy,c(2010,6),c(2010,6)) <- 1
window(Dummy,c(2010,7),c(2010,7)) <- 1
window(Dummy,c(2011,7),c(2011,7)) <- 1
}

```

```
Dummy ## Mostra Resultado da Dummy
```

```
#####
## CAPM
```

```

resultadosCAPM <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadosCAPM) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadosCAPM <- as.data.frame(resultadosCAPM)
resultadostestesCAPM <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadostestesCAPM) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadostestesCAPM <- as.data.frame(resultadostestesCAPM)
for (i in 1:ncol(RetFinaisadj)) {
(RetFinRF <- (RetFinaisadj[,i]-RFadj))
RMRF <- (RMadj - RFadj)
CAPM <- lm( RetFinRF ~ RMRF + Dummy) ## OK!

```

```

## Calcular valor de p da regressão
fstats <- summary(CAPM)$fstatistic
##

```

```

## Matriz de resultados da regressão
resultadosCAPM[1,i] <- summary(CAPM)[[4]][1]
resultadosCAPM[2,i] <- summary(CAPM)[[4]][4]
resultadosCAPM[3,i] <- summary(CAPM)[[4]][7]
resultadosCAPM[4,i] <- summary(CAPM)[[4]][10]
resultadosCAPM[5,i] <- summary(CAPM)[[4]][2]
resultadosCAPM[6,i] <- summary(CAPM)[[4]][5]
resultadosCAPM[7,i] <- summary(CAPM)[[4]][8]
resultadosCAPM[8,i] <- summary(CAPM)[[4]][11]
resultadosCAPM[9,i] <- summary(CAPM)[[4]][3]
resultadosCAPM[10,i] <- summary(CAPM)[[4]][6]
resultadosCAPM[11,i] <- summary(CAPM)[[4]][9]
resultadosCAPM[12,i] <- summary(CAPM)[[4]][12]
resultadosCAPM[13,i] <- summary(CAPM)$sigma
resultadosCAPM[14,i] <- summary(CAPM)$r.squared

```

```

resultadosCAPM[15,i] <- summary(CAPM)$adj.r.squared
resultadosCAPM[16,i] <- summary(CAPM)$fstastic[[1]]
resultadosCAPM[17,i] <- pf(fstats[1],fstats[2],fstats[3],lower=F)
##

## White
var2 <- (summary(CAPM)$resid)^2

## Cuadrados
RMRF2 <- RMRF^2 ##OK!
Dummy2 <- Dummy^2  ##OK!

## Cruzados
Dummy.RMRF <- Dummy*RMRF

lmWhite <- lm(var2 ~ RMRF+Dummy+RMRF2+Dummy2+Dummy.RMRF)
estatWhite <- summary(lmWhite)$r.squared*length(var2)
pvalueWhite <- pchisq(estatWhite,2,lower=F)
##

## VIF
CAPM1 <- lm( RetFinRF ~ RMRF + Dummy, x=T )
vif(CAPM1)

resultadostestesCAPM[1,i] <- bptest(CAPM)[[1]]
resultadostestesCAPM[2,i] <- bptest(CAPM)[[4]]
resultadostestesCAPM[3,i] <- estatWhite
resultadostestesCAPM[4,i] <- pvalueWhite
resultadostestesCAPM[5,i] <- ad.test(summary(CAPM)$resid)[[1]]
resultadostestesCAPM[6,i] <- ad.test(summary(CAPM)$resid)[[2]]
resultadostestesCAPM[7,i] <- shapiro.test(summary(CAPM)$resid)[[1]]
resultadostestesCAPM[8,i] <- shapiro.test(summary(CAPM)$resid)[[2]]
resultadostestesCAPM[9,i] <- Box.test(summary(CAPM)$resid, type="Box-Pierce")[1]
resultadostestesCAPM[10,i] <- Box.test(summary(CAPM)$resid, type="Box-Pierce")[3]
resultadostestesCAPM[11,i] <- Box.test(summary(CAPM)$resid, type="Ljung-Box")[1]
resultadostestesCAPM[12,i] <- Box.test(summary(CAPM)$resid, type="Ljung-Box")[3]
resultadostestesCAPM[13,i] <- bgtest(CAPM)[[1]]
resultadostestesCAPM[14,i] <- bgtest(CAPM)[[4]]
resultadostestesCAPM[15,i] <- vif(CAPM1)[1]
resultadostestesCAPM[16,i] <- vif(CAPM1)[2]
}
resultadosCAPM <- resultadosCAPM[1:17,]
rownames(resultadosCAPM) <- c("a","st.a","t.a","p.a","b","st.b","t.b","p.b",
"d","st.d","t.d","p.d","Sigma","rsqr","adjr","fstat","fpvalue")
rownames(resultadostestesCAPM)[1:16] <- c("estatbp","pvalor","estatWhite",
"pvalor1","adtest","pvalor2","shapiro","pvalor3","boxpierce","pvalor4","LjungBox",

```



```

"pvalor5","bgtest","pvalor6","VIFRMRf","VIFDummy")
#### OK!
#####
#####

## Modelo de três fatores

resultadosTF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadosTF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadosTF <- as.data.frame(resultadosTF)
resultadostestesTF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadostestesTF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadostestesTF <- as.data.frame(resultadostestesTF)
for (i in 1:ncol(RetFinaisadj)) {
(RetFinRF <- (RetFinaisadj[,i]-RFadj))
RMRF <- (RMadj - RFadj)
SMB <- (RetSmall2adj-RetBig2adj)
HML <- (RetHigh2adj-RetLow2adj)

TF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + Dummy)

## Calcular valor de p da regressão
fstats <- summary(TF)$fstatistic
##

## Matriz de resultados da regressão
resultadosTF[1,i] <- summary(TF)[[4]][1]
resultadosTF[2,i] <- summary(TF)[[4]][6]
resultadosTF[3,i] <- summary(TF)[[4]][11]
resultadosTF[4,i] <- summary(TF)[[4]][16]
resultadosTF[5,i] <- summary(TF)[[4]][2]
resultadosTF[6,i] <- summary(TF)[[4]][7]
resultadosTF[7,i] <- summary(TF)[[4]][12]
resultadosTF[8,i] <- summary(TF)[[4]][17]
resultadosTF[9,i] <- summary(TF)[[4]][3]
resultadosTF[10,i] <- summary(TF)[[4]][8]
resultadosTF[11,i] <- summary(TF)[[4]][13]
resultadosTF[12,i] <- summary(TF)[[4]][18]
resultadosTF[13,i] <- summary(TF)[[4]][4]
resultadosTF[14,i] <- summary(TF)[[4]][9]
resultadosTF[15,i] <- summary(TF)[[4]][14]
resultadosTF[16,i] <- summary(TF)[[4]][19]
resultadosTF[17,i] <- summary(TF)[[4]][5]
resultadosTF[18,i] <- summary(TF)[[4]][10]
resultadosTF[19,i] <- summary(TF)[[4]][15]
resultadosTF[20,i] <- summary(TF)[[4]][20]

```

```

resultadosTF[21,i] <- summary(TF)$sigma
resultadosTF[22,i] <- summary(TF)$r.squared
resultadosTF[23,i] <- summary(TF)$adj.r.squared
resultadosTF[24,i] <- summary(TF)$fstatistic[[1]]
resultadosTF[25,i] <- pf(fstats[1],fstats[2],fstats[3],lower=F)
##ok!

## White
var2 <- (summary(TF)$resid)^2

## Cuadrados
RMRF2 <- RMRF^2
SMB2 <- SMB^2
HML2 <- HML^2
Dummy2 <- Dummy^2

## Cruzados
RMRF.SMB <- RMRF*SMB
RMRF.HML <- RMRF*HML
SMB.HML <- SMB*HML
Dummy.RMRF <- Dummy*RMRF
Dummy.SMB <- Dummy*SMB
Dummy.HML <- Dummy*HML

##OK!

lmWhite <- lm(var2 ~ RMRF+HML+SMB+Dummy+RMRF2+SMB2+HML2+
Dummy2+RMRF.SMB+RMRF.HML+SMB.HML+Dummy.RMRF+Dummy.SMB+Dummy.HML)
estatWhite <- summary(lmWhite)$r.squared*length(var2)
pvalueWhite <- pchisq(estatWhite,9,lower=F)
## ok!

## VIF

TF1 <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + Dummy, x=T )
vif(TF1)
resultadostestesTF[1,i] <- bptest(TF)[[1]]
resultadostestesTF[2,i] <- bptest(TF)[[4]]
resultadostestesTF[3,i] <- estatWhite
resultadostestesTF[4,i] <- pvalueWhite
resultadostestesTF[5,i] <- ad.test(summary(TF)$resid)[[1]]
resultadostestesTF[6,i] <- ad.test(summary(TF)$resid)[[2]]
resultadostestesTF[7,i] <- shapiro.test(summary(TF)$resid)[[1]]
resultadostestesTF[8,i] <- shapiro.test(summary(TF)$resid)[[2]]
resultadostestesTF[9,i] <- Box.test(summary(TF)$resid, type="Box-Pierce")[1]]
resultadostestesTF[10,i] <- Box.test(summary(TF)$resid, type="Box-Pierce")[3]]

```

```

resultadostestesTF[11,i] <- Box.test(summary(TF)$resid, type="Ljung-Box")[[1]]
resultadostestesTF[12,i] <- Box.test(summary(TF)$resid, type="Ljung-Box")[[3]]
resultadostestesTF[13,i] <- bgtest(TF)[[1]]
resultadostestesTF[14,i] <- bgtest(TF)[[4]]
resultadostestesTF[15,i] <- vif(TF1)[1]
resultadostestesTF[16,i] <- vif(TF1)[2]
resultadostestesTF[17,i] <- vif(TF1)[3]
resultadostestesTF[18,i] <- vif(TF1)[4]
}
resultadosTF <- resultadosTF[1:25,]
rownames(resultadosTF) <- c("a","st.a","t.a","p.a","b","st.b","t.b","p.b",
"s","st.s","t.s","p.s","h","st.h","t.h","p.h","d","st.d","t.d","p.d",
"Sigma","rsqr","adjr","fstat","fpvalue")
rownames(resultadostestesTF)[1:18] <- c("estatbp","pvalor","estatWhite",
"pvalor1","adtest","pvalor2","shapiro","pvalor3","boxpierce","pvalor4","LjungBox",
"pvalor5","bgtest","pvalor6","vifrmf","vifSMB","vifHML","vifDummy")

#####
#####

## Modelo de quatro fatores

resultadosQF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadosQF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadosQF <- as.data.frame(resultadosQF)
resultadostestesQF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadostestesQF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadostestesQF <- as.data.frame(resultadostestesQF)
for (i in 1:ncol(RetFinaisadj)) {
(RetFinRF <- (RetFinaisadj[,i]-RFadj))
RMRF <- (RMadj - RFadj)
SMB <- (RetSmall2adj-RetBig2adj)
HML <- (RetHigh2adj-RetLow2adj)
WML <- (RetWinner2adj-RetLooser2adj)
## Ok!

#### Aqui ficavam os betas recursivos

### Quebra de assunto

QF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + WML + Dummy)

## Calcular valor de p da regressão
fstats <- summary(QF)$fstatistic
##

```

```

## Matriz de resultados da regressão
resultadosQF[1,i] <- summary(QF)[[4]][1]
resultadosQF[2,i] <- summary(QF)[[4]][7]
resultadosQF[3,i] <- summary(QF)[[4]][13]
resultadosQF[4,i] <- summary(QF)[[4]][19]
resultadosQF[5,i] <- summary(QF)[[4]][2]
resultadosQF[6,i] <- summary(QF)[[4]][8]
resultadosQF[7,i] <- summary(QF)[[4]][14]
resultadosQF[8,i] <- summary(QF)[[4]][20]
resultadosQF[9,i] <- summary(QF)[[4]][3]
resultadosQF[10,i] <- summary(QF)[[4]][9]
resultadosQF[11,i] <- summary(QF)[[4]][15]
resultadosQF[12,i] <- summary(QF)[[4]][21]
resultadosQF[13,i] <- summary(QF)[[4]][4]
resultadosQF[14,i] <- summary(QF)[[4]][10]
resultadosQF[15,i] <- summary(QF)[[4]][16]
resultadosQF[16,i] <- summary(QF)[[4]][22]
resultadosQF[17,i] <- summary(QF)[[4]][5]
resultadosQF[18,i] <- summary(QF)[[4]][11]
resultadosQF[19,i] <- summary(QF)[[4]][17]
resultadosQF[20,i] <- summary(QF)[[4]][23]
resultadosQF[21,i] <- summary(QF)[[4]][6]
resultadosQF[22,i] <- summary(QF)[[4]][12]
resultadosQF[23,i] <- summary(QF)[[4]][18]
resultadosQF[24,i] <- summary(QF)[[4]][24]
resultadosQF[25,i] <- summary(QF)$sigma
resultadosQF[26,i] <- summary(QF)$r.squared
resultadosQF[27,i] <- summary(QF)$adj.r.squared
resultadosQF[28,i] <- summary(QF)$fstaticistic[[1]]
resultadosQF[29,i] <- pf(fstats[1],fstats[2],fstats[3],lower=F)
##ok!

```

```
## White
```

```
var2 <- (summary(QF)$resid)^2
```

```
## Quadrados
```

```
RMRF2 <- RMRF^2
```

```
SMB2 <- SMB^2
```

```
HML2 <- HML^2
```

```
WML2 <- WML^2
```

```
Dummy2 <- Dummy^2
```

```
## Cruzados
```

```
RMRFSMB <- (RMRF*SMB)
```

```
RMRFHML <- (RMRF*HML)
```

```
RMRFWML <- (RMRF*WML)
```

```

SMBHML <- (SMB*HML)
SMBWML <- (SMB*WML)
HMLWML <- (HML*WML)
Dummy.RMRF <- (Dummy*RMRF)
Dummy.SMB <- (Dummy*SMB)
Dummy.HML <- (Dummy*HML)
Dummy.WML <- (Dummy*WML)
lmWhite <- lm(var2 ~ RMRF + SMB + HML + WML + Dummy + RMRF2 + SMB2 + HML2 +
  WML2 + Dummy2 + RMRF*SMB + RMRF*HML + RMRF*WML + SMBHML + SMBWML + HMLWML +
  Dummy.RMRF + Dummy.SMB + Dummy.HML + Dummy.WML)
estatWhite <- summary(lmWhite)$r.squared*length(var2)
pvalueWhite <- pchisq(estatWhite,14,lower=F)
## ok!

## VIF

QF1 <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB+ HML + WML + Dummy, x=T )
vif(QF1)
resultadostestesQF[1,i] <- bptest(QF)[[1]]
resultadostestesQF[2,i] <- bptest(QF)[[4]]
resultadostestesQF[3,i] <- estatWhite
resultadostestesQF[4,i] <- pvalueWhite
resultadostestesQF[5,i] <- ad.test(summary(QF)$resid)[[1]]
resultadostestesQF[6,i] <- ad.test(summary(QF)$resid)[[2]]
resultadostestesQF[7,i] <- shapiro.test(summary(QF)$resid)[[1]]
resultadostestesQF[8,i] <- shapiro.test(summary(QF)$resid)[[2]]
resultadostestesQF[9,i] <- Box.test(summary(QF)$resid, type="Box-Pierce")[[1]]
resultadostestesQF[10,i] <- Box.test(summary(QF)$resid, type="Box-Pierce")[[3]]
resultadostestesQF[11,i] <- Box.test(summary(QF)$resid, type="Ljung-Box")[[1]]
resultadostestesQF[12,i] <- Box.test(summary(QF)$resid, type="Ljung-Box")[[3]]
resultadostestesQF[13,i] <- bgtest(QF)[[1]]
resultadostestesQF[14,i] <- bgtest(QF)[[4]]
resultadostestesQF[15,i] <- vif(QF1)[1]
resultadostestesQF[16,i] <- vif(QF1)[2]
resultadostestesQF[17,i] <- vif(QF1)[3]
resultadostestesQF[18,i] <- vif(QF1)[4]
resultadostestesQF[19,i] <- vif(QF1)[5]
}
summary(QF)
resultadosQF <- resultadosQF[1:29,]
rownames(resultadosQF) <- c("a","st.a","t.a","p.a","b","st.b","t.b","p.b",
"s","st.s","t.s","p.s","h","st.h","t.h","p.h","m","st.m","t.m","p.m",
"d","st.d","t.d","p.d","Sigma","rsqr","adjr","fstat","fpvalue")
rownames(resultadostestesQF)[1:19] <- c("estatbp","pvalor","estatWhite",
"pvalor1","adtest","pvalor2","shapiro","pvalor3","boxpierce","pvalor4","LjungBox",
"pvalor5","bgtest","pvalor6","vifrmrf","vifSMB","vifHML","vifWML","vifDummy")

```

```
#####
#####

## Modelo de cinco fatores

resultadosCF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadosCF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadosCF <- as.data.frame(resultadosCF)
resultadostestesCF <- matrix(nrow=500,ncol=ncol(RetFinaisadj))
colnames(resultadostestesCF) <- colnames(RetFinaisadj)
resultadostestesCF <- as.data.frame(resultadostestesCF)
for (i in 1:ncol(RetFinaisadj)) {
(RetFinRF <- (RetFinaisadj[,i]-RFadj))
RMRF <- (RMadj - RFadj)
SMB <- (RetSmall2adj-RetBig2adj)
HML <- (RetHigh2adj-RetLow2adj)
WML <- (RetWinner2adj-RetLooser2adj)
RPadj
CF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + WML + RPadj + Dummy)

## Calcular valor de p da regressão
fstats <- summary(CF)$fstatistic
##

## Matriz de resultados da regressão
resultadosCF[1,i] <- summary(CF)[[4]][1]
resultadosCF[2,i] <- summary(CF)[[4]][8]
resultadosCF[3,i] <- summary(CF)[[4]][15]
resultadosCF[4,i] <- summary(CF)[[4]][22]
resultadosCF[5,i] <- summary(CF)[[4]][2]
resultadosCF[6,i] <- summary(CF)[[4]][9]
resultadosCF[7,i] <- summary(CF)[[4]][16]
resultadosCF[8,i] <- summary(CF)[[4]][23]
resultadosCF[9,i] <- summary(CF)[[4]][3]
resultadosCF[10,i] <- summary(CF)[[4]][10]
resultadosCF[11,i] <- summary(CF)[[4]][17]
resultadosCF[12,i] <- summary(CF)[[4]][24]
resultadosCF[13,i] <- summary(CF)[[4]][4]
resultadosCF[14,i] <- summary(CF)[[4]][11]
resultadosCF[15,i] <- summary(CF)[[4]][18]
resultadosCF[16,i] <- summary(CF)[[4]][25]
resultadosCF[17,i] <- summary(CF)[[4]][5]
resultadosCF[18,i] <- summary(CF)[[4]][12]
resultadosCF[19,i] <- summary(CF)[[4]][19]
resultadosCF[20,i] <- summary(CF)[[4]][26]
```

```

resultadosCF[21,i] <- summary(CF)[[4]][6]
resultadosCF[22,i] <- summary(CF)[[4]][13]
resultadosCF[23,i] <- summary(CF)[[4]][20]
resultadosCF[24,i] <- summary(CF)[[4]][27]
resultadosCF[25,i] <- summary(CF)[[4]][7]
resultadosCF[26,i] <- summary(CF)[[4]][14]
resultadosCF[27,i] <- summary(CF)[[4]][21]
resultadosCF[28,i] <- summary(CF)[[4]][28]
resultadosCF[29,i] <- summary(CF)$sigma
resultadosCF[30,i] <- summary(CF)$r.squared
resultadosCF[31,i] <- summary(CF)$adj.r.squared
resultadosCF[32,i] <- summary(CF)$fstatistic[[1]]
resultadosCF[33,i] <- pf(fstats[1],fstats[2],fstats[3],lower=F)
##ok!

## White
var2 <- (summary(CF)$resid)^2

## Cuadrados
RMRF2 <- RMRF^2
SMB2 <- SMB^2
HML2 <- HML^2
WML2 <- WML^2
RP2 <- RPadj^2
Dummy2 <- Dummy^2

## Cruzados
RMRFSMB <- (RMRF*SMB)
RMRFHML <- (RMRF*HML)
RMRFWML <- (RMRF*WML)
SMBHML <- (SMB*HML)
SMBWML <- (SMB*WML)
HMLWML <- (HML*WML)
RPRMRF <- (RPadj*RMRF)
RPSMB <- (RPadj*SMB)
RPHML <- (RPadj*HML)
RPWML <- (RPadj*WML)
Dummy.RMRF <- (Dummy*RMRF)
Dummy.SMB <- (Dummy*SMB)
Dummy.HML <- (Dummy*HML)
Dummy.WML <- (Dummy*WML)
Dummy.RP <- (Dummy*RP)
lmWhite <- lm(var2 ~ RMRF + SMB + HML + WML + RPadj + Dummy + RMRF2 + SMB2 + HML2 +
  WML2 + RP2 + Dummy2 + RMRFSMB + RMRFHML + RMRFWML + SMBHML + SMBWML + HMLWML +
  RPRMRF +
  RPSMB + RPHML + RPWML + Dummy.RMRF + Dummy.SMB + Dummy.HML + Dummy.WML +

```

```

Dummy.RP)
estatWhite <- summary(lmWhite)$r.squared*length(var2)
pvalueWhite <- pchisq(estatWhite,20,lower=F)
## OK!

## VIF

CF1 <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB+ HML + WML + RPadj + Dummy, x=T )
vif(CF1)

resultadostestesCF[1,i] <- bptest(CF)[[1]]
resultadostestesCF[2,i] <- bptest(CF)[[4]]
resultadostestesCF[3,i] <- estatWhite
resultadostestesCF[4,i] <- pvalueWhite
resultadostestesCF[5,i] <- ad.test(summary(CF)$resid)[[1]]
resultadostestesCF[6,i] <- ad.test(summary(CF)$resid)[[2]]
resultadostestesCF[7,i] <- shapiro.test(summary(CF)$resid)[[1]]
resultadostestesCF[8,i] <- shapiro.test(summary(CF)$resid)[[2]]
resultadostestesCF[9,i] <- Box.test(summary(CF)$resid, type="Box-Pierce")[[1]]
resultadostestesCF[10,i] <- Box.test(summary(CF)$resid, type="Box-Pierce")[[3]]
resultadostestesCF[11,i] <- Box.test(summary(CF)$resid, type="Ljung-Box")[[1]]
resultadostestesCF[12,i] <- Box.test(summary(CF)$resid, type="Ljung-Box")[[3]]
resultadostestesCF[13,i] <- bgtest(CF)[[1]]
resultadostestesCF[14,i] <- bgtest(CF)[[4]]
resultadostestesCF[15,i] <- vif(CF1)[1]
resultadostestesCF[16,i] <- vif(CF1)[2]
resultadostestesCF[17,i] <- vif(CF1)[3]
resultadostestesCF[18,i] <- vif(CF1)[4]
resultadostestesCF[19,i] <- vif(CF1)[5]
resultadostestesCF[20,i] <- vif(CF1)[6]
}
resultadosCF <- resultadosCF[1:33,]
rownames(resultadosCF) <- c("a","st.a","t.a","p.a","b","st.b","t.b","p.b",
"s","st.s","t.s","p.s","h","st.h","t.h","p.h","m","st.m","t.m","p.m",
"r","st.r","t.r","p.r","d","st.d","t.d","p.d",
"Sigma","rsqr","adjr","fstat","fpvalue")

rownames(resultadostestesCF)[1:20] <- c("estatbp","pvalor","estatWhite",
"pvalor1","adtest","pvalor2","shapiro","pvalor3","boxpierce","pvalor4","LjungBox",
"pvalor5","bgtest","pvalor6","vifrmrf","vifSMB","vifHML","vifWML","vifRPadj",
"vifDummy")

#####
#####
### Testes de Wald

```



```

# When the test statistic exceeds a critical value in its asymptotic distribution,
# Waldtest rejects the null, restricted model in favor of the alternative, unrestricted
# model. The asymptotic distribution is chi-square, with degree-of-freedom parameter
# equal to the number of restrictions. The nominal significance level of the test
#(alpha) determines the critical value.

Waldtests <- data.frame()

for (i in 1:ncol(RetFinaisadj)) {

(RetFinRF <- (RetFinaisadj[,i]-RFadj))
RMRF <- (RMadj - RFadj)
SMB <- (RetSmall2adj-RetBig2adj)
HML <- (RetHigh2adj-RetLow2adj)
WML <- (RetWinner2adj-RetLooser2adj)
RPadj

##CAPM

CAPM <- lm( RetFinRF ~ RMRF + Dummy)

## Três Fatores

TF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + Dummy)

## Quatro Fatores

QF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + WML + Dummy)

## Cinco Fatores

CF <- lm( RetFinRF ~ RMRF + SMB + HML + WML + RPadj + Dummy)

if(i != 1){
Waldtests <- cbind(Waldtests, c(Waldtest(CF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(CF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(CF,TF)[[3]][2],
Waldtest(CF,TF)[[4]][2],Waldtest(CF,QF)[[3]][2],Waldtest(CF,QF)[[4]][2],
Waldtest(QF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(QF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(QF,TF)[[3]][2],Waldtest(QF,TF)[[4]][2],
Waldtest(TF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(TF,CAPM)[[4]][2] ) )
}else{
Waldtests <- data.frame(c(Waldtest(CF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(CF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(CF,TF)[[3]][2],
Waldtest(CF,TF)[[4]][2],Waldtest(CF,QF)[[3]][2],Waldtest(CF,QF)[[4]][2],
Waldtest(QF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(QF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(QF,TF)[[3]][2],Waldtest(QF,TF)[[4]][2],
Waldtest(TF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(TF,CAPM)[[4]][2] ) )
}
}
rownames(Waldtests) <- c("CFCAPMWald", "p1", "CFTFWald", "p2", "CFQFWald", "p3",

```

```

"QFCAPMWald", "p4", "QFTFWald", "p5", "TFCAPMWald", "p6")
colnames(Waldtests) <- colnames(RetFinaisadj)
fatorz <- cbind(RetSmall2adj, RetBig2adj, RetHigh2adj, RetLow2adj, RetWinner2adj, RetLooser2adj)

## Wald's auxiliares em SSmall, Big, High, Low, Winner e Looser
for (p in 1:ncol(fatorz)) {

##CAPM
CAPM <- lm( fatorz[,p] ~ RMRF + Dummy)

## Três Fatores
TF <- lm( fatorz[,p] ~ RMRF + SMB + HML + Dummy)

## Quatro Fatores
QF <- lm( fatorz[,p] ~ RMRF + SMB + HML + WML + Dummy)

## Cinco Fatores
CF <- lm( fatorz[,p] ~ RMRF + SMB + HML + WML + RPadj + Dummy)

if(p!=1){
Waldtestsaux <- cbind(Waldtestsaux,
c(Waldtest(CF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(CF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(CF,TF)[[3]][2],
Waldtest(CF,TF)[[4]][2],Waldtest(CF,QF)[[3]][2],Waldtest(CF,QF)[[4]][2],
Waldtest(QF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(QF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(QF,TF)[[3]][2],Waldtest(QF,TF)[[4]][2],
Waldtest(TF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(TF,CAPM)[[4]][2] ) )
} else {
Waldtestsaux <- data.frame(c(Waldtest(CF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(CF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(CF,TF)[[3]][2],
Waldtest(CF,TF)[[4]][2],Waldtest(CF,QF)[[3]][2],Waldtest(CF,QF)[[4]][2],
Waldtest(QF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(QF,CAPM)[[4]][2],Waldtest(QF,TF)[[3]][2],Waldtest(QF,TF)[[4]][2],
Waldtest(TF,CAPM)[[3]][2],Waldtest(TF,CAPM)[[4]][2] ) )
}
}
rownames(Waldtestsaux) <- c("CFCAPMWald", "p1", "CFTFWald", "p2", "CFQFWald", "p3",
"QFCAPMWald", "p4", "QFTFWald", "p5", "TFCAPMWald", "p6")
colnames(Waldtestsaux) <- colnames(fatorz)

#####
## Salvar dados
write.table(cbind(RetFinaisadj,
RetSmall2adj, RetBig2adj, SMB,
RetHigh2adj, RetLow2adj, HML,
RetWinner2adj, RetLooser2adj, WML,
RMadj, RFadj, RPadj), "TabelasFinais.txt", sep="\t")
write.table(resultadosCAPM, "resultadosCAPMd.txt", sep="\t")
write.table(resultadosTF, "resultadosTFd.txt", sep="\t")

```

```
write.table(resultadosQF,"resultadosQFd.txt",sep="\t")
write.table(resultadosCF,"resultadosCFd.txt",sep="\t")
write.table(resultadostestesCAPM,"resultadostestesCAPMd.txt",sep="\t")
write.table(resultadostestesTF,"resultadostestesTFd.txt",sep="\t")
write.table(resultadostestesQF,"resultadostestesQFd.txt",sep="\t")
write.table(resultadostestesCF,"resultadostestesCFd.txt",sep="\t")
write.table(Waldtests, "Waldtestsd.txt", sep="\t")
write.table(Waldtestsaux, "Waldtestsauxd.txt", sep="\t")
```

## APÊNDICES

### Roteiro do Stata para o teste de Chow

```
// Script – Roteiro para a realização do teste de Chow //

// Os nomes das carteiras devem ser modificados, um a um, antes do início do teste//
// Existe um roteiro por modelo, ou seja, CAPM, 3F, 4F e 5F, nesta ordem //

// Modelo CAPM //
reg bhw rm
scalar sqri=e(rss)
scalar gli=e(df_r)
mat CIR= e(b)
mat CIR=CIR'
mat list CIR
di sqri " " gli
reg bhw rm if tin(16,151)
scalar sqr=e(rss)
scalar glr=e(df_r)
mat CR= e(b)
mat CR=CR'
mat list CR
di sqr " " glr
scalar F=((sqri-sqr)/(gli-glr))/(sqr/(e(N)-e(df_m)-1))
dis "F=" F
dis "valor p F(" gli-glr " , " (e(N)-e(df_m)-1) ")= " Ftail(gli-glr,e(N)-e(df_m)-1,F)

// Modelo 3F //
reg bhw rm SMB HML
scalar sqri=e(rss)
scalar gli=e(df_r)
mat CIR= e(b)
mat CIR=CIR'
mat list CIR
di sqri " " gli
reg bhw rm SMB HML if tin(16,151)
scalar sqr=e(rss)
scalar glr=e(df_r)
mat CR= e(b)
mat CR=CR'
mat list CR
di sqr " " glr
scalar F=((sqri-sqr)/(gli-glr))/(sqr/(e(N)-e(df_m)-1))
```

```
dis "F=" F
dis "valor p F(" gli-glr "," (e(N)-e(df_m)-1) ")=" Ftail(gli-glr,e(N)-e(df_m)-1,F)
```

```
// Modelo 4F //
```

```
reg bhw rm SMB HML WML
scalar sqri=e(rss)
scalar gli=e(df_r)
mat CIR= e(b)
mat CIR=CIR'
mat list CIR
di sqri " " gli
reg bhw rm SMB HML WML if tin(15,151)
scalar sqr=e(rss)
scalar glr=e(df_r)
mat CR= e(b)
mat CR=CR'
mat list CR
di sqr " " glr
scalar F=((sqri-sqr)/(gli-glr))/(sqr/(e(N)-e(df_m)-1))
dis "F=" F
dis "valor p F(" gli-glr "," (e(N)-e(df_m)-1) ")=" Ftail(gli-glr,e(N)-e(df_m)-1,F)
```

```
// Modelo 5F //
```

```
reg bhw rm SMB HML WML rpais
scalar sqri=e(rss)
scalar gli=e(df_r)
mat CIR= e(b)
mat CIR=CIR'
mat list CIR
di sqri " " gli
reg bhw rm SMB HML WML rpais if tin(16,151)
scalar sqr=e(rss)
scalar glr=e(df_r)
mat CR= e(b)
mat CR=CR'
mat list CR
di sqr " " glr
scalar F=((sqri-sqr)/(gli-glr))/(sqr/(e(N)-e(df_m)-1))
dis "F=" F
dis "valor p F(" gli-glr "," (e(N)-e(df_m)-1) ")=" Ftail(gli-glr,e(N)-e(df_m)-1,F)
```

## Roteiro do Stata para cálculo do *DFBeta*

```
// Análise ds influência de outliers - Investigação através de DFBeta//
// Os nomes das carteiras devem ser modificados, um a um, para certificação de que os outliers foram encontrados//
// Assim como no caso do teste de Chow, foi feito um roteiro para cada modelo, ou seja, CAPM, 3F, 4F e 5F//

// Modelo CAPM //
reg sll rmer
dfbeta
scalar limite2 = 2/sqrt(e(N))
display limite2
list _dfbeta_1 if abs(_dfbeta_1) > limite2 & e(sample)

// Modelo 3F //
reg sll rmer SMB HML
dfbeta
scalar limite2 = 2/sqrt(e(N))
display limite2
list _dfbeta_2 if abs(_dfbeta_2) > limite2 & e(sample)
list _dfbeta_3 if abs(_dfbeta_3) > limite2 & e(sample)
list _dfbeta_4 if abs(_dfbeta_4) > limite2 & e(sample)

// Modelo 4F //
reg sll rmer SMB HML WML
dfbeta
scalar limite2 = 2/sqrt(e(N))
display limite2
list _dfbeta_5 if abs(_dfbeta_5) > limite2 & e(sample)
list _dfbeta_6 if abs(_dfbeta_6) > limite2 & e(sample)
list _dfbeta_7 if abs(_dfbeta_7) > limite2 & e(sample)
list _dfbeta_8 if abs(_dfbeta_8) > limite2 & e(sample)

// Modelo 5F //
reg sll rmer SMB HML WML rpaís
dfbeta
scalar limite2 = 2/sqrt(e(N))
display limite2
list _dfbeta_9 if abs(_dfbeta_9) > limite2 & e(sample)
list _dfbeta_10 if abs(_dfbeta_10) > limite2 & e(sample)
list _dfbeta_11 if abs(_dfbeta_11) > limite2 & e(sample)
list _dfbeta_12 if abs(_dfbeta_12) > limite2 & e(sample)
list _dfbeta_15 if abs(_dfbeta_13) > limite2 & e(sample)
```

## Planilhas com dados após o tratamento dos outliers

**Tabela 17 - Resultados da regressão do modelo CAPM ( $R_{ci,t} - R_{irt} = a + b(RM - R_{lr})_t + e_t$ ), após o tratamento dos outliers, identificados por meio do teste *dfbeta*, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993)**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedora (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedora (BHW). A carteira de mercado está representada pelo índice de mercado pertinente a cada país, a saber: Ibovespa (Brasil), Merval (Argentina), IPSA (Chile), IGBC (Colômbia), IPC (México) e IBVC (Venezuela). O ativo livre de risco utilizado foi o CDI de cada país. O período está indicado, por país, no título de cada painel.

<b>PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.02	0.00	0.01	0.02**	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
b	0.44*	0.41*	0.51*	0.38*	0.33*	0.44*	0.27*	0.36*	0.34*	0.27*	0.35*	0.25*

  

<b>PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
b	0.82*	1.28*	0.95*	0.95*	0.79*	1.03*	0.83*	0.75*	0.69*	0.89*	0.78*	0.80*

  

<b>PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	-0.01	0.00	0.01**	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01**
b	0.64*	0.85*	0.82*	0.86*	0.73*	1.04*	0.83*	0.94*	1.09*	1.05*	0.65*	0.84*

  

<b>PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.01	0.00	-0.02	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
b	0.45*	0.70*	1.37*	0.51*	1.02*	0.78*	0.72*	0.59*	0.68*	0.75*	0.88*	0.99*

  

<b>PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.00	-0.01	-0.01	-0.01*	0.00
b	0.89*	0.88*	1.30*	0.93*	0.90*	1.00*	0.95*	1.14*	0.88*	0.88*	1.05*	0.81*

  

<b>PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/08 A MAR/12)</b>												
Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	-0.03	-0.02	0.01	0.02	-0.01	-0.03
b	0.14	0.22	0.46	0.88**	0.39**	0.20	0.07	1.25**	0.07	0.60**	0.31**	1.30*

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

**Tabela 18 - Resultados dos testes de aderência das seis amostras utilizadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo CAPM ( $R_{ci,t} - R_{lr,t} = a + b(RM - R_{lr})_t + e_t$ ), após o tratamento dos *outliers*, identificados por meio do teste *dfbeta*, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993).**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedoras (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedoras (BHW). O período está indicado, por país, no título de cada painel.

**PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	48.50*	30.41*	39.89*	26.53*	26.20*	9.39*	14.46*	16.15*	2.48	2.63	1.19	2.83
Estatística <i>White</i>	49.81*	33.15*	43.83*	32.86*	30.31*	10.99*	19.34*	18.62*	2.64	5.33	3.55	3.27
Estatística A. Darling	1.45*	2.81*	3.27*	1.10*	0.86**	2.44*	1.01*	0.87**	3.84	1.80	2.66	2.19
Estatística S. Wilk	0.96*	0.91*	0.92*	0.97*	0.97*	0.95*	0.96*	0.98**	0.82*	0.94*	0.90*	0.94*
Estatística Box-Pierce	0.10	2.98**	4.02**	0.43	3.80**	1.24	0.99	4.37**	0.53	2.65	8.25*	1.80
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.11	3.03***	4.09**	0.44	3.87***	1.26	1.01	4.44**	0.54	2.69	8.40*	1.84
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.12	3.67***	4.50**	0.53	4.07**	1.31	1.09	5.02**	0.57	2.88***	9.31*	1.98

**PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	94.69*	70.92*	87.39*	69.18*	65.34*	3.70	5.69***	5.46***	11.00*	6.52**	5.13***	46.50*
Estatística <i>White</i>	98.08*	127.32*	107.03	*126.08*	108.04*	6.07**	7.48**	14.61*	12.70*	15.75*	12.37*	69.97*
Estatística A. Darling	5.85*	5.85*	11.12*	5.85*	5.77*	1.86*	1.15**	0.86**	2.81*	1.53*	1.40*	2.84*
Estatística S. Wilk	0.84*	0.55*	0.68*	0.69*	0.76*	0.93*	0.97*	0.98***	0.90*	0.96*	0.96*	0.91*
Estatística Box-Pierce	2.15	13.29*	7.37**	14.17*	3.17***	0.09	0.62	3.25***	16.02*	0.13	0.09	15.07*
Estatística <i>Ljung-Box</i>	2.19	13.56*	7.52**	14.45*	3.23***	0.10	0.63	3.32***	16.34*	0.13	0.09	15.37*
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	2.25	14.32*	8.38*	15.02*	3.26***	0.10	0.67*	3.25***	16.08*	0.14	0.09	16.01*

**PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	0.00	0.43	3.76	0.07	1.25	10.10*	0.05	2.98	69.92*	4.77***	0.59	4.25
Estatística <i>White</i>	1.23	0.44	4.07	0.66	2.80	11.05*	1.64	3.34	102.2*	8.15**	1.86	4.27
Estatística A. Darling	5.55*	0.53	1.97*	0.83**	0.47	1.54*	0.77**	0.94**	1.62*	2.16*	1.12**	1.30*
Estatística S. Wilk	0.81*	0.99	0.95*	0.95*	0.97*	0.96*	0.98**	0.98**	0.95*	0.90*	0.97*	0.93*
Estatística Box-Pierce	2.76	3.22***	0.01	0.03	6.01**	0.00	3.62***	1.57	0.15	0.03	8.40*	1.40
Estatística <i>Ljung-Box</i>	2.81***	3.29***	0.01	0.03	6.13**	0.00	3.70**	1.60	0.15	0.03	8.57**	1.43
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	2.90***	3.26***	0.01	0.03	6.06**	0.00	3.67***	1.58	0.15	0.03	8.50*	1.44

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	37.44*	2.45	4.86***	10.93*	2.79	4.47	1.99	2.62	2.23	3.07	2.93	3.79
Estatística <i>White</i>	40.25*	2.86	10.18**	22.22*	4.54	12.58*	3.79	4.72***	27.80*	4.51	15.74*	6.67**
Estatística A. Darling	0.97**	2.37*	2.21*	1.61*	0.34	2.27*	0.74**	1.41*	1.05**	0.52	0.55	0.32
Estatística S. Wilk	0.96**	0.91*	0.92*	0.93*	0.99	0.90*	0.98	0.86*	0.96**	0.97***	0.98	0.98
Estatística Box-Pierce	1.02	1.65	1.48	2.04	0.18	2.43	2.96	0.21	0.10	0.70	1.26	0.85
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.05	1.70	1.53	2.11	0.19	2.51	3.06***	0.22	0.10	0.73	1.30	0.88



Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	1.08	1.66	1.54	2.15	0.18	2.47	3.07***	0.22	0.10	0.73	1.28	0.86
------------------------------------	------	------	------	------	------	------	---------	------	------	------	------	------

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	81.83*	2.62	3.76	3.42	2.77	7.05**	3.46	3.09	5.95**	1.09	5.06***	7.90
Estatística <i>White</i>	89.74*	2.63	10.73*	3.57	5.89**	28.01*	6.17**	15.35*	19.43*	3.82	23.53*	10.13**
Estatística A. Darling	3.06*	1.99*	1.97*	0.70***	1.89*	3.01*	1.11**	1.58*	4.18*	2.33*	2.22*	1.65*
Estatística S. Wilk	0.91*	0.94*	0.96*	0.99	0.96*	0.78*	0.98**	0.96*	0.90*	0.92*	0.96*	0.97*
Estatística Box-Pierce	0.19	4.07**	0.92	2.89***	0.01	0.08	0.26	0.52	0.88	0.02	0.53	2.70
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.20	4.14**	0.94	2.94***	0.01	0.08	0.26	0.53	0.89	0.02	0.53	2.74
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.20	4.42**	0.93	3.03***	0.01	0.08	0.26	0.52	0.88	0.02	0.53	2.86

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/08 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	2.97	1.01	3.33	0.50	0.53	0.53	0.49	3.25	0.63	1.25	0.04	0.23
Estatística <i>White</i>	3.21	1.13	3.88	1.35	0.56	0.68	4.99***	3.94	0.83	1.42	0.21	1.16
Estatística A. Darling	1.64*	2.72*	3.86*	1.80*	1.08**	5.65*	2.15*	7.08*	3.70*	1.87*	1.54*	1.14*
Estatística S. Wilk	0.94**	0.86*	0.80*	0.85*	0.93*	0.70*	0.89*	0.46*	0.79*	0.86*	0.91*	0.92*
Estatística Box-Pierce	1.30	0.08	1.08	0.30	0.48	3.27***	5.98**	1.18	1.16	0.27	0.01	0.10
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.38	0.09	1.14	0.32	0.50	3.47***	6.34**	1.25	1.22	0.28	0.01	0.11
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	1.44	0.09	1.11	0.31	0.48	3.43***	6.08**	1.23	1.16	0.28	0.01	0.11

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

**Tabela 19 - Resultados da regressão do modelo de três fatores ( $R_{ci,t} - R_{lr,t} = a + b(RM - R_{lr})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + e_t$ ), após o tratamento dos outliers, identificados por meio do teste *dfbeta*, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993)**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedora (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedora (BHW). A carteira de mercado está representada pelo índice de mercado pertinente a cada país, a saber: Ibovespa (Brasil), Merval (Argentina), IPSA (Chile), IGBC (Colômbia), IPC (México) e IBVC (Venezuela). O ativo livre de risco utilizado foi o CDI de cada país. O fator *SMB* foi calculado com base na média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas pequenas menos a média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas grandes. O fator *HML* foi calculado com base na média do retorno mensal das duas carteiras de ações de empresas com alto *VC/VM* menos o retorno médio mensal das duas carteiras de ações de empresas com baixo *VC/VM*. O período está indicado, por país, no título de cada painel.

**PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01***	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
b	0.40*	0.36*	0.45*	0.35*	0.31*	0.39*	0.33*	0.40*	0.32*	0.34*	0.42*	0.27*
s	0.36*	0.35*	0.43*	0.33*	0.20***	0.36*	-0.50*	-0.49*	-0.18	-0.64*	-0.64*	-0.57*
h	0.10	0.18**	0.33**	-0.01	0.06	0.19**	-0.16***	0.11	0.77*	-0.31*	-0.04	0.62*

**PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/98 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	-0.01	0.00	0.00	-0.01	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01

b	0.72*	1.02*	0.83*	0.76*	0.66*	1.03*	0.86*	0.77*	0.72*	0.87*	0.78*	0.84*
s	0.73*	1.59*	0.88*	1.12*	0.74*	0.11	-0.24*	-0.15*	-0.05	0.00	0.10**	-0.07
h	0.19**	-0.31*	0.23**	-0.45*	-0.30*	0.37*	-0.12***	0.03***	0.60***	-0.34***	0.18***	0.67***

**PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01***	0.01**	0.00	0.00	0.00	0.01**	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
b	0.64*	0.84*	0.83*	0.85*	0.72*	1.05*	0.78*	0.93*	1.12*	0.96*	0.65*	0.88*
s	0.63*	0.72*	0.28	0.47*	0.49*	0.61*	-0.17	-0.14	-0.13	-0.62*	-0.32*	-0.25**
h	-0.09	-0.10***	0.02	-0.14**	-0.12***	0.09	-0.39*	-0.03	0.25*	-0.69*	0.08	0.38*

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.01	0.00	-0.03	0.01	0.00	-0.01	0.01	0.00	0.01*	0.00	0.00	0.00
b	0.60*	0.68*	1.56*	0.78*	1.15*	0.87*	0.73*	0.59*	0.53*	0.79*	0.81*	0.84*
s	0.47**	-0.06	0.94	0.94*	0.60**	0.71*	-0.34*	0.03	-0.14	-0.28*	-0.27**	-0.22**
h	-0.12	0.05	0.18	-0.18	0.10	0.37**	-0.44*	0.04	0.54*	-0.49*	0.02	0.46*

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00
b	0.91*	0.91*	1.29*	0.94*	0.91*	1.02*	0.93*	1.10*	0.83*	0.85*	1.05*	0.79*
s	0.35*	0.27**	-0.18	0.08	0.14	0.20	-0.18	-0.41*	-0.68*	-0.69*	-0.29*	-0.71*
h	-0.14***	0.02	0.51*	-0.09	0.16**	0.37*	-0.20**	0.23**	0.90*	-0.37*	0.19*	0.60*

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/08 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.02**	0.00	0.01	0.02	-0.01	-0.03
b	0.04	0.25	0.57	1.15	0.46*	0.24	0.22	0.92*	-0.14	0.85*	0.28**	0.59*
s	0.01	0.25	-0.33	-0.20	0.32*	-0.31***	-0.19**	-1.74*	-0.28	-0.21	-0.11	-0.24
h	-0.07	-0.04	0.15	0.23	-0.17	0.16	-0.17**	0.08	0.24*	-0.60*	-0.06	0.42*

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

**Tabela 20 - Resultados dos testes de aderência das seis amostras utilizadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo de três fatores  $(R_{ci,t} - R_{lr,t} = a + b(RM - R_{lr})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + e_t)$ , após o tratamento dos outliers, identificados por meio do teste *dfbeta*, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993) e utilizada por Cahart (1997).**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedoras (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedoras (BHW). O período está indicado, por país, no título de cada painel.

**PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	44.12*	40.80*	42.26*	26.72*	29.82*	9.76**	57.63*	37.15*	32.76*	37.06*	4.63	42.04



VIF <i>SMB</i>	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32
VIF <i>HML</i>	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	69.73*	3.91	2.08	5.32	2.86	23.22*	28.74*	7.09	7.99***	20.97*	10.93**	6.12
Estatística <i>White</i>	98.84*	8.63	14.79	7.72	15.87***	136.59*	71.15*	40.05*	54.16*	73.38*	25.98*	40.77*
Estatística A. Darling	3.01*	2.30*	1.58*	0.85**	0.81**	1.85*	1.47*	1.92*	1.69*	0.46	1.89*	0.53
Estatística S. Wilk	0.91*	0.94*	0.96*	0.98**	0.97*	0.87*	0.97*	0.96*	0.97*	0.99***	0.96*	0.99***
Estatística Box-Pierce	0.65	5.99**	1.82	2.67	0.07	0.52	0.49	0.93	0.07	0.76	0.75	0.96
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.67	6.10**	1.85	2.72	0.07	0.53	0.50	0.95	0.07	0.77	0.76	0.98
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.69	6.76**	1.92	2.83	0.08	0.53	0.50	0.95	0.07	0.80	0.77	1.03
VIF RM-RF	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02
VIF <i>SMB</i>	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35
VIF <i>HML</i>	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35	1.35

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/08 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	6.23	1.28	4.35	6.69	2.46	0.90	5.69	21.99*	6.43	3.03	0.55	6.60
Estatística <i>White</i>	12.53	2.49	8.22	16.17	7.79	6.10	21.92**	50.60*	42.04*	35.95*	7.15	17.33
Estatística A. Darling	1.29*	1.73*	2.56*	1.52*	0.96**	3.69*	1.11**	1.58*	0.78**	0.43	1.29*	1.03**
Estatística S. Wilk	0.95**	0.89*	0.87*	0.87*	0.93**	0.77*	0.96***	0.84*	0.95***	0.97	0.93*	0.95**
Estatística Box-Pierce	1.67	0.01	1.78	0.00	0.01	1.00	9.12*	1.37	0.95	0.00	0.08	0.09
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.77	0.01	1.89	0.00	0.01	1.06	9.67*	1.45	1.01	0.00	0.09	0.09
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	1.90	0.01	1.90	0.00	0.01	1.21	9.80*	1.42	0.98	0.00	0.09	0.10
VIF RM-RF	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42
VIF <i>SMB</i>	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02
VIF <i>HML</i>	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

**Tabela 21 - Resultados da regressão do modelo de quatro fatores ( $R_{ci,t} - R_{irt} = a + b(RM - R_{lr})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + m(WML)_t + e_t$ ), após o tratamento dos outliers, identificados por meio do teste *dfbeta*, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993)**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedora (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedora (BHW). A carteira de mercado está representada pelo índice de mercado pertinente a cada país, a saber: Ibovespa (Brasil), Merval (Argentina), IPSA (Chile), IGBC (Colômbia), IPC (México) e IBVC (Venezuela). O ativo livre de risco utilizado foi o CDI de cada país. O fator *SMB* foi calculado com base na média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas pequenas menos a média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas grandes. O fator *HML* foi calculado com base na média do retorno mensal das duas carteiras de ações de empresas com alto *VC/VM* menos o retorno médio mensal das duas carteiras de ações de empresas com baixo *VC/VM*. O fator *WML* foi calculado com base na diferença entre a média do retorno acumulado no período de 11 meses das três carteiras compostas por ações vencedoras (maiores retornos) e a média do retorno acumulado no período de 11 meses das três carteiras compostas por ações perdedoras (menores retornos). Foi desconsiderado o retorno do último mês para que fosse evitado o fenômeno conhecido como *bid-ask bounce*, conforme sugerido por Carhart (1997). O período está indicado, por país, no título de cada painel.

**PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01

b	0.40*	0.36*	0.45*	0.35*	0.31*	0.39*	0.33*	0.40*	0.33*	0.34*	0.42*	0.27*
s	0.37*	0.38*	0.42**	0.37*	0.25**	0.37*	-0.53*	-0.52*	-0.26**	-0.55*	-0.55*	-0.49*
h	0.11	0.21**	0.33**	0.03	0.11	0.20**	-0.20**	0.08	0.69*	-0.22*	0.06	0.71*
m	0.04	0.16	-0.04	0.26**	0.32*	0.03	-0.24**	-0.22***	-0.52*	0.60*	0.63*	0.58*

**PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	-0.01	0.00	0.00	-0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
b	0.72*	1.02*	0.83*	0.75*	0.66*	1.03*	0.88*	0.78*	0.72*	0.86*	0.77*	0.83*
s	0.75*	1.53*	0.87*	1.09*	0.72*	0.10	-0.13**	-0.11**	-0.05	-0.12*	0.03	-0.13*
h	0.18***	-0.26*	0.24**	-0.43*	-0.28*	0.38*	-0.20*	0.00	0.60*	-0.24*	0.24*	0.72*
m	-0.09	0.30**	0.06	0.18**	0.13***	0.06	-0.54*	-0.21*	0.02	0.65*	0.34*	0.31*

**PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01***	0.01**	0.00	0.00	0.00	0.01**	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
b	0.63*	0.85*	0.83*	0.85*	0.72*	1.06*	0.75*	0.89*	1.09*	0.99*	0.67*	0.91*
s	0.62*	0.74*	0.30	0.49	0.51*	0.64*	-0.27**	-0.31*	-0.14	-0.49*	-0.25**	-0.14
h	-0.09	-0.10	0.02	-0.13***	-0.11***	0.10	-0.42*	-0.08	0.22**	-0.66*	0.11***	0.42*
m	-0.03	0.07	0.04	0.08	0.08	0.10	-0.42*	-0.69*	-0.43*	0.46*	0.33*	0.49*

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.01	0.00	-0.03	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.01*	0.00	0.01	0.00
b	0.57*	0.73*	1.52*	0.79*	1.12*	0.79*	0.76*	0.62*	0.63*	0.75*	0.72*	0.79*
s	0.47*	-0.05	0.93	0.94**	0.60**	0.70*	-0.34*	0.03	-0.13	-0.29*	-0.28**	-0.22**
h	-0.12	0.04	0.20	-0.18	0.11	0.40**	-0.45*	0.03	0.51*	-0.48*	0.03	0.48*
m	0.21	-0.35***	0.31	0.04	0.26	0.58*	-0.25***	-0.22	-0.80*	0.28*	0.70*	0.38*

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.01
b	0.89*	0.89*	1.28*	0.95*	0.91*	1.03*	0.91*	1.07*	0.79*	0.87*	1.07*	0.80*
s	0.27**	0.24**	-0.22	0.10	0.16***	0.25	-0.31**	-0.55*	-0.83*	-0.61*	-0.20***	-0.63*
h	-0.18**	0.04	0.49*	-0.07	0.17*	0.41*	-0.28*	0.14***	0.80*	-0.32*	0.26*	0.66*
m	-0.27*	-0.12	-0.14	0.08**	0.08	0.18***	-0.45*	-0.52*	-0.56*	0.28*	0.34*	0.30*

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Coeficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	-0.02**	0.00	0.01	0.02	-0.01	-0.03
b	0.04	0.24	0.54	1.12**	0.44**	0.23	0.22	0.86*	-0.13	0.87*	0.29**	0.62*
s	-0.11	0.49**	0.32	0.55***	0.59*	0.02	-0.16	-0.51**	-0.47	-0.74*	-0.42*	-0.80*
h	-0.07	-0.05	0.13	0.21	-0.17	0.16	-0.18**	0.04	0.75*	-0.58*	-0.05	0.44*
m	0.13	-0.28	-0.74*	-0.87*	-0.32***	-0.33	-0.04	-1.43*	0.22	0.61*	0.36*	0.64*

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora



VIF <i>HML</i>	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06
VIF <i>WML</i>	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09	1.09

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	28.91*	6.72	3.11	11.51**	10.39***	15.75*	8.24	10.45**	0.32	3.46	4.70	17.71*
Estatística <i>White</i>	43.16*	14.73	23.74**	30.10**	23.85*	34.04*	30.36**	67.92*	36.41*	18.74	31.40*	44.25**
Estatística A. Darling	0.73**	2.34*	1.91*	1.59*	0.42	0.57	0.32	1.73*	0.68***	0.35	0.79**	0.18
Estatística S. Wilk	0.96**	0.92*	0.93*	0.95*	0.98	0.98	0.99	0.84*	0.97**	0.98	0.96**	0.99
Estatística Box-Pierce	2.04	1.42	0.20	0.10	0.08	1.34	0.03	0.52	1.31	0.00	2.18	0.02
Estatística <i>Ljung-Box</i>	2.11	1.47	0.21	0.11	0.09	1.38	0.03	0.54	1.35	0.00	2.26	0.02
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	2.29	1.47	0.21	0.11	0.09	1.47	0.03	0.55	1.36	0.00	2.27	0.02
VIF RM-RF	1.62	1.62	1.62	1.62	1.62	1.62	1.62	1.62	1.62	1.62	1.62	1.62
VIF <i>SMB</i>	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32
VIF <i>HML</i>	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24	1.24
VIF <i>WML</i>	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	60.67*	7.81	4.70	5.86	3.66	23.93*	45.85*	3.74	7.86	21.09*	13.81**	4.37
Estatística <i>White</i>	90.27*	18.57	24.10**	13.96	20.24	145.87*	123.61*	40.84*	45.91*	85.88*	38.32*	28.24**
Estatística A. Darling	2.33*	2.77*	1.54*	0.74**	0.75*	1.87*	1.69*	2.78*	1.52*	0.56	2.03*	0.49
Estatística S. Wilk	0.93*	0.93*	0.96*	0.99	0.97*	0.87*	0.96*	0.92*	0.97*	0.98**	0.96*	0.99
Estatística Box-Pierce	0.65	5.26**	1.07	2.72	0.02	0.28	0.00	1.47	0.00	0.01	1.03	0.35
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.66	5.36**	1.09	2.77	0.02	0.28	0.00	1.49	0.00	0.01	1.04	0.35
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.68	6.04**	1.15	2.88	0.02	0.28	0.00	1.52	0.00	0.01	1.04	0.37
VIF RM-RF	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02	1.02
VIF <i>SMB</i>	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41	1.41
VIF <i>HML</i>	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42
VIF <i>WML</i>	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/07 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	4.83	1.43	0.61	1.45	3.01	2.22	10.51**	27.13*	7.40	7.53	2.31	3.64
Estatística <i>White</i>	15.26	5.03	4.84	14.38	5.43	7.07	26.73**	41.19*	43.64*	41.02*	17.50	21.73
Estatística A. Darling	0.83**	1.54*	1.79*	1.03**	0.45	3.70*	1.28*	0.37	0.46	0.31	0.40	0.56
Estatística S. Wilk	0.97	0.89*	0.89*	0.86*	0.95**	0.77*	0.95**	0.98	0.97	0.98	0.98	0.98
Estatística Box-Pierce	2.32	0.16	0.87	0.10	0.00	0.21	8.30*	1.59	0.80	0.06	0.16	2.59
Estatística <i>Ljung-Box</i>	2.46	0.17	0.92	0.10	0.00	0.23	8.79*	1.69	0.85	0.06	0.17	2.74
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	2.65	0.17	0.95	0.11	0.00	0.35	8.95*	1.71	0.84	0.06	0.19	2.87
VIF RM-RF	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42
VIF <i>SMB</i>	2.02	2.02	2.02	2.02	2.02	2.02	2.02	2.02	2.02	2.02	2.02	2.02
VIF <i>HML</i>	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42
VIF <i>WML</i>	2.11	2.11	2.11	2.11	2.11	2.11	2.11	2.11	2.11	2.11	2.11	2.11

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

**Tabela 23 - Resultados da regressão do modelo de cinco fatores ( $R_{ci,t} - R_{irt} = a + b(RM - R_{ir})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + m(WML)_t + r(dEMBI^G)_t + e_t$ , após o tratamento dos *outliers*, identificados por meio do teste *dfbeta*, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993)**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedora (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedora (BHW). A carteira de mercado está representada pelo índice de mercado pertinente a cada país, a saber: Ibovespa (Brasil), Merval (Argentina), IPSA (Chile), IGBC (Colômbia), IPC (México) e IBVC (Venezuela). O ativo livre de risco utilizado foi o CDI de cada país. O fator *SMB* foi calculado com base na média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas pequenas menos a média do retorno mensal das três carteiras de ações de empresas grandes. O fator *HML* foi calculado com base na média do retorno mensal das duas carteiras de ações de empresas com alto *VC/VM* menos o retorno médio mensal das duas carteiras de ações de empresas com baixo *VC/VM*. O fator *WML* foi calculado com base na diferença entre a média do retorno acumulado no período de 11 meses das três carteiras compostas por ações vencedoras (maiores retornos) e a média do retorno acumulado no período de 11 meses das três carteiras compostas por ações perdedoras (menores retornos). Foi desconsiderado o retorno do último mês para que fosse evitado o fenômeno conhecido como *bid-ask bounce*, conforme sugerido por Carhart (1997). O fator *EMBI<sup>G</sup>* foi calculado com base nos valores médios da primeira diferença dos valores mensais do risco país, de forma a garantir a estacionariedade da série. O período está indicado, por país, no título de cada painel.

**PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
b	0.25*	0.27*	0.32*	0.25*	0.18*	0.35*	0.20*	0.32*	0.19*	0.23*	0.32*	0.16*
s	0.36*	0.37*	0.42**	0.36*	0.24**	0.37*	-0.53*	-0.52*	-0.26**	-0.55*	-0.55*	-0.49*
h	0.05	0.17***	0.27**	-0.01	0.06	0.18***	-0.25*	0.05	0.63*	-0.26*	0.02*	0.67
m	0.07	0.18	-0.02	0.28**	0.35*	0.04	-0.22**	-0.20***	-0.50*	0.62*	0.65*	0.60*
r	-3.41*	-2.21*	-3.17*	-2.38*	-3.16*	-1.08	-3.07*	-1.75*	-3.22*	-2.60*	-2.39*	-2.67*

**PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	-0.01	0.00	0.00	-0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
b	0.72*	1.02*	0.83*	0.75*	0.66*	1.03*	0.88*	0.78*	0.73*	0.86*	0.77*	0.83*
s	0.74*	1.53*	0.86*	1.09*	0.71*	0.10	-0.14**	-0.10**	-0.06	-0.12*	0.04	-0.13**
h	0.17***	-0.25*	0.23**	-0.42*	-0.28*	0.39*	-0.21*	0.00	0.59*	-0.24*	0.24*	0.72*
m	-0.08	0.30**	0.07	0.18**	0.13***	0.06	-0.54*	-0.22*	0.03	0.65*	0.34*	0.31*
r	-0.25	0.16	-0.30	0.10	-0.08	0.25	-0.22	0.08	-0.34**	0.03	0.13	0.10

**PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
b	0.63*	0.77*	0.89*	0.91*	0.69*	1.03*	0.77*	0.86*	1.09*	0.91*	0.67*	0.91*
s	0.62*	0.77*	0.27	0.46*	0.52*	0.66*	-0.28**	-0.30**	-0.14	-0.46*	-0.25**	-0.14
h	-0.09	-0.10	0.02	-0.13***	-0.11***	0.10	-0.42*	-0.08	0.22**	-0.60*	0.11	0.42*
m	-0.03	0.10	0.01	0.05	0.09	0.12	-0.43*	-0.67*	-0.43*	0.50	0.33*	0.49*
r	0.05	-5.24	4.48	4.13	-2.03	-2.11	0.99	-2.07	0.10	-5.46	0.30	-0.18

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.01	0.00	-0.03	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.01*	0.00	0.01	0.00
b	0.59*	0.70*	1.55*	0.81*	1.08*	0.81*	0.79*	0.54*	0.70*	0.78*	0.71*	0.80*
s	0.47*	-0.06	0.94***	0.94*	0.70**	0.33*	-0.02*	0.12	-0.12	-0.28*	-0.28**	-0.22**
h	-0.12	0.04	0.19	-0.18	0.12	0.39**	-0.46*	0.04	0.50*	-0.49*	0.03	0.47*



m	0.21	-0.35***	0.31	0.04	0.26	0.59*	-0.25***	-0.23	-0.80*	0.28*	0.69*	0.38*
r	0.78	-1.08	1.15	0.72	-1.52	0.82	1.24	-2.83	2.58	1.03	-0.62	0.34

PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00
b	0.88*	0.82*	1.12*	0.95*	0.86*	0.89*	0.86*	0.95*	0.76*	0.78*	0.98*	0.77*
s	0.27**	0.21***	-0.27***	0.10	0.14***	0.20	-0.32**	-0.59*	-0.84*	-0.64*	-0.23**	-0.64*
h	-0.19**	0.05	0.49*	-0.07	0.40**	0.28*	-0.27*	0.13	0.80*	-0.32*	0.26*	0.66*
m	-0.27*	-0.10	-0.11	0.08**	0.09	0.21**	-0.44*	-0.49*	-0.55*	0.30*	0.36*	0.31*
r	-0.35	-4.14*	-6.0*	-0.21	-1.94	-5.57*	-1.53	-4.68*	-1.09	-3.56*	-3.36*	-1.31***

PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/07 A MAR/12)

Coefficientes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
a	0.00	0.01	0.00	-0.01	0.01	0.00	-0.02***	0.00	0.02	0.02	0.00	-0.03***
b	0.07	0.18	0.63***	1.34*	0.40**	0.30	0.20	0.90*	-0.26***	0.84*	0.26**	0.64*
s	-0.13	0.49**	0.33	0.59**	0.58*	0.01	-0.16	-0.50**	-0.49***	-0.74*	-0.43*	-0.79*
h	-0.09	-0.06	0.15	0.26	-0.18	0.17	-0.18**	0.05	0.72*	-0.59*	-0.05	0.44*
m	0.17***	-0.26	-0.77*	-0.94*	-0.30***	-0.35***	-0.06	-1.44*	0.26	0.62*	0.37*	0.64*
r	-1.90*	-0.93	1.57	3.70***	-0.67	1.11	-0.33	0.73	-2.17	-0.56	-0.57	0.32

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

**Tabela 24 - Resultados dos testes de aderência das seis amostras utilizadas (brasileira, argentina, chilena, colombiana, mexicana e venezuelana) às hipóteses clássicas da estimativa por MQO (homocedasticidade, normalidade e autocorrelação) para o modelo de cinco fatores ( $R_{ci,t} - R_{irt} = a + b(RM - R_{ir})_t + s(SMB)_t + h(HML)_t + m(WML)_t + r(dEMBI^G)_t + e_t$ ), após o tratamento dos outliers, identificados por meio do teste *dfbeta*, por país, para as doze carteiras formadas segundo a metodologia de Fama e French (1993)**

As carteiras são apresentadas na seguinte ordem, da esquerda para a direita: da menor, com menor relação *VC/VM* e perdedoras (SLL) para a maior, com maior relação *VC/VM* e vencedoras (BHW). O período está indicado, por país, no título de cada painel.

PAINEL 1: BRASIL (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/98 A MAR/12)

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	26.40*	35.76*	38.61*	24.36*	25.86*	8.54	48.02*	23.60*	47.95*	48.46*	19.84*	46.96*
Estatística White	57.35*	104.18*	110.87*	63.60*	70.97*	33.62**	102.63*	93.98*	138.62*	86.37*	104.70*	74.06*
Estatística A. Darling	0.84**	0.93**	3.19*	0.57	0.20	2.06*	0.29	1.05**	1.38*	0.75***	1.63*	0.53
Estatística S. Wilk	0.98**	0.96*	0.93*	0.99***	1.00	0.95*	0.99	0.96*	0.94*	0.99***	0.94*	0.99
Estatística Box-Pierce	5.93**	0.00	0.01	1.68	0.22	0.02	0.16	0.69	0.00	0.87	1.53	3.73***
Estatística Ljung-Box	6.03**	0.00	0.01	1.71	0.22	0.02	0.17	0.70	0.00	0.88	1.55	3.79***
Estatística Breusch-Godfrey	7.22**	0.00	0.01	2.13	0.27	0.02	0.20	0.91	0.00	1.17	2.05	4.89**
VIF RM-RF	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16
VIF SMB	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06
VIF HML	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08	1.08
VIF WML	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10
VIF Risco País	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18	1.18

PAINEL 2: ARGENTINA (PERÍODO DE ANÁLISE: OUT/99 A MAR/12)

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
--------	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Estatística Breusch-Pagan	58.93*	65.97*	43.45*	26.90*	54.65*	6.77	13.82**	16.98**	10.26	7.98	4.18	46.03*
Estatística <i>White</i>	120.66*	125.27*	67.91*	66.17*	109.20*	41.62*	49.41*	71.68*	86.24*	39.98**	78.70*	99.45*
Estatística A. Darling	2.15*	1.24*	3.61*	1.02**	0.66***	2.31*	3.60*	1.23*	0.72***	1.50*	0.94**	0.25
Estatística S. Wilk	0.91*	0.97*	0.85*	0.98***	0.98**	0.92*	0.92*	0.98**	0.97**	0.97*	0.98**	0.99
Estatística Box-Pierce	0.06	0.70	4.51**	0.10	0.19	2.75	1.63	8.64*	0.77	3.78***	0.04	3.01***
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.06	0.71	4.60**	0.10	0.19	2.81***	1.66	8.81*	0.78	3.86***	0.04	3.07***
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.06	0.72	5.13**	0.11	0.21	3.21***	1.81	8.79*	0.83	3.90***	0.04	3.45***
VIF RM-RF	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31
VIF <i>SMB</i>	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16	1.16
VIF <i>HML</i>	1.12	1.12	1.12	1.12	1.12	1.12	1.12	1.12	1.12	1.12	1.12	1.12
VIF <i>WML</i>	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17	1.17
VIF Risco País	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05	1.05

**PAINEL 3: CHILE (PERÍODO DE ANÁLISE: JUN/99 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	5.65	9.73	7.20	5.68	12.76**	9.70	9.90	9.39	65.75*	30.59*	10.15	17.96**
Estatística <i>White</i>	28.71***	36.80**	15.35	16.21	26.80	28.29	30.22***	45.17*	106.92*	106.77*	62.35*	63.84*
Estatística A. Darling	3.99*	0.35	2.02*	0.53	0.43	0.74**	0.32	0.51	1.96*	0.37	0.82**	0.56
Estatística S. Wilk	0.84*	0.99	0.95*	0.96*	0.99	0.98***	0.99	0.99	0.94*	0.98**	0.98**	0.98**
Estatística Box-Pierce	6.57**	0.30	0.01	0.44	5.40**	0.54	2.34	2.22	0.26	0.06	5.78**	5.02**
Estatística <i>Ljung-Box</i>	6.70**	0.30	0.01	0.45	5.51**	0.55	2.38	2.26	0.27	0.06	5.89**	5.12**
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	7.00**	0.31	0.01	0.45	5.61**	0.58	2.46	2.33	0.27	0.06	6.22**	5.39**
VIF RM-RF	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20	1.20
VIF <i>SMB</i>	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10	1.10
VIF <i>HML</i>	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06
VIF <i>WML</i>	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11
VIF Risco País	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23	1.23

**PAINEL 4: COLÔMBIA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/05 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	29.32*	6.95	3.03	14.75**	10.63	15.37**	7.07	11.47***	4.97	5.37	4.52	17.43**
Estatística <i>White</i>	44.39*	22.41	28.10	36.98**	45.11*	37.46**	31.86**	70.68*	35.07**	27.52	44.76	45.95*
Estatística A. Darling	0.75**	2.27*	1.94*	1.59*	0.43	0.59	0.31	2.03*	0.53*	0.30	0.75	0.18**
Estatística S. Wilk	0.96**	0.92*	0.93*	0.95*	0.98	0.98	0.99	0.82*	0.98	0.98	0.96**	0.99
Estatística Box-Pierce	2.32	1.40	0.17	0.10	0.13	1.23	0.09	0.42	1.54	0.01	2.24	0.02
Estatística <i>Ljung-Box</i>	2.40	1.45	0.18	0.11	0.14	1.27	0.09	0.43	1.59	0.01	2.32	0.02
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	2.81	1.47	0.18	0.11	0.15	1.37	0.09	0.44	1.62	0.01	2.34	0.02
VIF RM-RF	2.04	2.04	2.04	2.04	2.04	2.04	2.04	2.04	2.04	2.04	2.04	2.04
VIF <i>SMB</i>	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32
VIF <i>HML</i>	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25
VIF <i>WML</i>	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19	1.19
VIF Risco País	1.38	1.38	1.38	1.38	1.38	1.38	1.38	1.38	1.38	1.38	1.38	1.38

**PAINEL 5: MÉXICO (PERÍODO DE ANÁLISE: FEV/98 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	64.36*	8.15	4.62	6.03	3.97	30.97*	46.75*	3.29	7.94	15.48**	14.11**	4.80

Estatística <i>White</i>	111.66*	29.90***	35.39**	22.81	27.64	156.94*	126.75*	53.49*	48.12*	83.13*	45.94*	44.59*
Estatística A. Darling	2.33*	2.82*	1.22*	0.74**	0.81**	1.26*	1.77*	3.73*	1.38*	0.57	1.97*	0.58
Estatística S. Wilk	0.93*	0.93*	0.97*	0.99	0.97*	0.90*	0.96*	0.91*	0.97*	0.99	0.96*	0.99
Estatística Box-Pierce	0.65	3.86**	1.72	2.79***	0.01	0.47	0.00	1.58	0.00	0.01	1.88	0.46
Estatística <i>Ljung-Box</i>	0.66	3.93**	1.75	2.84***	0.01	0.48	0.00	1.61	0.00	0.01	1.92	0.47
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	0.68	4.56**	1.85	2.96***	0.01	0.48	0.00	1.64	0.00	0.01	1.91	0.50
VIF RM-RF	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28	1.28
VIF <i>SMB</i>	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42
VIF <i>HML</i>	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42	1.42
VIF <i>WML</i>	1.29	1.29	1.29	1.29	1.29	1.29	1.29	1.29	1.29	1.29	1.29	1.29
VIF Risco País	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33

**PAINEL 6: VENEZUELA (PERÍODO DE ANÁLISE: JAN/07 A MAR/12)**

Testes	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
Estatística Breusch-Pagan	2.38	2.03	0.55	2.02	3.12	2.39	10.35	26.20	8.38	14.11	2.77	4.62
Estatística <i>White</i>	19.55	6.27	6.10	19.78	14.55	7.64	29.22	42.50	43.76	46.23	24.66	28.04
Estatística A. Darling	0.67	1.90	1.81	0.90	0.49	3.45	1.31	0.39	0.43	0.32	0.31	0.54
Estatística S. Wilk	0.97	0.87	0.89	0.88	0.96	0.77	0.94	0.98	0.97	0.98	0.98	0.98
Estatística Box-Pierce	1.55	0.24	0.79	0.00	0.04	0.04	8.87	1.09	2.36	0.13	0.19	2.88
Estatística <i>Ljung-Box</i>	1.65	0.25	0.83	0.00	0.04	0.04	9.40	1.15	2.50	0.14	0.20	3.05
Estatística <i>Breusch-Godfrey</i>	1.95	0.25	0.88	0.00	0.04	0.07	9.60	1.17	2.50	0.15	0.21	3.36
VIF RM-RF	1.58	1.58	1.58	1.58	1.58	1.58	1.58	1.58	1.58	1.58	1.58	1.58
VIF <i>SMB</i>	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03	2.03
VIF <i>HML</i>	1.44	1.44	1.44	1.44	1.44	1.44	1.44	1.44	1.44	1.44	1.44	1.44
VIF <i>WML</i>	2.16	2.16	2.16	2.16	2.16	2.16	2.16	2.16	2.16	2.16	2.16	2.16
VIF Risco País	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

**Tabela 25 - Comparação de valores de R<sup>2</sup>, teste F e erro padrão da regressão, para todos os modelos, por país, após o tratamento dos outliers, identificados por meio do teste *dfbeta*.**

PAINEL 1: BRASIL												
CAPM												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.14	0.12	0.13	0.15	0.11	0.12	0.06	0.10	0.05	0.08	0.07	0.04
Est. F	14.70*	12.40*	13.82*	16.29*	11.31*	12.55*	6.83*	10.47*	5.66*	8.82*	7.71*	4.85*
EPR***	0.09	0.09	0.12	0.08	0.08	0.09	0.08	0.08	0.11	0.09	0.10	0.10
*												
Três fatores												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.18	0.17	0.19	0.19	0.12	0.17	0.18	0.20	0.33	0.28	0.19	0.38
Est.F	10.48*	9.95*	11.00*	10.72*	6.76*	9.77*	10.16*	11.95*	21.82*	17.42*	10.66*	27.44*
EPR	0.09	0.08	0.12	0.08	0.08	0.09	0.08	0.08	0.09	0.08	0.10	0.08
Quatro fatores												

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.18	0.18	0.19	0.21	0.16	0.17	0.20	0.22	0.39	0.41	0.29	0.48
Est.F	8.37*	8.41*	8.76*	9.91*	7.65*	7.79*	9.31*	10.55*	22.86*	24.27*	15.02*	32.79*
EPR	0.09	0.08	0.12	0.08	0.07	0.09	0.08	0.08	0.09	0.07	0.09	0.07

**Cinco fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.30	0.23	0.24	0.27	0.30	0.17	0.31	0.25	0.47	0.48	0.34	0.55
Est.F	13.09*	9.37*	9.85*	11.45*	13.36*	6.91*	13.94*	10.56*	25.70*	26.83*	15.40*	35.13*
EPR	0.08	0.08	0.11	0.08	0.07	0.09	0.07	0.08	0.08	0.07	0.09	0.07

**PAINEL 2: ARGENTINA**

**CAPM**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.31	0.45	0.38	0.40	0.50	0.54	0.57	0.70	0.45	0.69	0.61	0.51
Est.F	34.90*	62.90*	47.55*	51.83*	76.40*	89.97*	99.91*	173.74*	62.68*	169.08*	118.55*	78.14*
EPR	0.17	0.23	0.19	0.17	0.12	0.12	0.09	0.07	0.10	0.09	0.08	0.11

**Três fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.56	0.85	0.64	0.83	0.81	0.62	0.63	0.71	0.73	0.75	0.65	0.77
Est.F	48.62*	208.24*	68.53*	188.01*	158.34*	61.06*	63.77*	93.75*	104.41*	114.90*	70.78*	123.77*
EPR	0.13	0.12	0.14	0.09	0.07	0.11	0.09	0.07	0.07	0.08	0.08	0.08

**Quatro fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.56	0.85	0.64	0.84	0.81	0.61	0.74	0.73	0.73	0.88	0.70	0.80
Est.F	38.87*	175.49*	54.59*	155.48*	130.01*	48.73*	86.80*	82.68*	83.03*	223.71*	72.50*	118.91*
EPR	0.13	0.12	0.14	0.09	0.07	0.11	0.07	0.07	0.07	0.06	0.07	0.07

**Cinco fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.56	0.85	0.64	0.84	0.81	0.62	0.74	0.73	0.74	0.88	0.70	0.80
Est.F	32.59*	145.85*	45.85*	129.10*	107.96*	41.03*	73.69*	68.68*	73.54*	185.23*	60.58*	98.90*
EPR	0.13	0.12	0.14	0.09	0.07	0.11	0.07	0.07	0.07	0.06	0.07	0.07

**PAINEL 3: CHILE**

**CAPM**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.27	0.46	0.24	0.41	0.39	0.47	0.42	0.48	0.49	0.38	0.40	0.44
Est.F	29.82*	64.50*	25.61*	53.89*	50.46*	67.37*	55.99*	71.89*	74.26*	47.75*	51.64*	59.96*
EPR	0.07	0.05	0.08	0.06	0.05	0.06	0.05	0.05	0.07	0.07	0.04	0.05

**Três fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.35	0.58	0.45	0.46	0.46	0.54	0.55	0.46	0.41	0.68	0.44	0.54
Est.F	21.38*	53.53*	13.52*	32.89*	33.53*	45.18*	47.29*	36.24*	40.46*	81.49*	30.45*	47.39*

EPR	0.06	0.04	0.08	0.05	0.05	0.06	0.05	0.05	0.07	0.05	0.04	0.05
-----	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------

**Quatro fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.35	0.58	0.24	0.45	0.46	0.54	0.61	0.63	0.54	0.72	0.49	0.64
Est.F	17.01*	42.81*	10.77*	26.35*	26.93*	36.29*	48.82*	52.66*	37.04*	79.57*	30.60*	54.17*
EPR	0.06	0.04	0.08	0.05	0.05	0.06	0.04	0.04	0.06	0.05	0.04	0.04

**Cinco fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.34	0.60	0.25	0.46	0.46	0.54	0.61	0.63	0.54	0.73	0.49	0.63
Est.F	14.08*	38.41*	9.29*	22.75*	22.60*	30.30*	40.52*	44.08*	30.65*	69.94*	25.34*	44.84*
EPR	0.06	0.04	0.08	0.05	0.05	0.06	0.04	0.04	0.06	0.05	0.04	0.04

**PAINEL 4: COLÔMBIA****CAPM**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.28	0.45	0.35	0.31	0.50	0.44	0.68	0.42	0.53	0.75	0.71	0.80
Est.F	17.46*	36.57*	23.94*	20.11*	44.24*	35.09*	93.77*	31.80*	50.13*	127.44*	104.11*	167.85*
EPR	0.07	0.07	0.16	0.06	0.09	0.08	0.04	0.06	0.05	0.04	0.05	0.04

**Três fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.31	0.44	0.37	0.54	0.53	0.52	0.76	0.40	0.61	0.83	0.71	0.84
Est.F	10.81*	17.93*	13.45*	26.23*	25.04*	23.98*	70.18*	15.55*	34.25*	106.66*	54.32*	113.29*
EPR	0.07	0.07	0.16	0.05	0.08	0.07	0.04	0.06	0.05	0.03	0.05	0.04

**Quatro fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.31	0.45	0.36	0.53	0.53	0.54	0.77	0.40	0.71	0.84	0.77	0.85
Est.F	8.78*	15.03*	10.73*	20.75*	20.16*	21.42*	59.13*	12.69*	42.73*	93.56*	58.86*	101.65*
EPR	0.07	0.07	0.16	0.05	0.08	0.07	0.03	0.06	0.04	0.03	0.04	0.04

**Cinco fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.30	0.44	0.35	0.53	0.52	0.54	0.77	0.41	0.72	0.84	0.77	0.85
Est.F	7.26*	12.46*	8.84*	17.15*	16.72*	17.69*	49.69*	11.13*	37.59*	78.47*	48.62*	83.77*
EPR	0.07	0.07	0.16	0.05	0.08	0.07	0.03	0.06	0.04	0.03	0.04	0.04

**PAINEL 5: MÉXICO****CAPM**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.42	0.52	0.48	0.70	0.57	0.37	0.43	0.53	0.23	0.40	0.54	0.45
Est.F	63.32*	92.85*	78.13*	194.29*	111.61*	50.49*	64.78*	94.66*	26.44*	56.91*	101.70*	69.20*
EPR	0.08	0.07	0.10	0.05	0.06	0.10	0.08	0.08	0.12	0.08	0.08	0.08

**Três fatores**

Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup>	0.45	0.54	0.57	0.70	0.61	0.47	0.48	0.56	0.51	0.75	0.56	0.70

ajustado												
Est.F	35.09*	50.32*	56.83*	99.10*	67.14*	39.19*	39.97*	53.84*	45.06*	129.41*	55.44*	97.81*
EPR	0.08	0.06	0.09	0.05	0.06	0.09	0.08	0.08	0.10	0.05	0.07	0.06
Quatro fatores												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.47	0.54	0.57	0.70	0.61	0.48	0.55	0.64	0.58	0.78	0.60	0.73
Est.F	31.37*	41.16*	45.99*	80.24*	54.10*	32.21*	42.60*	59.86*	47.43*	121.03*	51.67*	93.49*
EPR	0.08	0.06	0.09	0.05	0.06	0.09	0.07	0.07	0.09	0.05	0.07	0.05
Cinco fatores												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.47	0.56	0.60	0.70	0.62	0.51	0.55	0.66	0.58	0.80	0.61	0.73
Est.F	26.00*	36.49*	42.66*	66.49*	46.17*	30.06*	35.72*	54.97*	39.44*	111.08*	45.38*	78.49*
EPR	0.08	0.06	0.09	0.05	0.06	0.09	0.07	0.07	0.09	0.05	0.07	0.05
PAINEL 6: VENEZUELA												
CAPM												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.03	-0.01	0.03	0.14	0.04	-0.01	0.02	0.09	-0.04	0.10	0.08	0.46
Est.F	1.85*	0.65*	1.83*	4.97*	2.11*	0.72*	1.62*	3.50*	0.05*	3.81*	3.31*	22.48*
EPR	0.08	0.11	0.18	0.20	0.11	0.15	0.08	0.27	0.17	0.13	0.07	0.14
Três fatores												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.01	0.01	0.05	0.13	0.14	0.02	0.15	0.58	0.27	0.38	0.09	0.54
Est.F	1.06*	1.17*	1.63*	2.87*	3.10*	1.24*	3.26*	18.55*	5.73*	8.81*	2.25*	15.70*
EPR	0.08	0.11	0.17	0.20	0.10	0.15	0.07	0.18	0.14	0.11	0.07	0.13
Quatro fatores												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.02	0.06	0.22	0.30	0.21	0.05	0.14	0.85	0.28	0.58	0.35	0.67
Est.F	1.17*	1.63*	3.87*	5.35*	3.69*	1.52*	2.59*	59.69*	4.86*	14.86*	6.41*	20.85*
EPR	0.08	0.11	0.16	0.18	0.10	0.15	0.07	0.11	0.14	0.09	0.06	0.11
Cinco fatores												
Dados	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
R <sup>2</sup> ajustado	0.10	0.05	0.22	0.34	0.20	0.04	0.12	0.85	0.29	0.57	0.35	0.66
Est.F	1.94*	1.43*	3.34*	5.32*	3.09*	1.33*	2.14*	49.07*	4.46*	12.23*	5.44*	17.03*
EPR	0.07	0.11	0.16	0.17	0.10	0.15	0.07	0.11	0.14	0.09	0.06	0.11

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

\*\*\*\* EPR: Erro padrão da regressão.

Fonte: Elaboração da autora

**Tabela 26 - Resultado do teste de Wald por carteira, por país, após o tratamento dos outliers, identificados por meio do teste *dfbeta*.**

Teste feito para comparar o modelo de cinco fatores (CF) com os modelos CAPM, de três (3F) e de quatro fatores (4F); o modelo de quatro fatores com os modelos de três fatores e com o CAPM; e o modelo de três fatores com o modelo CAPM.

**PAINEL 1: BRASIL**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	10.60*	6.98*	6.89*	7.72*	12.80*	3.69**	16.25*	9.55*	33.53*	32.52*	17.71*	47.57*
CF X TF (2)	14.81*	6.83*	6.17*	10.46*	22.99*	1.15	17.47*	6.27*	22.27*	32.43*	19.99*	30.80*
CF X QF (3)	29.45*	11.53*	12.28*	14.95*	34.23*	2.24	29.15*	8.31*	23.97*	23.25*	12.21*	23.99*
QF X CAPM (4)	3.68**	5.13*	4.77*	4.89*	4.71*	4.14**	10.21*	9.54*	32.23*	31.38*	18.30*	48.66*
QF X TF (5)	0.14	1.99	0.06	5.50**	9.79*	0.07	4.95**	4.05***	18.05*	36.67*	26.00*	33.02*
TF X CAPM (6)	5.48*	6.66*	7.16*	4.47**	2.07	6.22*	12.54*	12.06*	35.65*	23.65*	12.56*	47.34*

**PAINEL 2: ARGENTINA**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	21.68*	101.71*	27.79*	99.05*	61.39*	8.02*	26.35*	5.53*	43.22*	59.54*	12.76*	53.67*
CF X TF (2)	0.80	3.99**	0.82	2.67***	2.16	0.98	34.68*	5.92*	3.80**	79.33*	14.33*	11.97*
CF X QF (3)	1.09	0.52	1.40	0.41	0.40	1.57	2.78	0.40	7.50**	0.06	0.99	0.58
QF X CAPM (4)	28.53*	135.89*	36.49*	132.48*	82.06*	10.13*	33.79*	7.27*	52.76*	79.89*	16.68*	71.58*
QF X TF (5)	0.52	7.49**	0.25	4.96**	3.93***	0.40	65.77*	11.49*	0.10	159.62*	27.67*	23.42*
TF X CAPM (6)	42.68*	191.58*	54.89*	191.06*	118.73*	15.06*	12.33**	4.81*	79.58*	19.18*	9.46*	82.92*

**PAINEL 3: CHILE**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	4.73*	14.10*	1.10	4.60*	5.58*	6.67*	19.20*	15.90*	4.94*	49.91*	7.62*	21.16*
CF X TF (2)	0.04	3.94**	0.88	1.78	0.86	0.79	12.41*	30.67*	5.79*	15.32*	8.74*	17.99*
CF X QF (3)	0.00	7.29**	1.68	2.98***	0.97	0.71	0.26	1.06	0.00	6.61**	0.03	0.01
QF X CAPM (4)	6.35*	15.70*	0.90	5.07*	7.12*	8.68*	25.64*	20.83*	6.64*	61.97*	10.22*	28.41*
QF X TF (5)	0.07	0.56	0.08	0.58	0.75	0.88	24.68*	60.26*	11.66*	23.13*	17.56*	36.22*
TF X CAPM (6)	9.55*	23.34*	1.32	7.33*	10.33*	12.59*	22.52*	0.80	3.85**	70.80*	5.89*	19.79*

**PAINEL 4: COLÔMBIA**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	1.82	0.68	1.19	10.92*	1.95	5.35*	9.24*	0.88	14.82*	14.14*	6.71*	9.15*
CF X TF (2)	0.45	1.28	0.18	0.12	0.58	2.89***	2.74***	1.73	17.20*	4.40**	10.92*	4.64*
CF X QF (3)	0.13	0.28	0.05	0.20	0.35	0.14	1.32	2.32	4.01***	1.30	0.22	0.09
QF X CAPM (4)	2.41***	0.83	1.58	14.64*	2.51***	7.16*	11.84*	0.40	17.77*	18.34*	8.96*	12.31*
QF X TF (5)	0.78	2.29	0.31	0.05	0.83	5.70**	4.15**	1.13	29.31*	7.47**	21.83*	9.29*
TF X CAPM (6)	3.23**	0.09	2.24	22.20*	3.36**	7.47*	15.10*	0.04	8.92*	22.04*	2.02	12.55*

**PAINEL 5: MÉXICO**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	4.61*	4.46*	13.36*	1.48	6.33	12.74*	12.37*	16.99*	35.13*	82.56*	8.31*	45.91*
CF X TF (2)	4.70**	4.52**	6.60*	1.08	2.23	6.54*	14.32*	25.39*	14.00*	18.75*	11.34*	12.52*
CF X QF (3)	0.06	6.38**	11.41*	0.05	3.08***	10.24*	1.13	11.45*	0.38	13.86*	6.01**	1.64
QF X CAPM (4)	6.16*	3.69**	13.17*	1.96	7.32*	12.85*	16.10*	17.71*	46.89*	97.80*	8.81*	60.43*
QF X TF (5)	9.39*	2.57	1.68	2.12	1.37	2.68	27.48*	36.98*	27.72*	21.92*	16.18*	23.32*
TF X CAPM (6)	4.33**	4.22**	18.84*	1.87	10.27*	17.75*	8.97*	6.63*	48.60*	120.47*	4.69**	69.58*

**PAINEL 6: VENEZUELA**

Modelo/Carteira	SLL	SML	SHL	SLW	SMW	SHW	BLL	BML	BHL	BLW	BMW	BHW
CF X CAPM (1)	1.91	1.81	3.87**	4.73*	3.37**	1.61	2.31***	62.85*	6.65*	14.33*	5.84*	7.87*

CF X TF (2)	3.47**	1.87	6.04*	8.40*	2.63***	1.45	0.15	42.77*	1.61	11.23*	10.05*	8.90*
CF X QF (3)	5.25**	0.54	0.77	3.64	0.34	0.43	0.15	0.34	1.95	0.28	0.76	0.07
QF X CAPM (4)	0.73	2.25	4.93*	4.81**	4.45	2.03	3.09**	84.93*	8.05*	19.32*	7.58*	10.69*
QF X TF (5)	1.54	3.24***	11.37*	12.43	4.99**	2.49**	0.15*	86.46*	1.25*	22.53*	19.44*	18.11*
TF X CAPM (6)	0.33	1.67	1.40	0.81*	3.84	1.75**	4.64*	29.45*	11.39*	12.06*	1.17	5.09*

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora

**Tabela 27 - Resultado do teste de Wald por grupo de carteiras, por país, após o tratamento dos outliers, identificados por meio do teste *dfbeta***

Teste feito para comparar o modelo de cinco fatores (CF) com os modelos CAPM, de três (3F) e de quatro fatores (4F); o modelo de quatro fatores com os modelos de três fatores e com o CAPM; e o modelo de três fatores com o modelo CAPM.

PAINEL 1: BRASIL						
Modelo/Carteira	SMALL	BIG	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	11.43*	23.91*	55.26*	21.06*	34.39*	22.11*
CF X TF (2)	14.89*	14.89*	17.84*	17.84*	39.43*	21.39*
CF X QF (3)	26.42*	26.42*	30.49*	30.49*	26.54*	26.54*
QF X CAPM (4)	5.58*	19.99*	53.89*	15.19*	32.05*	17.87*
QF X TF (5)	2.92***	2.92***	4.39**	4.39**	45.31*	14.07*
TF X CAPM (6)	6.83	28.21	77.06	20.18	20.06	18.33
PAINEL 2: ARGENTINA						
Modelo/Carteira	SMALL	BIG	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	181.11*	11.31*	75.02*	32.62*	61.68*	36.95*
CF X TF (2)	3.89**	3.89**	6.96*	6.96*	106.49*	54.28*
CF X QF (3)	0.06	0.06	0.02	0.02	0.04	0.04
QF X CAPM (4)	243.05*	15.16*	100.69*	43.77*	82.78*	49.58*
QF X TF (5)	7.77**	7.77**	14.00*	14.00*	214.36*	109.24*
TF X CAPM (6)	344.71*	18.02*	132.27*	53.87*	6.90*	11.34*
PAINEL 3: CHILE						
Modelo/Carteira	SMALL	BIG	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	51.20*	30.61*	43.43*	85.71*	73.17*	56.94*
CF X TF (2)	2.80***	2.80***	2.20	2.20	81.06*	102.30*
CF X QF (3)	2.55	2.55	0.27	0.27	2.91*	2.91*
QF X CAPM (4)	66.71*	39.55*	58.11*	114.77*	95.35*	73.99*
QF X TF (5)	3.01**	3.01**	4.15**	4.15**	157.16*	199.09*
TF X CAPM (6)	97.24*	57.05*	83.33*	166.54*	31.36*	4.89*
PAINEL 4: COLÔMBIA						
Modelo/Carteira	SMALL	BIG	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	32.89*	3.28**	17.01*	15.47*	9.38*	11.14*
CF X TF (2)	0.50	0.50	1.50	1.50	15.53*	18.86*
CF X QF (3)	0.09	0.09	2.98***	2.98***	0.04	0.04
QF X CAPM (4)	44.32*	4.39**	21.16*	19.17*	12.65*	15.01*
QF X TF (5)	0.93	0.93	0.01	0.01	31.39*	38.13*



TF X CAPM (6)	66.07*	6.12*	32.12*	29.09*	2.39	2.38
---------------	--------	-------	--------	--------	------	------

**PAINEL 5: MÉXICO**

Modelo/Carreira	<i>SMALL</i>	<i>BIG</i>	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	23.27*	80.83*	116.46*	103.33*	92.22*	101.06*
CF X TF (2)	11.58*	11.58*	8.93*	8.93*	67.10*	169.53*
CF X QF (3)	22.70*	22.70*	17.84*	17.84*	22.31*	22.31*
QF X CAPM (4)	20.72*	88.51*	135.43*	119.55*	102.25*	112.68*
QF X TF (5)	0.41	0.41	0.02	0.02	99.04*	280.34*
TF X CAPM (6)	30.99*	133.02*	204.35*	180.38*	65.14*	10.71*

**PAINEL 6: VENEZUELA**

Modelo/Carreira	<i>SMALL</i>	<i>BIG</i>	HIGH	LOW	WINNER	LOOSER
CF X CAPM (1)	6.98*	46.06*	15.88*	13.87*	6.60*	94.76*
CF X TF (2)	8.07*	8.07*	5.01**	5.01**	11.46*	53.37*
CF X QF (3)	0.03	0.03	0.67	0.67	0.03	0.03
QF X CAPM (4)	9.50*	62.76*	21.10*	18.40*	8.99*	129.12*
QF X TF (5)	16.46*	16.46*	9.41*	9.41*	23.39*	109.06*
TF X CAPM (6)	4.50*	64.30*	22.79*	19.36*	1.20*	41.55*

\*Significância estatística a 1%; \*\*Significância estatística a 5%; \*\*\*Significância estatística a 10%.

Fonte: Elaboração da autora