

**Insper Instituto de Ensino e Pesquisa  
Faculdade de Administração e Economia**

**Octavio Portolano Machado**

**UM TESTE EMPÍRICO PARA O CAPM INTERTEMPORAL  
UTILIZANDO DADOS BRASILEIROS**

**São Paulo  
2012**

Octavio Portolano Machado

**Um teste empírico para o CAPM Intertemporal utilizando dados brasileiros**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientadora:  
Profa. Dra. Adriana Bruscato Bortoluzzo – Insper

**São Paulo  
2012**

Machado, Octavio Portolano

Um teste empírico para o CAPM Intertemporal utilizando dados brasileiros / Octavio Portolano Machado. – São Paulo: Insper, 2012.

69 f.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientadora: Profa. Dra. Adriana Bruscato Bortoluzzo

1. Finanças 2. Modelos de Precificação 3. Correlação Condicional

Octavio Portolano Machado

**Um teste empírico para o CAPM Intertemporal utilizando dados  
brasileiros**

Monografia apresentada à Faculdade de Economia do Insper, como parte dos requisitos para conclusão do curso de graduação em Economia.

Aprovado em Junho de 2012.

**EXAMINADORES**

---

Profa. Dra. Adriana Bruscato Bortoluzzo  
Orientadora

---

Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente  
Examinador

---

Prof. Me. Sérgio Ricardo Martins  
Examinador

## Agradecimentos

Agradeço, primeiramente, a meus pais pela compreensão e incessante apoio nos anos de graduação. Agradeço também aos colegas que contribuíram para o meu desenvolvimento e tornaram a jornada um pouco mais fácil de encarar: Annibal Gonçalves, Daniel Miranda, Fernando Aragão, Gustavo Joaquim, Pedro Lemos e Victor Miranda. Agradeço minha orientadora, Profa. Dra. Adriana Bruscatto Bortoluzzo, pelo entusiasmo e apoio constantes no desenvolvimento do projeto. Agradeço também o Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente e o Prof. Me. Sérgio Ricardo Martins pela prontidão e disponibilidade em me ajudar sempre que necessário. Dois professores merecem destaque na minha formação acadêmica no Insper: Prof. Dr. Eduardo de Carvalho Andrade e Prof. Me. Sérgio Ricardo Martins. Agradeço aos dois pelas oportunidades dadas e pelo enorme aprendizado que essa convivência rendeu.

## Dedicatória

Dedico este trabalho a meu pai, a primeira pessoa com quem conversei sobre Economia e o maior entusiasta nas minhas investidas acadêmicas.

## Resumo

MACHADO, Octavio Portolano. Um teste empírico para o CAPM Intertemporal utilizando dados brasileiros. São Paulo, 2012. 69 p. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

O objetivo desse estudo é analisar a validade empírica do *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (ICAPM) utilizando dados brasileiros. Para tanto, utiliza-se a metodologia de Bali e Engle (2010), que permite a estimação das séries de covariância condicional entre os retornos de portfólios de ações e os fatores de precificação do modelo. Num segundo estágio, essas covariâncias são utilizadas como variáveis explicativas na estimação da equação de precificação. Os resultados encontrados apontam para a validação do modelo entre o período de março de 2003 e dezembro de 2011. Em particular, o coeficiente de aversão ao risco é positivo e significativo, indicando que investidores só aceitam assumir maiores riscos se forem compensados com maiores retornos, mesmo num ambiente de decisão intertemporal. Além disso, ativos altamente correlacionados com os outros fatores de precificação utilizados (variação da taxa de juros e da taxa de câmbio) devem oferecer um retorno esperado maior. O estudo do período da crise de 2008 mostra que grandes eventos podem alterar as relações encontradas e que, portanto, a análise dos resultados requer cautela.

Palavras-chave: CAPM Intertemporal, Correlações Condicionais, *Hedge* Intertemporal, Grau de Aversão ao Risco

## Abstract

MACHADO, Octavio Portolano. An empirical test for the Intertemporal CAPM using Brazilian data. São Paulo, 2012. 69 p. Monograph – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

The aim of this study is to test the empirical validity of the Intertemporal Capital Asset Pricing Model (ICAPM) using Brazilian data. To achieve this, we follow Bali and Engle (2010) and estimate the conditional covariance series between the returns of stock portfolios and the model's pricing factors. In a second step, these covariances are used as explanatory variables when estimating the pricing equation. Results lead to evidence in favor of the ICAPM for the period between March 2003 and December 2011. The risk aversion coefficient is estimated to be positive and significant, meaning that investors will only bear more risk if compensated with higher expected returns, even in a dynamic decision environment. Moreover, assets that are highly correlated with the other pricing factors used (changes in interest rates and exchange rates) should offer higher expected returns. The analysis of the 2008 crisis period shows that such events can change the relationship between the variables studied and thus, the interpretation of the results found must be made with caution.

Keywords: Intertemporal CAPM, Conditional Correlations, Intertemporal Hedging, Risk Aversion Coefficient

# Sumário

<b>1. Introdução</b> .....	11
<b>2. Revisão de Literatura</b> .....	15
<b>3. Metodologia</b> .....	20
3.1 O <i>Intertemporal Capital Asset Pricing Model</i> (ICAPM).....	20
3.2 Variáveis Utilizadas.....	28
3.3 Dados.....	30
<b>4. Resultados</b> .....	33
4.1 Resultados do DCC.....	33
4.2 Resultados da Equação de Precificação.....	38
<b>5. Conclusão</b> .....	43
<b>6. Referências</b> .....	47
<b>7. Apêndices</b> .....	50
7.1 Apêndice I – Lista de ações utilizadas.....	50
7.2 Apêndice II – Gráficos das variáveis de estado utilizadas.....	55
7.3 Apêndice III – Modelos de Correlação Dinâmica (DCC) estimados.....	58
7.4 Apêndice IV – Gráficos das séries de Correlação Dinâmica estimadas com base nos modelos DCC.....	64
7.5 Apêndice V – Resultados para a sub-amostra supondo comportamento simétrico das covariâncias.....	69

## Lista de Tabelas

<b>Tabela 1</b> – Resumo da Literatura Empírica .....	17
<b>Tabela 2</b> – Resumo descritivo: retornos diários das carteiras compostas pelo Valor de Mercado para o período de Março de 2003 a Dezembro de 2011 .....	31
<b>Tabela 3</b> – Resumo descritivo: taxa livre de risco ( <i>Risk-Free</i> ), retornos diários da carteira de mercado (Ibovespa), retorno diário das variáveis de estado (IRF-M e Câmbio) para o período de Março de 2003 a Dezembro de 2011 .....	32
<b>Tabela 4</b> – Sinal dominante da correlação condicional e porcentagem de casos em que o parâmetro de assimetria do DCC é significativo .....	36
<b>Tabela 5</b> – Resultados da equação de precificação estimada via SUR para a amostra completa.....	40
<b>Tabela 6</b> – Resultados da equação de precificação estimada via SUR para as sub-amostras supondo comportamento assimétrico das covariâncias .....	42
<b>Tabela 7</b> – Lista de empresas utilizadas e período no qual foram analisadas.....	50
<b>Tabela 8</b> – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno do Ibovespa assumindo comportamento assimétrico .....	58
<b>Tabela 9</b> – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno do Ibovespa assumindo comportamento simétrico .....	59
<b>Tabela 10</b> – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno do IRF-M assumindo comportamento assimétrico.....	60
<b>Tabela 11</b> – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno do IRF-M assumindo comportamento simétrico .....	61
<b>Tabela 12</b> – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno da taxa de câmbio assumindo comportamento assimétrico .....	62
<b>Tabela 13</b> – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno da taxa de câmbio assumindo comportamento simétrico .....	63
<b>Tabela 14</b> – Resultados da equação de precificação estimada via SUR para as sub-amostras supondo comportamento simétrico das covariâncias .....	69

## Lista de Figuras

<b>Figura 1</b> – Correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos do Ibovespa.....	35
<b>Figura 2</b> – Preço de fechamento Ibovespa (março de 2003 a dezembro de 2011) ..	55
<b>Figura 3</b> – Log-retorno do Ibovespa (março de 2003 a dezembro de 2011) .....	55
<b>Figura 4</b> – Índice de renda fixa IRF-M (março de 2003 a dezembro de 2011) .....	56
<b>Figura 5</b> – Log-retorno do IRF-M (março de 2003 a dezembro de 2011) .....	56
<b>Figura 6</b> – Taxa de câmbio <i>spot</i> US\$/R\$ (março de 2003 a dezembro de 2011).....	57
<b>Figura 7</b> – Log-retorno da taxa de câmbio <i>spot</i> US\$/R\$ (março de 2003 a dezembro de 2011) .....	57
<b>Figura 8</b> – Correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos do IRF-M .....	64
<b>Figura 9</b> – Correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos da Taxa de Câmbio .....	65
<b>Figura 10</b> – Correlações simétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos do Ibovespa.....	66
<b>Figura 11</b> – Correlações simétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos do IRF-M .....	67
<b>Figura 12</b> – Correlações simétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos da Taxa de Câmbio .....	68

## 1. INTRODUÇÃO

O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) é o primeiro, e talvez mais importante, modelo de equilíbrio geral que tem por objetivo a precificação dos ativos em uma economia. O modelo prevê que o prêmio por risco de qualquer ativo depende linearmente da covariância do seu retorno com o retorno de um portfólio que contenha toda a riqueza investida na economia, conhecido como “carteira de mercado”.

Por ser extremamente simples, o CAPM é largamente utilizado tanto entre acadêmicos quanto entre profissionais de Finanças. A simplicidade, entretanto, tem um custo: o CAPM falha na maioria dos seus testes empíricos. Diversos estudos na literatura<sup>1</sup> mostram que o retorno de um ativo não pode ser determinado exclusivamente pela covariância com o retorno da carteira de mercado. O modelo também enfrenta uma série de contestações teóricas, dentre elas, o fato do CAPM ser um modelo de um período.

Em função dos resultados pouco convincentes nos testes empíricos do CAPM, muitos autores propuseram uma série de modelos multifatoriais. Nesses modelos, o prêmio por risco de um ativo não depende apenas do prêmio por risco da carteira de mercado. Os de maior destaque são o modelo de três fatores de Fama e French (1992) e o *Arbitrage Pricing Theory* (APT) de Ross (1976). Ainda que esses modelos apresentem bons resultados empíricos, Campbell e Vuolteenaho (2004) afirmam que tais modelos não conseguem microfundamentar as decisões e expectativas dos investidores.

Conciliando a existência de mais de um fator na precificação de ativos com o uso do conceito de maximização de utilidade, Merton (1973) propõe o *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (ICAPM). Esse modelo generaliza o CAPM, relaxando a suposição de que o horizonte de investimento é de apenas um período. A idéia básica do modelo é de que o conjunto de oportunidades de investimento dos investidores<sup>2</sup> muda ao longo do tempo, hipótese essa não adotada pelo CAPM por ser um modelo de um período. Mudanças nesse conjunto de oportunidades de investimento são causadas por variáveis denominadas variáveis de estado. Por

---

<sup>1</sup> Os primeiros testes empíricos que levam à rejeição do CAPM são Black, Jensen e Scholes (1972) e Blume e Friend (1973).

<sup>2</sup> O conjunto de oportunidades de investimento contém todas as combinações possíveis de risco e retorno as quais um investidor tem acesso em um dado período de tempo (ALMEIDA, 2010).

exemplo, mudanças na taxa de juros afetam o plano de consumo futuro dos investidores, no sentido de que uma taxa de juros menor implica em um nível de consumo menor no futuro para um dado estoque de riqueza<sup>3</sup>. Sendo assim, os investidores terão também uma demanda por ativos que possam protegê-los de mudanças desfavoráveis no conjunto de oportunidades de investimento, isto é, uma demanda por *hedge*.

O ICAPM prevê, portanto, que o prêmio por risco de um ativo dependerá não somente da covariância com o retorno da carteira de mercado, mas também da sua covariância com as variáveis de estado. Dessa maneira, um investidor será remunerado tanto pelo risco sistemático que ele incorre, quanto pelo risco de que o conjunto de oportunidades de investimento se altere de forma desfavorável. Segundo Merton (1973), a vantagem do ICAPM sobre sua contraparte estática é que o modelo continua relativamente simples e tratável, é consistente com o conceito de maximização de utilidade e ainda prevê uma relação entre fatores e o prêmio por risco mais condizente com as evidências empíricas.

Ainda que o ICAPM tenha se mostrado uma solução elegante para os problemas encontrados no CAPM, nem todas as suas implicações teóricas foram comprovadas empiricamente. A principal questão em aberto é a relação entre risco e retorno num modelo de múltiplos períodos. O ICAPM prevê uma relação intertemporal positiva entre risco e retorno, entretanto, não existe consenso na literatura empírica sobre o sinal dessa relação, conforme é detalhado adiante.

Parece bastante intuitivo que, em um determinado instante, os investidores só aceitarão incorrer mais risco se forem recompensados com maiores retornos. Entretanto, quando se considera o problema intertemporal, a relação não parece tão óbvia. Pode-se argumentar, por exemplo, que em períodos nos quais a volatilidade dos ativos é maior, os investidores optem por poupar mais, de modo que não exijam um maior prêmio por risco. Ainda, se todos os ativos usados para transferir renda ao futuro tiverem risco e não houver ativo livre de risco, os preços dos ativos com risco aumentarão, reduzindo consideravelmente o prêmio por risco (GLOSTEN, JAGANNATHAN e RUNKLE, 1993).

---

<sup>3</sup> Merton (1973) mostra que, mesmo sob um arcabouço de decisão de múltiplos períodos, se o conjunto de oportunidades de investimento for considerado fixo, o ICAPM se reduz na equação de precificação usual do CAPM, isto é, o prêmio por risco de um ativo dependerá exclusivamente da sua covariância com a carteira de mercado.

Sendo assim, uma das perguntas que esse estudo busca responder é: qual é a relação intertemporal entre risco e retorno para o Brasil? De maneira mais geral, quer-se responder: é possível comprovar empiricamente as previsões do ICAPM com o uso de dados brasileiros?

É de extrema relevância entender a relação intertemporal entre risco e retorno. Segundo Backus e Gregory (1993), relações intertemporais negativas são consistentes com um baixo grau de aversão ao risco dos investidores. Abel (1988) também desenvolve um modelo em que o equilíbrio é consistente com uma relação intertemporal negativa entre risco e retorno. Dessa maneira, o teste para o ICAPM busca entender o sinal dessa relação para o caso brasileiro.

Outro ponto importante é que não há restrição no ICAPM sobre o sinal da relação entre o prêmio por risco de um ativo e a covariância com os fatores do modelo (FAMA, 1996, p. 457). Relações positivas entre a covariância com um fator e o retorno esperado de determinado ativo indicam que o retorno esperado desse ativo deve aumentar quando a covariância com o fator aumenta. O que os dados empíricos podem nos dizer sobre tais relações?

Conforme explicado em Bali e Engle (2010), quando o conjunto de oportunidades de investimento é estocástico, os investidores irão ajustar suas estratégias para se proteger de mudanças desfavoráveis nesse conjunto. Entender o sinal da relação entre o prêmio por risco de um ativo qualquer e o prêmio por risco das variáveis de estado é crucial para determinar a importância que os investidores dão ao *hedge* intertemporal. Dessa maneira, as variáveis de estado que apresentarem relação significativa com o prêmio de risco serão utilizadas como fatores de precificação. Sendo assim, é possível testar quais são as variáveis que os investidores brasileiros consideram importantes para compor o *hedge* intertemporal.

Esse estudo busca entender se o ICAPM é válido empiricamente para o Brasil. Para responder a essa pergunta, estima-se e testa-se a validade do modelo utilizando dados brasileiros para o período de 2003 a 2011. Para tanto, adota-se a metodologia de estimação proposta por Bali e Engle (2010). Conforme é explicado adiante, essa metodologia possui a vantagem de permitir que as séries de covariâncias condicionais sejam utilizadas como regressores na equação de precificação do modelo. Dessa maneira, ao contrário da representação da equação de apreçamento via betas, a metodologia empregada aqui não ignora a variação temporal existente nas covariâncias dos ativos com os fatores de precificação.

O estudo utiliza portfólios de ações ordenados pelo seu valor de mercado e divididos em decis. Os fatores de precificação utilizados foram: o retorno do Ibovespa, a variação do IRF-M (índice de renda fixa utilizado como *proxy* para a taxa de juros) e a variação da taxa de câmbio.

A principal conclusão do trabalho é a confirmação da validade empírica do ICAPM para o período analisado. O prêmio por risco estimado é positivo e significativo, o que implica uma relação positiva entre risco e retorno num ambiente de investimento dinâmico. Além disso, os coeficientes associados à covariância dos portfólios com mudanças na taxa de juros e taxa de câmbio também são positivos e significativos: ativos que possuem maior covariância com a taxa de juros e/ou a taxa de câmbio devem apresentar retornos esperados maiores. Uma interpretação alternativa é de que os investidores utilizam essas variáveis (taxa de juros e taxa de câmbio) como instrumentos para compor seu *hedge* intertemporal.

Finalmente, analisa-se o impacto que a crise de 2008 teve sobre os resultados encontrados, ao dividir-se a amostra total em duas sub-amostras (antes e depois da crise). O resultado encontrado é de que a crise representou um choque de preferências para os investidores brasileiros. Em particular, o coeficiente de aversão ao risco é insignificante antes da crise, mas positivo e significativo depois. Além disso, os resultados apontam que a covariância entre os retornos dos portfólios de ações e variações na taxa de câmbio só se torna significativa para o período do pós-crise. Esses resultados indicam que é preciso cautela antes de assumir que a relação encontrada pelo ICAPM é imutável ao longo do tempo: situações adversas nos mercados financeiros podem levar a choques de preferências que alterem significativamente a relação entre as variáveis estudadas.

Este trabalho está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. Na Seção 2 faz-se uma revisão da literatura de Finanças focalizando estudos sobre relação intertemporal entre risco e retorno e trabalhos que buscam validar o ICAPM. A Seção 3 apresenta o modelo e a metodologia de Bali e Engle (2010), além de descrever as variáveis e os dados utilizados. Na Seção 4 são apresentados e discutidos os principais resultados e a última seção conclui o estudo.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

Existe na literatura de Finanças uma grande quantidade de estudos que buscam entender a relação intertemporal entre risco e retorno. O ponto interessante é que não há consenso entre os resultados empíricos. Mesmo usando dados similares e para períodos parecidos, diversos autores chegam a conclusões opostas. Uma possível explicação para a divergência nas conclusões é que as metodologias empregadas também são bastante variadas, não havendo uma única maneira de testar essa relação.

Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988) estimam um modelo em que o retorno condicional depende da variância condicional através de um *GARCH-in-mean* multivariado e concluem que a relação intertemporal entre risco e retorno é positiva. Além disso, os autores explicam o prêmio por risco como função de retornos defasados e inovações no consumo, e descobriram que essas variáveis são relevantes para explicar o prêmio por risco. Isso fortalece a idéia de que um modelo de múltiplos fatores que contemple variáveis que ajudam a prever retornos futuros é mais adequado do que o CAPM de um único fator. Os dados utilizados são americanos, com frequência trimestral, para o período de 1959 até 1984.

Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) também se utilizam de modelos GARCH para testar a relação intertemporal entre risco e retorno. Entretanto, permitem que a volatilidade apresente efeitos assimétricos, isto é, o comportamento da volatilidade muda, dependendo se o retorno passado foi positivo ou negativo<sup>4</sup>. Usando essa metodologia, os autores encontram uma relação negativa e significativa entre risco e retorno. Nesse estudo, os autores se utilizam de dados mensais do mercado americano para o período de 1951 até 1989.

Campbell (1996) propõe um modelo intertemporal em que o prêmio por risco de um ativo depende do prêmio por risco da carteira de mercado, de variáveis que ajudam a prever retornos futuros e do retorno sobre o capital humano<sup>5</sup>. A técnica de estimação empregada pelo autor são os modelos autorregressivos vetoriais (VAR) e, para testar a robustez de seu modelo, utiliza-se tanto de dados mensais para o

---

<sup>4</sup> O modelo proposto pelos autores é conhecido na literatura como *Threshold ARCH* (TARCH) ou *GJR Model*, em referência aos autores.

<sup>5</sup> O argumento do autor para a inclusão dessa variável é o de que, embora a carteira de mercado capture toda a riqueza financeira, ela não captura a riqueza gerada pelo outro fator de produção: o capital humano.

período de 1952 até 1990, quanto dados anuais de 1871 até 1990. Os dados são todos do mercado americano. Nas duas amostras, o autor encontra um coeficiente de aversão ao risco muito maior do que o restante da literatura e, portanto, uma relação positiva entre risco e retorno.

Brandt e Kang (2004) também estimam um VAR que é capaz de identificar tanto a relação condicional entre risco e retorno quanto a sua relação incondicional, utilizando dados americanos mensais para o período de 1946 a 1998. Os autores concluem que, embora a relação incondicional seja positiva (o que vai de acordo com a literatura), a relação condicional é negativa e estatisticamente significativa. Segundo os autores, essa diferença entre a relação condicional e incondicional pode ser a explicação para a divergência de resultados encontrados na literatura.

Ghysels, Santa-Clara e Valkanov (2005) encontram uma relação positiva e significativa entre risco e retorno, usando um estimador diferente para a matriz de covariância, o *Mixed Data Sampling* (MIDAS). Os autores argumentam que esse estimador apresenta maior poder do que a metodologia GARCH. De fato, os autores também conduzem o teste usando modelos GARCH-M e não encontram significância estatística no *trade-off* entre risco e retorno. O estudo se utiliza de dados americanos mensais para a amostra de 1928 até 2000.

Outros estudos que encontram uma relação intertemporal positiva entre risco e retorno com metodologias similares às apresentadas incluem: Scruggs (1998), Guo e Whitelaw (2006), Bali e Peng (2006), Lundblad (2007) e Bali (2008). Outros exemplos de trabalhos que encontram uma relação intertemporal negativa são: Campbell (1987), Nelson (1991) e Whitelaw (1994).

A tabela a seguir resume os principais trabalhos da literatura empírica ressaltando a frequência dos dados, amostra utilizada, metodologia empregada e o resultado observado.

**Tabela 1 – Resumo da Literatura Empírica.**

<b>Autor</b>	<b>País</b>	<b>Frequência</b>	<b>Amostra</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Relação Risco-Retorno</b>
Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988)	EUA	Trimestral	1959-1984	GARCH-M	Positiva e significativa
Campbell (1987)	EUA	Mensal	1959-1979	Variáveis Instrumentais	Negativa e significativa
Nelson (1991)	EUA	Diária	1962-1987	GARCH-M assimétrico	Negativa e insignificante
Glosten, Jagannathan e Runkle (1993)	EUA	Mensal	1951-1989	GARCH-M assimétrico	Negativa e significativa
Whitelaw (1994)	EUA	Mensal	1953-1989	VAR	Negativa e significativa
Campbell (1996)	EUA	Mensal e Anual	1952-1990 1871-1990	VAR	Positiva e significativa
Scruggs (1998)	EUA	Mensal	1950-1994	GARCH-M assimétrico	Positiva e significativa
Brandt e Kang (2004)	EUA	Mensal	1946-1998	VAR	Negativa e significativa
Ghysels, Santa-Clara e Valkanov (2005)	EUA	Mensal	1928-2000	MIDAS GARCH-M	Positiva e significativa Negativa e insignificante
Guo e Whitelaw (2006)	EUA	Mensal	1983-1995 1959-2000	Variáveis Instrumentais	Positiva e significativa Positiva e insignificante
Bali e Peng (2006)	EUA	Alta Frequência	1962-2002	GARCH	Positiva e significativa
Lundblad (2007)	EUA	Mensal	1836-2003	GARCH-M assimétrico	Positiva e significativa
Bali (2008)	EUA	Mensal	1926-2002	GARCH	Positiva e significativa

Fonte: Elaboração Própria

É interessante observar que Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) e Scruggs (1998) utilizam amostras muito similares e a mesma metodologia para recuperar a variância condicional, mas, ainda assim encontram resultados opostos. A diferença é que o primeiro trabalho estima um modelo de fator único para o retorno enquanto o segundo estima um modelo de dois fatores.

A maioria dos trabalhos apresentados anteriormente está preocupada com a relação entre risco e retorno num arcabouço mais geral, e não são testes específicos sobre a validade empírica do ICAPM propriamente dito. Entretanto, existem alguns estudos que testam justamente a hipótese de que o ICAPM se ajusta melhor aos dados do que o CAPM.

Nanisetty, Bharati e Gupta (1996) conduzem o teste ICAPM vs. CAPM seguindo a metodologia primeiramente apresentada em Fama e MacBeth (1973). Os autores argumentam que, se o ICAPM é o modelo correto, então uma equação de precificação idêntica a do CAPM, mas que leve em conta o risco idiossincrático como variável explicativa, deve apresentar coeficiente estatisticamente significativo para tal variável<sup>6</sup>. Isso porque, se o ICAPM é válido, os investidores não são remunerados apenas pelo risco sistemático. Utilizando dados americanos mensais para o período de 1926 a 1988, os autores rejeitam a hipótese do modelo estático em favor do ICAPM ao montarem diferentes portfólios setoriais e carteiras de ações com diferentes tamanhos. Além disso, eles encontram uma relação positiva e significativa entre risco e retorno em todas as suas especificações.

Faff e Chan (1998) testam o ICAPM para dados mensais australianos cobrindo o período de 1975 a 1994 e utilizam o preço do ouro e a taxa de juros como as variáveis de estado, isto é, aquelas utilizadas no *hedge* intertemporal. Os autores estimam o ICAPM via regressão linear múltipla e concluem que tal modelo se ajusta adequadamente aos dados australianos. Entretanto, em algumas especificações, os autores encontram coeficientes com sinais opostos ao esperado.

Aquino (2006) testa o ICAPM para dados das Filipinas no período pós crise asiática (dados mensais de 1997 a 2001). O autor argumenta que variações na taxa de câmbio devem ser utilizadas como variável de estado no modelo, uma vez que os investidores utilizam-se do câmbio para se proteger contra mudanças desfavoráveis no conjunto de oportunidades de investimento, principalmente depois da crise. O teste consiste na comparação de variâncias de diversos portfólios. O autor conclui que o ICAPM com taxa de câmbio parece ser um bom modelo para os dados das Filipinas no pós-crise; entretanto, ele encontra uma covariância negativa entre o prêmio por risco dos portfólios analisados e o prêmio por risco da carteira de mercado.

O trabalho de Bali e Engle (2010) parece ser o mais completo teste do ICAPM existente na literatura. Os autores testam o modelo estimando a covariância entre o vetor de retornos com a carteira de mercado utilizando o *dynamic conditional correlation model* (DCC), proposto por Engle (2002). A escolha do DCC sobre outras

---

<sup>6</sup> O trabalho de Fama e MacBeth (1973) não tem como propósito conduzir o teste específico CAPM vs. ICAPM, entretanto, a metodologia apresentada pelos autores tornou-se referência na literatura empírica de Finanças. Os autores também concluem pela rejeição do CAPM.

formas de estimação está na vantagem computacional do mesmo quando se trata de retornos de diversos ativos. Em seguida, os autores estimam a equação de precificação do ICAPM com base em um sistema de regressões. As variáveis que medem as mudanças no conjunto de oportunidades de investimento são mudanças em variáveis macroeconômicas, fatores financeiros e medidas de volatilidade dos retornos. Em particular, as variáveis de estado macroeconômicas usadas pelos autores são: a variação da *Fed Funds Rate*, mudanças no *spread* da curva a termo de juros (isto é, a diferença entre o rendimento de um título com vencimento de dez anos e um título com vencimento de três meses) e a variação no *spread* de *default* de títulos privados (isto é, a diferença entre o *yield* de títulos com classificações BAA e AAA). O principal resultado dos autores é que o ICAPM apresenta um bom ajuste aos dados americanos de frequência diária para o período de 1972 a 2009. Além disso, a relação entre risco e retorno é positiva e significativa para todas as especificações. Finalmente, a grande maioria das variáveis de estado é significativa na equação de precificação do modelo, com exceção de algumas variáveis financeiras. As variáveis macroeconômicas e a volatilidade são sempre relevantes e apresentam os sinais esperados.

Almeida (2010) é o único estudo que procura testar o ICAPM usando dados brasileiros. Para tanto, o autor compara o ICAPM com o CAPM estático e com o modelo de três fatores de Fama e French (1992). O período analisado vai de junho de 2004 a junho de 2009 e o autor se utiliza tanto de retornos mensais quanto de retornos semanais de diversas carteiras montadas com base no valor de mercado e no valor contábil das empresas. As variáveis de estado utilizadas pelo autor são mudanças na taxa de juros real e o Índice de Sharpe da carteira de mercado. Estimando os modelos por mínimos quadrados ordinários o autor conclui que o ICAPM parece ter um melhor ajuste quando comparado ao CAPM. Os interceptos do ICAPM são insignificantes para quase todas as especificações, e a relação entre risco e retorno é positiva e significativa para a maioria dos modelos estimados. Entretanto, o modelo intertemporal não apresenta resultados superiores ao modelo de Fama e French (1992) quando se compara o coeficiente de determinação das regressões.

Este trabalho se propõe a adaptar a metodologia desenvolvida em Bali e Engle (2010) para estimar o ICAPM com dados brasileiros. Para tanto, são utilizados dados em frequência diária para o período de março de 2003 até dezembro de 2011.

O uso de dados diários se justifica, segundo Bali e Engle (2010), uma vez que o ICAPM de Merton (1973) é desenvolvido sob um arcabouço de tempo contínuo. A principal diferença entre esse estudo e Almeida (2010) é a metodologia na estimação da equação de precificação. É importante frisar que Almeida (2010) – e a maioria dos trabalhos empíricos na literatura – estimam o ICAPM sob a sua representação em betas. Ao adotar tal representação, perde-se a variação temporal das covariâncias entre o retorno de um determinado portfólio e os seus fatores de precificação, pois se utilizam apenas os retornos como regressores na equação de apreçamento, como é explicado adiante. Além disso, nesse estudo as equações de precificação são estimadas conjuntamente sem a necessidade da suposição de que os erros das mesmas sejam não-correlacionados, seguindo a abordagem de Bali e Engle (2010). Sendo assim, os resultados encontrados nesse trabalho representam um avanço em relação aos demais trabalhos na literatura empírica para o Brasil.

### **3. METODOLOGIA**

Para responder às questões propostas na introdução, esse estudo baseia-se na abordagem empírica de Bali e Engle (2010), adaptando-a para o caso brasileiro. Nesta seção, apresentam-se o ICAPM, sua metodologia de estimação e a maneira de testá-lo. Por fim, faz-se uma discussão das variáveis e dos dados que serão utilizados no modelo.

#### *3.1 O Intertemporal Capital Asset Pricing Model (ICAPM)*

O ICAPM de Merton (1973) parte de um problema de maximização da utilidade do consumo intertemporal, sujeito a uma restrição orçamentária, num ambiente em que os ativos são negociados em tempo contínuo. Resolvendo o problema dinâmico, é possível encontrar a função de demanda por ativos e a equação de precificação no equilíbrio. Segundo Bali e Engle (2010), pode-se escrever a equação de precificação de forma discreta como:

$$E_t(\mathbf{r}_{t+1}) - \mathbf{r}_t^f = A \text{Cov}_t(\mathbf{r}_{t+1}, r_{t+1}^m) + \text{Cov}_t(\mathbf{r}_{t+1}, \mathbf{Z}_{t+1}') \mathbf{B} \quad (1)$$

em que,

$E_t(\mathbf{r}_{t+1})$  é o vetor ( $n \times 1$ ) de retornos esperados de um determinado portfólio formado por “n” ativos na data  $t+1$ ;

$\mathbf{r}_t^f$  é o vetor ( $n \times 1$ ) que contém o retorno do ativo livre de risco;

$A$  é um escalar e representa o coeficiente de aversão ao risco dos investidores;

$r_{t+1}^m$  é o retorno da carteira de mercado na data  $t+1$ ;

$\text{Cov}_t(\mathbf{r}_{t+1}, r_{t+1}^m)$  é um vetor ( $n \times 1$ ) que contém a covariância condicional no instante  $t$  entre o vetor de retornos dos “n” ativos e o retorno da carteira de mercado na data  $t+1$ ;

$\mathbf{Z}_{t+1}$  é um vetor ( $k \times 1$ ) que contém todas as variáveis de estado responsáveis por causar mudanças no conjunto de oportunidades de investimento na data  $t+1$ ;

$\text{Cov}_t(\mathbf{r}_{t+1}, \mathbf{Z}_{t+1}')$  é uma matriz ( $n \times k$ ) em que cada coluna contém o vetor de covariâncias condicionais no instante  $t$  entre o vetor de retornos e determinada variável de estado. Ou seja, a primeira coluna dessa matriz é um vetor de covariâncias entre os ativos do portfólio e a primeira variável de estado utilizada, que é o primeiro elemento de  $\mathbf{Z}_{t+1}$ , e assim por diante para as demais colunas dessa matriz;

$\mathbf{B}$  é um vetor ( $k \times 1$ ) em que o  $j$ -ésimo elemento representa o coeficiente de sensibilidade do portfólio em relação à  $j$ -ésima variável de estado;

Dessa maneira, a equação (1) mostra que os ativos são precificados como função da sua covariância com o retorno da carteira de mercado e da sua covariância com as variáveis de estado, que representam mudanças no conjunto de oportunidades de investimento. Ou seja, o investidor é remunerado não só pelo risco sistemático da carteira de mercado, mas também pelo risco de que mudanças desfavoráveis no conjunto de oportunidades de investimento venham a ocorrer.

A metodologia de estimação e teste do ICAPM proposta por Bali e Engle (2010), é composta de duas etapas: (i) estima-se a covariância do portfólio de ações

com a carteira de mercado e a covariância do portfólio de ações com as variáveis de estado usando o *Dynamic Conditional Correlation Model* bivariado (DCC) de Engle (2002); (ii) estima-se o modelo (1) com base em um sistema de regressões empilhadas, em que as covariâncias encontradas no passo (i) são usadas como regressores. A estimação do sistema definido em (ii) é feita via *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR). Para maiores detalhes sobre esse método de estimação vide, por exemplo, Greene (2008).

A metodologia dos autores possui duas vantagens claras sobre as demais metodologias encontradas na literatura: a primeira delas consiste na estimação de (1) sem a representação em formas de betas, de modo que a variação temporal das covariâncias não é perdida. Note-se que o beta de um ativo  $j$  qualquer com a carteira de mercado é definido como:

$$\beta_j = \frac{\text{Cov}(r_j, r_m)}{\sigma_m^2} \quad (2)$$

em que,

$\text{Cov}(r_j, r_m)$  é a covariância do retorno do ativo  $j$  com o retorno da carteira de mercado;

$\sigma_m^2$  é a variância dos retornos da carteira de mercado;

Assim, quando se estima uma equação de precificação usando a sua representação em betas, é possível analisar apenas a covariância incondicional (ou média) entre um ativo e a carteira de mercado. Entretanto, com o uso da metodologia de Bali e Engle (2010) um dos regressores da equação de precificação é justamente a série de covariância condicional entre os retornos do ativo e os retornos da carteira de mercado, como fica claro pela análise de (1). Essa covariância não é diretamente observada e, portanto, é estimada num estágio anterior com o auxílio do modelo DCC. A equação de precificação, portanto, fica mais realista, pois permite que a covariância entre ativos e fatores varie no tempo.

A segunda vantagem é a estimação das equações de apreçamento via SUR. Esse método permite que diversas equações de precificação sejam empilhadas e não impõe nenhuma restrição sobre a estrutura da matriz de covariâncias dos erros, permitindo que os erros de cada regressão sejam contemporaneamente correlacionados entre si. Em termos de um modelo de apreçamento, isso significa

que ruídos idiossincráticos de dois ativos quaisquer podem ser correlacionados, o que é uma suposição bem menos restritiva sobre o modelo.

Esse trabalho busca ainda refinar a metodologia de Bali e Engle (2010), uma vez que permite que o comportamento da correlação condicional seja assimétrico, como será explicado a seguir.

### Dynamic Conditional Correlation Model (DCC)

O primeiro passo na metodologia de Bali e Engle (2010) consiste em estimar as covariâncias entre os retornos de portfólios de ações e a carteira de mercado e entre tais retornos e as variáveis de estado. Para tanto, utiliza-se o modelo DCC bivariado de Engle (2002). Esse modelo supõe que as correlações condicionais apresentam um comportamento similar ao de um modelo GARCH (1,1). Sua principal vantagem é sua facilidade computacional quando comparado com outros modelos como o *GARCH-in-mean* multivariado (BALI e ENGLE, 2010). O DCC modela a correlação condicional de duas séries padronizadas, que tenham média zero e variância unitária<sup>7</sup>. Dessa maneira, supondo que  $r_{1t}$  e  $r_{2t}$  sejam duas séries temporais de retornos, deve-se, em primeiro lugar, retirar qualquer estrutura na média e variância condicionais através de modelos ARMA e GARCH, ou seja:

$$\begin{aligned} r_{1t} &= \mu_{1t} + a_{1t} & r_{2t} &= \mu_{2t} + a_{2t} \\ a_{1t} &= \sigma_{1t}\varepsilon_{1t} & a_{2t} &= \sigma_{2t}\varepsilon_{2t} \\ \sigma_{1t}^2 &\sim \text{GARCH}(m,n) & \sigma_{2t}^2 &\sim \text{GARCH}(m,n) \end{aligned} \quad (3)$$

em que,

$r_{jt}$  é a série temporal dos retornos do ativo  $j$ ;

$\mu_{jt}$  é a média condicional dos retornos de  $j$ , que pode ser modelada através de um modelo ARMA(p,q);

$a_{jt}$  é o retorno centrado na média condicionada ao instante  $t$ ;

---

<sup>7</sup> Note-se que, como as séries padronizadas têm variância igual a um, então a covariância entre elas é igual à correlação.

$\sigma_{jt}$  é a volatilidade condicional da série de retornos  $j$ , que pode ser modelada através de um modelo GARCH (m,n);

$\varepsilon_{jt}$  é um termo aleatório independente e identicamente distribuído (IID) e que representa os erros padronizados da equação da média condicional;

Em seguida, estima-se o DCC para as séries de erros padronizados  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$ , segundo:

$$\rho_{12,t} = \omega + \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta \rho_{12,t-1} \quad (4)$$

em que,

$\rho_{12,t}$  é a correlação condicional entre as séries de retornos  $r_{1t}$  e  $r_{2t}$ ;

$\omega, \alpha$  e  $\beta$  são constantes positivas, com  $\alpha + \beta < 1$ ;

e a covariância, por sua vez, pode ser recuperada a partir de:

$$\text{Cov}_t(r_{1t}, r_{2t}) = \rho_{12,t} \times \sigma_{1t} \times \sigma_{2t} \quad (5)$$

em que,

$\text{Cov}_t(r_{1t}, r_{2t})$  é a covariância entre as séries de retornos  $r_{1t}$  e  $r_{2t}$ ;

Analisando-se a equação (4), nota-se a semelhança entre o DCC para correlações condicionais e o GARCH para variâncias condicionais. A função de verossimilhança desse modelo é construída assumindo que  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  são normalmente distribuídas. Entretanto, também é possível generalizar a estimação para outras distribuições. Devido ao sinal dos parâmetros do modelo, percebe-se que a correlação entre dois ativos aumenta quando os ativos se movem numa mesma direção (seja subindo ou descendo) e diminui quando os ativos se movem em direções opostas. Percebe-se também por (4) – e pela restrição imposta sobre os parâmetros do modelo – que a correlação dinâmica se comporta como um processo estacionário e que a série vai demorar mais para retornar à sua média incondicional quanto mais próximo de um for a soma dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ .

Esse trabalho estende a metodologia de Bali e Engle (2010), pois permite que a série de correlação condicional apresente comportamento assimétrico, isto é, a função que descreve o comportamento da correlação ao longo do tempo assume dois regimes diferentes, dependendo do sinal do produto dos retornos passados. Em termos práticos, isso significa que a correlação entre dois ativos tende a aumentar mais quando os retornos passados dos ativos foram negativos quando comparado ao caso em que ambos os retornos foram positivos. Ou seja, esse resultado permite que, em tempos de crise, a correlação entre os ativos aumente consideravelmente, fato empírico diversas vezes observado. Esse modelo para correlações dinâmicas, conhecido como DCC assimétrico, já foi utilizado em Cappiello, Engle e Sheppard (2006) e em Engle e Colacito (2006) e é representado da seguinte forma:

$$\rho_{12,t} = \omega + \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta \rho_{12,t-1} + \gamma \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} d_{1,t-1} d_{2,t-1} \quad (6)$$

em que,

$\rho_{12,t}$  é a correlação condicional entre as séries de retornos  $r_{1t}$  e  $r_{2t}$ ;

$\omega$ ,  $\alpha$  e  $\beta$  são constantes positivas, com  $\alpha + \beta < 1$ ;

$$d_{j,t-1} = \begin{cases} 1, & \text{se } \varepsilon_{j,t-1} < 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}, j = 1, 2;$$

$\gamma$  é uma constante que mede o aumento na correlação quando os dois retornos passados são negativos quando comparado com o caso em que pelo menos um deles é positivo;

Para observarmos o efeito de aumento da correlação quando os retornos são negativos, espera-se que  $\gamma$  seja positivo. Enquanto o DCC simétrico tem semelhança com o GARCH(1,1), pode-se perceber que o DCC assimétrico guarda uma semelhança com o TAR(1,1).

Nesse estudo, optou-se por fazer uso tanto do DCC simétrico quanto do assimétrico, algo que não está presente na metodologia de Bali e Engle (2010), mas que possibilita refinar o modelo a ser testado.

## Equação de Precificação

Uma vez calculadas as covariâncias, estima-se a equação de precificação (1) através de um sistema de regressões em que cada regressão representa a equação de precificação de um determinado portfólio  $i$ . Além disso, o sistema é estimado via SUR. Conforme explicado anteriormente, tal método permite que os erros de cada regressão sejam contemporaneamente correlacionados entre si. Ao se optar por estimar via SUR e não via mínimos quadrados ordinários (MQO) não se impõe a suposição de ausência de correlação entre os erros de cada regressão. Caso os erros sejam correlacionados de fato, os parâmetros estimados via SUR serão mais eficientes do que os parâmetros de MQO, e como não se tem certeza se essa correlação existe ou não, a estimação via SUR acaba sendo mais geral do que a estimação via MQO. Além disso, (1) é estimado impondo-se as restrições de que  $A$  e  $B$  são parâmetros comuns para todas as regressões do sistema, ou seja, são inclinações comuns<sup>8</sup>. Dessa forma, a equação a ser estimada, para um determinado portfólio  $i$ , pode ser escrita como:

$$R_{i,t+1} = C_i + ACov_t(R_{i,t+1}, R_{m,t+1}) + \sum_{j=1}^k B_j Cov_t(R_{i,t+1}, Z_{j,t+1}) + e_{i,t+1} \quad (7)$$

em que,

$R_{i,t+1}$  é o excesso de retorno do portfólio  $i$  no instante  $t+1$ ;

$C_i$  é o intercepto associado aos ativos do portfólio  $i$ ;

$A$  é o coeficiente médio de aversão ao risco, comum a todos os portfólios de um mesmo sistema de regressões;

$R_{m,t+1}$  é o excesso de retorno da carteira de mercado no instante  $t+1$ ;

$Cov_t(R_{i,t+1}, R_{m,t+1})$  é a covariância esperada entre  $R_{i,t+1}$  e  $R_{m,t+1}$  no instante  $t$ ;

$B_j$  é o coeficiente de sensibilidade associado à  $j$ -ésima variável de estado ( $j = 1, 2, \dots, k$ ) comum à todos os portfólios;

$Z_{j,t+1}$  é a  $j$ -ésima variável de estado ( $j = 1, 2, \dots, k$ ) no instante  $t+1$ ;

<sup>8</sup> Segundo Bali e Engle (2010), para que o ICAPM seja internamente consistente,  $A$  deve ser o mesmo para todos os ativos, uma vez que esse parâmetro representa o coeficiente médio de aversão ao risco.

$Cov_t(R_{i,t+1}, Z_{j,t+1})$  é a covariância esperada entre  $R_{i,t+1}$  e  $Z_{j,t+1}$  no instante  $t$ ;  
 $e_{i,t+1}$  é o erro da regressão  $i$ ;

Uma vez estimados os parâmetros de (7), o próximo passo consiste em testar a validade empírica do ICAPM. No equilíbrio, o modelo prevê que o retorno esperado de qualquer ativo deve ser completamente explicado pela sua covariância com o retorno esperado da carteira de mercado e suas covariâncias com as variáveis de estado. Portanto, no equilíbrio, os interceptos de (7) devem ser iguais a zero. Isso significa que não existem outros fatores que explicam o retorno esperado de um ativo. Sendo assim, o primeiro teste para a validação do ICAPM é verificar se  $C_i$  é conjuntamente igual a zero para todos os portfólios utilizados. Para tanto, utiliza-se um teste de Wald multivariado cuja hipótese nula é dada por  $H_0 : C_1 = C_2 = \dots = C_n = 0$ .

Além disso, no equilíbrio, o coeficiente de aversão ao risco,  $A$ , deve ser significativo, uma vez que os investidores são remunerados pelo risco sistemático que incorrem. Dessa forma, o segundo teste para a validação do ICAPM consiste em verificar se o coeficiente de aversão ao risco é significativo. Aqui, como a inclinação é comum a todas as regressões do sistema, conduz-se um teste-t com hipótese nula  $H_0 : A = 0$ .

Conclui-se em favor da validade empírica do ICAPM caso não se tenha evidências para rejeitar a hipótese nula do teste de Wald e caso se rejeite a hipótese nula do teste associado ao coeficiente de aversão ao risco.

Não obstante, o estudo do sinal do coeficiente de aversão ao risco vai esclarecer se a relação intertemporal entre risco e retorno é positiva ou negativa. Merton (1973) prevê que a relação deve ser positiva. Entretanto, Backus e Gregory (1993) e Abel (1988) apresentam modelos em que a relação de equilíbrio é negativa.

Finalmente, testa-se também a significância de cada  $B_j$ . Esse teste é importante para esclarecer se determinada variável é percebida como um instrumento de *hedging* pelos investidores do mercado de capitais brasileiro. Caso o coeficiente associado a uma determinada variável de estado seja insignificante, tem-se evidência de que tal variável não é um fator de precificação para os ativos.

Novamente, conduz-se um teste-t para cada coeficiente associado as variáveis de estado, isto é, a hipótese nula do teste é dada por  $H_0 : B_j = 0$ , ( $j=1, 2, \dots, k$ ).

### 3.2 Variáveis Utilizadas

Para se testar o ICAPM, é preciso decidir quais variáveis serão utilizadas na estimação de (7), ou seja, faz-se necessário definir quais serão os portfólios com risco adotados, o ativo livre de risco, a carteira de mercado e as variáveis de estado.

O ICAPM de Merton (1973) é desenvolvido em tempo contínuo. Entretanto, em Bali e Engle (2010) e neste trabalho, utiliza-se uma versão discreta do modelo. Dessa forma, optou-se por trabalhar com dados em frequência diária. Tal escolha também aumenta o número de observações utilizadas, o que ajuda na estimação das covariâncias via DCC. O período de análise vai de janeiro de 2003 até dezembro de 2011. A escolha se justifica por ser um período em que os atuais arcabouços de política econômica no Brasil já estavam em vigor (isto é, regime de metas de inflação e câmbio flexível) e também pela disponibilidade dos dados.

O ICAPM é estimado para um conjunto de diferentes portfólios, compostos somente por ações. O uso de apenas ações e nenhum outro ativo, tais como cotas de fundos de renda fixa e renda variável se dá pelo fato de que algumas cotas não têm seus valores determinados exclusivamente por preços de mercado.

O conjunto de portfólios de ações é composto de 10 portfólios segregando as empresas pelo seu valor de mercado<sup>9</sup>. Ordenam-se as ações pelo seu valor de mercado e constrói-se um portfólio para cada decil dessa ordenação. A primeira carteira, portanto, vai conter as 10% menores empresas da Bovespa, já o décimo portfólio vai conter as 10% maiores. Naturalmente, esperamos que a correlação dos portfólios dos últimos decis com os retornos do Ibovespa seja superior à dos primeiros decis, uma vez que as empresas dos últimos decis são justamente aquelas que compõem o índice Bovespa. Em cada portfólio do conjunto, o peso alocado em cada ação é determinado pelo valor de mercado da empresa, ou seja, os portfólios construídos são ponderados pelo valor de mercado (*value-weighted portfolios*). Essa maneira de construir portfólios é similar a Bali e Engle (2010), Almeida (2010), Aquino (2006) e Faff e Chan (1998).

---

<sup>9</sup> Ao longo do texto esse conjunto é referido como portfólios (ou carteiras) de VM.

É importante ressaltar que o conjunto de dez portfólios representa um único sistema de regressões similar a (7) a ser estimado e, portanto, o coeficiente de aversão ao risco será o mesmo para cada portfólio pertencente ao conjunto.

A carteira de mercado utilizada nesse estudo é o Ibovespa. O uso desse índice como *proxy* para a carteira de mercado é muito difundido na literatura de finanças. Sanvicente e Mellagi Filho (1996) argumentam que o Ibovespa é o melhor indicador para a carteira de mercado no Brasil. Outra possibilidade seria utilizar a metodologia de Minardi *et al.* (2005), que se baseia no modelo de Gordon de dividendos descontados. Entretanto, por se tratar de dados com frequência diária a adoção de tal metodologia seria muito trabalhosa e a série apresentaria pouca variabilidade, uma vez que o retorno da carteira de mercado é calculado usando tanto dados de mercado quanto dados contábeis.

Como taxa de juros livre de risco, adotou-se nesse estudo o *yield* diário de títulos do Tesouro americano de 10 anos (*U.S. Treasury Bonds*). Essa escolha se deu por dois motivos. Em primeiro lugar, existe bastante controvérsia sobre qual deve ser o ativo livre de risco adotado para o mercado brasileiro, uma vez que nenhum parece se adequar perfeitamente às características teóricas de um ativo livre de risco (ANDAKU e PINTO, 2003). Em segundo lugar, dado que investidores hoje são capazes de realizar negócios ao redor do mundo, não é necessário que a taxa livre de risco se restrinja ao retorno de um ativo negociado no mercado doméstico<sup>10</sup> (MINARDI ET AL, 2005).

Finalmente, é necessário decidir quais serão as variáveis de estado (ou seja, os fatores de precificação) utilizadas na estimação do ICAPM. Seguindo Bali e Engle (2010) e a própria sugestão de Merton (1973), a variação da taxa de juros nominal da economia deve ser considerada como uma variável de estado, uma vez que muitos investidores aplicam em títulos de renda fixa que são indexados a essa taxa. Para o caso brasileiro, entretanto, o uso da variação da taxa SELIC ou do DI diário não parece ser razoável, pois tais séries apresentam pouquíssima variação diária. Mudanças nessas taxas só ocorrem quando a autoridade monetária altera o nível da taxa de juros de referência (SELIC). Desse modo, faz-se necessário escolher uma boa *proxy* para representar as aplicações em renda fixa. Nesse estudo, optou-se

---

<sup>10</sup> É comum adicionar o risco Brasil quando se usa títulos americanos como ativo livre de risco. Entretanto, Sanvicente (2004) argumenta que isso não é necessário, uma vez que o prêmio por risco da carteira de mercado já inclui esse risco.

pelo uso do IRF-M que é um índice de renda fixa calculado pela ANBIMA. Esse índice mostra a rentabilidade de uma carteira teórica composta por Letras do Tesouro Nacional (LTN) e Notas do Tesouro Nacional, série F (NTN-F), ambos títulos pré-fixados.

Outra variável de estado utilizada é a variação da taxa de câmbio real-dólar, partindo do mesmo argumento de Aquino (2006). Em períodos de volatilidade cambial (como 2008), os investidores podem usar o câmbio como forma de se proteger de mudanças desfavoráveis no conjunto de oportunidades de investimento.

Uma vez coletados todos os dados explicitados acima, é possível estimar o ICAPM com base na metodologia de duas etapas anteriormente apresentada e conduzir os testes necessários para verificar sua consistência empírica.

### 3.3 *Dados*

A amostra utilizada nesse trabalho tem frequência diária e vai de março de 2003 a dezembro de 2011, resultando num total de 2292 observações. O modelo é estimado tanto para a amostra completa quanto para sub-amostras, para verificar o impacto da crise de 2008 nos resultados encontrados.

Os portfólios de ações foram construídos a partir dos preços de fechamento (ajustados por proventos), coletados do Economática, das ações negociadas na Bovespa durante o período analisado. Entram na amostra, portanto, tanto empresas que fecharam o capital antes de 2011 quanto empresas que abriram o capital depois de 2003. Essas empresas foram consideradas até (ou a partir) (d) o ano em que houve negociação do ativo, para que não ocorra nenhum tipo de viés de sobrevivência na amostra.

A composição das carteiras segregadas por valor de mercado foi feita da seguinte maneira: a cada início de ano, ordenam-se as ações em ordem crescente do seu valor de mercado. A seguir, elas são divididas em decis, em que o primeiro decil representa as menores empresas listadas. Definidos os decis (e por consequência, os dez portfólios de VM), computa-se o retorno de cada portfólio para um determinado dia do ano através da soma dos log-retornos individuais de cada ação ponderada pelo respectivo peso daquela ação no portfólio. O peso de cada ação na carteira, por sua vez, é relativo ao valor de mercado daquela empresa na composição total da carteira. Ao início de um novo ano, atualiza-se a ordenação das

empresas por valor de mercado e, conseqüentemente, altera-se a composição de cada um dos dez portfólios de VM. Em seguida, o processo de cômputo dos retornos é repetido e assim sucessivamente para os demais anos da amostra. Para o período estudado, foram analisadas em média 220 ações a cada ano (mínimo de 188 em 2004 e máximo de 245 em 2011), de modo que cada carteira (decil) é composta, em média, por 22 ativos. Note-se que o número de ativos a cada ano varia justamente por existirem empresas que fecharam o capital e empresas que abriram o capital durante o período analisado. Empresas cujo valor de mercado não estava disponível para o período de análise foram desconsideradas. Também foram retiradas ações cujo número de dias nos quais tal ação foi negociada era inferior a 60% do tamanho da amostra. Dessa forma, evita-se o uso de ativos pouco líquidos, cujos retornos podem distorcer a rentabilidade da carteira. O Apêndice I contém a lista de todas as ações pertencentes à amostra, assim como o período em que cada ativo foi utilizado na construção dos portfólios.

A Tabela 2, a seguir, contém um resumo descritivo das séries de retornos diários de cada portfólio analisado.

**Tabela 2** – Resumo descritivo: retornos diários das carteiras compostas pelo Valor de Mercado para o período de Março de 2003 a Dezembro de 2011.

Portfólios de VM	Média	Mediana	Desvio Padrão	Curtose	Assimetria	Mínimo	Máximo
<b>Decil 1</b>	0,0007	0,0000	0,0176	5,4783	-0,0075	-0,1247	0,1035
<b>Decil 2</b>	0,0005	0,0001	0,0120	6,2874	-0,3113	-0,0909	0,0710
<b>Decil 3</b>	0,0005	0,0002	0,0112	10,0880	-1,0712	-0,1108	0,0643
<b>Decil 4</b>	0,0009	0,0008	0,0125	6,5201	-0,6621	-0,0998	0,0837
<b>Decil 5</b>	0,0008	0,0008	0,0135	7,2384	-0,3148	-0,0821	0,1105
<b>Decil 6</b>	0,0007	0,0009	0,0143	11,2181	-0,7046	-0,1158	0,1293
<b>Decil 7</b>	0,0010	0,0008	0,0148	7,8000	-0,2631	-0,1082	0,1081
<b>Decil 8</b>	0,0009	0,0007	0,0149	8,2298	0,1201	-0,1115	0,1398
<b>Decil 9</b>	0,0011	0,0008	0,0143	4,4166	-0,1084	-0,0773	0,1007
<b>Decil 10</b>	0,0010	0,0009	0,0171	5,2923	-0,1262	-0,1130	0,1164

Fonte: Elaboração própria

Pode-se notar que o retorno médio de cada decil é aproximadamente igual a zero, não parecendo haver diferenças significantes entre eles. O desvio-padrão também se mostra relativamente similar em todos os decis analisados. Além disso, todos os portfólios apresentam assimetria negativa, isto é, desvios negativos da

média maiores do que desvios positivos. Finalmente, evidencia-se a presença de caudas pesadas na distribuição dos retornos, uma vez que o coeficiente de curtose apresenta valores altos, indicando a presença de muita informação nas caudas.

A taxa de juros livre de risco é o *yield* diário de títulos do Tesouro americano com prazo de 10 anos, coletado do *Bloomberg*. Como explicado anteriormente, a carteira de mercado escolhida foi o Ibovespa, cujo preço de fechamento foi coletado do Economática. Em seguida, calculou-se o log-retorno dos preços de fechamento.

A variável de estado que representa mudanças nos investimentos em renda fixa é a variação do IRF-M, o índice de renda fixa da ANBIMA. Essa série foi coletada do *site* do Banco Central do Brasil e sua variação foi calculada a partir do log-retorno do índice.

Finalmente, a variação da taxa de câmbio real-dólar – que representa outra variável de estado desse estudo – foi calculada a partir do log-retorno do preço de fechamento da cotação *spot*, coletada do *Bloomberg*. Uma medida alternativa poderia ser dada pela variação da taxa PTAX, entretanto, a diferença entre as séries é muito pequena. A Tabela 3 a seguir contém as estatísticas descritivas da taxa livre de risco, dos retornos diários da carteira de mercado e dos retornos diários das variáveis de estado utilizadas. Os gráficos das variáveis de estado estão disponíveis no Apêndice II. Nota-se, em particular, o impacto da crise de 2008 nas séries históricas das variáveis de estado.

**Tabela 3 –** Resumo descritivo: taxa livre de risco (*Risk-Free*), retornos diários da carteira de mercado (Ibovespa), retorno diário das variáveis de estado (IRF-M e Câmbio) para o período de Março de 2003 a Dezembro de 2011.

Variáveis de Estado	Média	Mediana	Desvio padrão	Curtose	Assimetria	Mínimo	Máximo
<i>Risk-Free</i>	0,0002	0,0002	0,0000	-0,1616	-0,6268	0,0001	0,0002
Ibovespa	0,0007	0,0007	0,0185	5,6680	-0,1080	-0,1210	0,1368
IRF-M	0,0006	0,0006	0,0012	30,1139	-1,6570	-0,0172	0,0088
Câmbio	-0,0003	-0,0004	0,0105	6,2578	0,4694	-0,0759	0,0640

Fonte: Elaboração Própria

## 4. RESULTADOS

### 4.1 Resultados do DCC

O primeiro passo da metodologia apresentada anteriormente consiste na estimação das correlações dinâmicas através do modelo DCC. Conforme mencionado, antes de modelar as correlações deve-se retirar qualquer estrutura existente na média condicional e na variância condicional das séries, de modo que se obtenha uma variável padronizada com média zero e variância unitária. Nesse estudo, a estrutura assumida para a média é um processo autorregressivo de ordem 1 (AR(1)), enquanto que a estrutura assumida para a variância é um GARCH (1,1)<sup>11</sup>. Sendo assim, os retornos dos portfólios com risco se comportam da seguinte maneira:

$$\begin{aligned}
 r_{1t} &= \mu_1 + \delta_1 r_{1t-1} + a_{1t} & r_{2t} &= \mu_2 + \delta_2 r_{2t-1} + a_{2t} \\
 a_{1t} &= \sigma_{1t} \varepsilon_{1t} & a_{2t} &= \sigma_{2t} \varepsilon_{2t} \\
 \sigma_{1t}^2 &= \theta_1 + \lambda_1 \varepsilon_{1t-1}^2 + \psi_1 \sigma_{1t-1}^2 & \sigma_{2t}^2 &= \theta_2 + \lambda_2 \varepsilon_{2t-1}^2 + \psi_2 \sigma_{2t-1}^2
 \end{aligned} \tag{8}$$

e,

$$\rho_{12,t} = \omega + \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta \rho_{12,t-1} \tag{9}$$

para o caso em que a correlação é considerada simétrica ou,

$$\rho_{12,t} = \omega + \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta \rho_{12,t-1} + \gamma \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} d_{1t-1} d_{2t-1} \tag{10}$$

quando se permite que a correlação condicional se comporte de forma assimétrica, em que,

<sup>11</sup> Diferentes modelos foram testados para a média e variância, mas os resultados não se alteram de maneira significativa. As variações utilizadas foram MA(1) e ARMA(1,1) para a média condicional e ARCH(1) e ARCH(2) para a variância condicional.

$r_{jt}$  é a série temporal dos retornos do ativo  $j$  no instante  $t$ ;

$a_{jt}$  é o erro associado à estimação da média condicional da série de retornos através de um AR(1);

$\mu_j, \delta_j$  são constantes, com  $|\delta_j| < 1, j = 1, 2$ ;

$\sigma_{jt}$  é a volatilidade condicional da série de retornos  $j$ , que pode ser modelada através de um modelo GARCH (1,1) no instante  $t$ ;

$\varepsilon_{jt}$  é uma variável independente e identicamente distribuída (IID) com distribuição normal e que representa os erros padronizados da equação da média no instante  $t$ ;

$\theta_j, \lambda_j, \psi_j$  são constantes positivas, com  $\lambda_j + \psi_j < 1, j = 1, 2$ ;

$\rho_{12,t}$  é a correlação condicional entre os retornos  $r_{1t}$  e  $r_{2t}$  no instante  $t$ ;

$\omega, \alpha$  e  $\beta$  são constantes positivas, com  $\alpha + \beta < 1$ ;

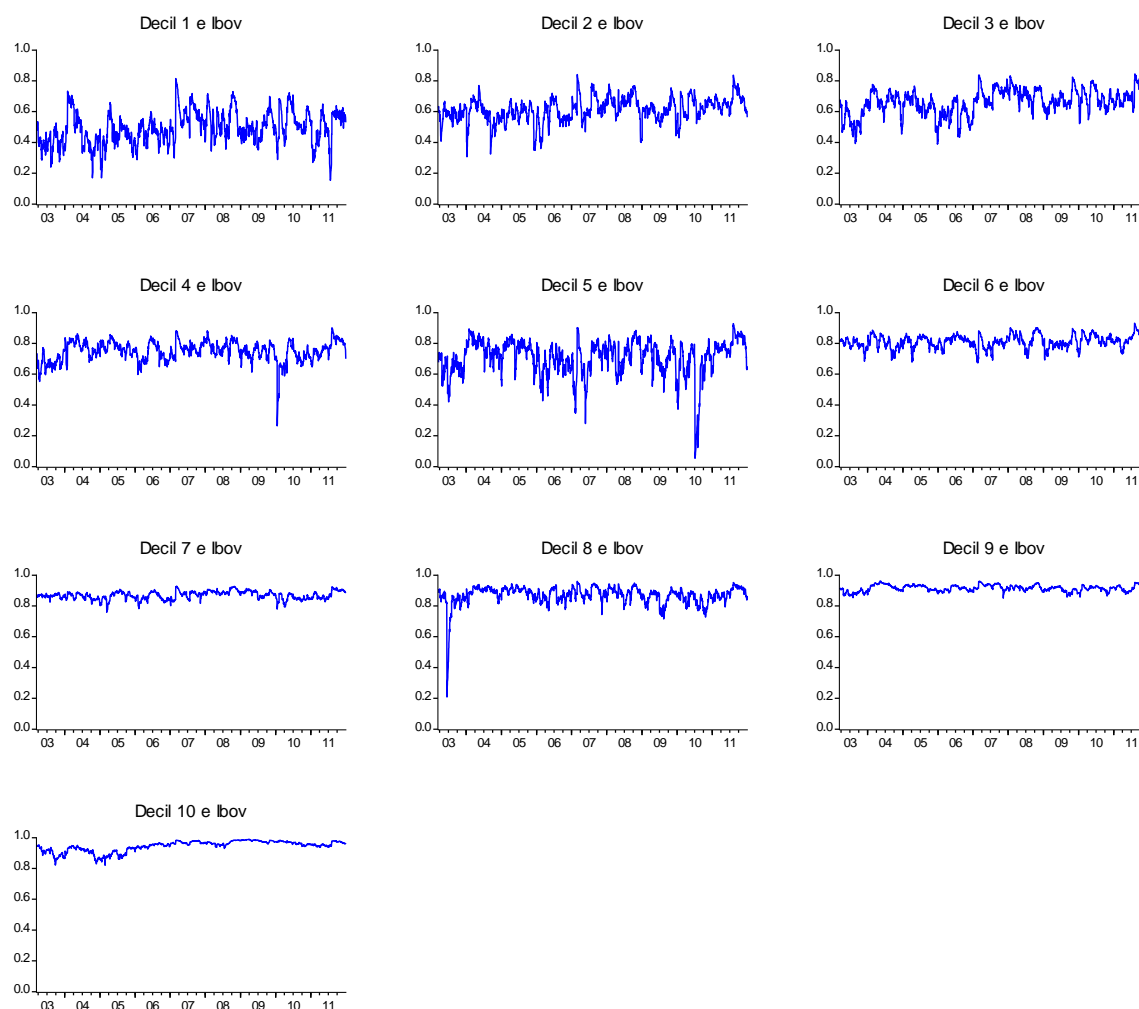
$$d_{jt-1} = \begin{cases} 1, & \text{se } \varepsilon_{j,t-1} < 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}, j = 1, 2;$$

$\gamma$  é uma constante que mede o aumento na correlação quando os dois retornos passados são negativos quando comparado com o caso em que os dois são positivos;

Para as dez carteiras construídas, foi estimado um DCC simétrico e um assimétrico. Dessa forma, tem-se, ao todo, 60 séries de correlações dinâmicas, isto é, 30 séries assumindo um comportamento simétrico (10 para cada um dos 3 fatores de precificação: retorno da carteira de mercado, taxa de juros e taxa de câmbio) e 30 séries que admitem um comportamento assimétrico das correlações.

A Figura 1 mostra as séries de correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de valor de mercado com o retorno do Ibovespa. Nessa figura, é possível notar que as séries de correlação de fato apresentam significativa variação ao longo do tempo. O Apêndice IV apresenta as séries de correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios e as outras variáveis de estado (variação do IRF-M e variação da taxa de câmbio) assim como as séries de correlações supondo comportamento simétrico.

**Figura 1 – Correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos do Ibovespa.**



Decil  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, 10$ ) representa a série de correlação condicional entre o retorno do Decil  $j$  e o retorno da carteira de mercado.

Fonte: Elaboração Própria.

Além disso, a Tabela 4 resume os principais resultados empíricos observados na estimação do DCC. No corpo da tabela apresenta-se o sinal dominante da correlação entre os retornos do portfólio com a variável de estado. Isto é, se a correlação entre a maioria dos decis e determinada variável de estado foi positiva para o período analisado, coloca-se o sinal de “+” na tabela. Além disso, a tabela também retrata, entre parênteses, a porcentagem de casos em que o parâmetro de assimetria é significativo. Um valor como (30%) indica que apenas 3 dos 10 decis construídos apresentam uma série de correlação cujo parâmetro de assimetria é

significativamente diferente de zero <sup>12</sup>. O Apêndice III apresenta os coeficientes de todos os modelos DCC estimados.

**Tabela 4** – Sinal dominante da correlação condicional e porcentagem de casos em que o parâmetro de assimetria do DCC é significativo.

		Variável de Estado		
		Ibovespa	IRF-M	Taxa de Câmbio
Retorno Portfólios	Sinal da Correlação	+	+	-
	% de Decis com Correlação Assimétrica	(70%)	(10%)	(30%)

No corpo da tabela: o sinal “+” indica que a correlação entre a maioria dos decis e a variável de estado da coluna é positiva. O sinal de “-” indica que a mesma é negativa. Entre parênteses tem-se a porcentagem de modelos estimados em que o parâmetro de assimetria do DCC é significativo, para cada variável de estado.

Fonte: Elaboração Própria

Analisando-se a Figura 1 e a Tabela 4 é possível tecer algumas considerações relevantes sobre o comportamento das correlações: em primeiro lugar, nota-se que as correlações dinâmicas exibem considerável variação ao longo da amostra. Essa constatação reforça a adoção da metodologia, que permite o uso das covariâncias condicionais na estimação da equação de precificação. Ao não se ignorar a variação temporal da covariância, agrega-se mais informação útil ao modelo. Em segundo lugar, o regime assimétrico só se mostra significativo no caso das correlações entre os portfólios e os retornos do Ibovespa. Para esses modelos, o parâmetro  $\gamma$  é positivo e significativo em 7 dos 10 portfólios analisados (vide Tabela 4). Sendo assim, para esse grupo de carteiras pode-se afirmar que a correlação aumenta mais quando os dois ativos (portfólio e Ibovespa) estão caindo do que quando os dois estão subindo. No caso das correlações entre os portfólios de ações e a variação do IRF-M, apenas 1 dos 10 decis possui correlação com parâmetro de assimetria estatisticamente significativo. Para o caso das correlações entre os decis e a variação da taxa de câmbio, 3 dos 10 portfólios apresentam regime assimétrico significativo. De qualquer forma, pela existência de correlação assimétrica com o log-retorno do Ibovespa, o uso do DCC assimétrico se justifica.

<sup>12</sup> A um nível de significância de 10%.

Em terceiro lugar, alguns padrões foram identificados no que tange os sinais das correlações estimadas: observam-se somente valores positivos para a correlação condicional entre os retornos dos portfólios com risco e os retornos do Ibovespa. O sinal positivo é esperado, pois a correlação entre portfólios de ações e a carteira de mercado deve ser positiva quando agregamos diversos ativos em um mesmo portfólio, visto que esses ativos fazem parte da carteira de mercado. Assim, quando a carteira de mercado apresenta retornos negativos espera-se que a maioria dos ativos também apresente retornos negativos. No caso do câmbio, observou-se que a correlação entre os portfólios de ações e a taxa de câmbio é negativa. Novamente, esse sinal é esperado, pois depreciações na taxa de câmbio estão normalmente associadas com a fuga de investidores estrangeiros para mercados mais maduros buscando investimentos seguros. Sendo assim, quando a taxa de câmbio sobe (apresentando, portanto, retorno positivo) é esperado que portfólios de ações apresentem retornos negativos. As correlações dos portfólios com os retornos do IRF-M são, em sua maioria, positivas, mas não de forma tão forte quanto a observada com o Ibovespa. Aqui, poder-se-ia argumentar que a correlação deveria ser negativa, uma vez que aumentos na taxa de juros levariam investidores a trocar a composição de suas carteiras aumentando a quantidade de ativos de renda fixa e reduzindo a quantidade de ativos de renda variável (levando a uma queda na rentabilidade das ações). Entretanto, pode-se entender a correlação positiva como um aumento da demanda de investidores estrangeiros por ativos brasileiros. Quando a taxa de juros aumenta, a remuneração dos investimentos brasileiros torna-se mais atrativa para investidores estrangeiros, o que leva à entrada de capital estrangeiro (reduzindo a taxa de câmbio) e aumentando os retornos das ações brasileiras.

É notável também um padrão nas séries de correlação dinâmica dos portfólios com o Ibovespa, como pode ser visto na Figura 1. Quanto maior é o decil analisado, maior parece ser a correlação com a carteira de mercado. Esse resultado é esperado, uma vez que as empresas com maior valor de mercado são, na vasta maioria, justamente aquelas que compõem o Ibovespa. Não obstante, constata-se também que a variância da série de correlação condicional é menor para os decis mais elevados. Esse resultado provavelmente decorre do uso de ações com maior valor de mercado (portanto, em sua maioria, mais líquidas) no cômputo dos retornos dos decis mais elevados. Esse padrão não é verificado nas séries de correlações entre os retornos dos portfólios construídos e as outras duas variáveis de estado.

Finalmente, também é possível observar outro padrão interessante no que tange as séries de correlações entre os portfólios de ações e a variação da taxa de juros (vide Figura 8 e Figura 11 no Apêndice IV). Para os decis de ordem mais elevada, nota-se que as séries apresentavam comportamento aparentemente sem tendência e em um nível fixo até a crise em setembro de 2008. A partir dessa data, as correlações passam a apresentar tendência ligeiramente negativa e se situam em um nível menor, em particular, as correlações passam a ser negativas. A crise de 2008 atua, então, como uma quebra estrutural nessas séries de correlações. Dessa forma, a explicação do sinal positivo dessas correlações através do argumento da demanda dos investidores estrangeiros por ativos brasileiros parece fazer mais sentido para período antes da crise de 2008. Já a explicação de que aumentos na taxa de juros levam a substituição de portfólios de ações para portfólios de renda fixa (introduzindo, portanto, uma correlação negativa entre essas variáveis) se adéqua bem ao período pós-crise de 2008.

O Apêndice IV contém os gráficos das séries de correlações entre os portfólios de ações e as demais variáveis de estado, tanto para o caso em que as correlações possuem um comportamento assimétrico quanto para o caso em que o comportamento é simétrico.

#### 4.2 Resultados da Equação de Precificação

O segundo estágio da metodologia consiste na estimação de (7) via SUR. Reescrevendo (7) em termos das variáveis efetivamente utilizadas nesse estudo, tem-se:

$$R_{i,t+1} = C_i + ACov_t(R_{i,t+1}, R_{IBV,t+1}) + B_1 Cov_t(R_{i,t+1}, \Delta IRFM_{1,t+1}) + B_2 Cov_t(R_{i,t+1}, \Delta E_{1,t+1}) + e_{i,t+1} \quad (11)$$

em que,

$R_{i,t+1}$  é o excesso de retorno do decil  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, 10$ ) no instante  $t+1$ ;

$C_i$  é o intercepto associado aos ativos do decil  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, 10$ );

$A$  é o coeficiente médio de aversão ao risco, comum a todos os decis de um mesmo conjunto de carteiras;

$R_{IBV,t+1}$  é o excesso de retorno do Ibovespa no instante t+1;

$Cov_t(R_{i,t+1}, R_{IBV,t+1})$  é a covariância esperada, no instante t, entre  $R_{i,t+1}$  e o excesso de retorno do Ibovespa em t+1;

$B_1$  é o coeficiente de sensibilidade associado ao retorno da carteira de renda fixa, que é comum a todos os decis de determinado conjunto de carteiras;

$\Delta IRFM_{t+1}$  é o retorno da carteira de renda fixa no instante t+1;

$Cov_t(R_{i,t+1}, \Delta IRFM_{t+1})$  é a covariância esperada, no instante t, entre  $R_{i,t+1}$  e o retorno da carteira de renda fixa em t+1;

$B_2$  é o coeficiente de sensibilidade associado à variação da taxa de câmbio real-dólar, que é comum a todos os decis de determinado conjunto de carteiras;

$\Delta E_{t+1}$  é a variação da taxa de câmbio no instante t+1;

$Cov_t(R_{i,t+1}, \Delta E_{t+1})$  é a covariância esperada, no instante t, entre  $R_{i,t+1}$  e a variação na taxa de câmbio real-dólar em t+1;

$e_{i,t+1}$  é o erro associado a cada regressão do sistema;

Uma vez estimado (11) testa-se se os parâmetros  $A$ ,  $B_1$  e  $B_2$  são estatisticamente significantes. Além disso, para garantir que o modelo reflete uma relação de equilíbrio, todos os interceptos devem ser iguais a zero, ou seja, é necessário verificar se  $C_i$  é conjuntamente igual a zero para todas as equações estimadas. Caso todas essas condições sejam verificadas, têm-se evidências favoráveis ao ICAPM.

Foram estimados dois sistemas de equações iguais a (11) para o período de março de 2003 a dezembro de 2011: um sistema utiliza as covariâncias assimétricas como regressores em (11) e o outro utiliza as covariâncias sem permitir os efeitos de assimetria. Os resultados não diferem muito quando se considera a possibilidade de assimetria na covariância.

A Tabela 5 mostra os resultados dos sistemas estimados. O Painel A mostra os resultados supondo comportamento assimétrico das séries de covariâncias e o Painel B mostra os resultados quando se supõe que as covariâncias têm comportamento simétrico. Como explicado anteriormente, o único parâmetro que é diferente para dois decis quaisquer é a constante, pois o coeficiente de aversão ao

risco e o coeficiente associado a cada variável de estado são inclinações comuns. Sendo assim, reportam-se apenas os valores dos coeficientes comuns, para facilitar a leitura. A última coluna de cada tabela contém a estatística e o p-valor associados a um teste de Wald multivariado conduzido sob os interceptos de cada sistema. Isto é, testa-se  $H_0 : C_1 = C_2 = \dots = C_{10} = 0$  para os dois sistemas estimados. A não rejeição da hipótese nula significa que os retornos esperados dos portfólios de ações são completamente explicados pelos fatores de precificação utilizados.

**Tabela 5** – Resultados da equação de precificação estimada via SUR para a amostra completa.

<b>Painel A: Covariâncias com regime assimétrico</b>					
		<b>Variáveis Independentes</b>			
		IBOV	$\Delta$ IRF-M	$\Delta E$	Teste de Wald
Variável Dependente		5.652	40.861	17.000	11.310
	Retornos dos Portfólios VM	(1.646)	(16.430)	(3.576)	[0.334]
		[0.001]	[0.013]	[< 0.001]	
<b>Painel B: Covariâncias com regime simétrico</b>					
		<b>Variáveis Independentes</b>			
Variável Dependente		IBOV	$\Delta$ IRF-M	$\Delta E$	Teste de Wald
Variável Dependente		6.137	51.905	19.175	11.444
	Retornos dos Portfólios VM	(1.600)	(17.252)	(3.499)	[0.324]
		[< 0.001]	[0.003]	[< 0.001]	

Erro padrão dos estimadores em ( ) e P-valor em [ ].

Fonte: Elaboração Própria

Primeiramente, nota-se que a introdução da possibilidade de assimetria não parece alterar o sinal das relações estimadas, entretanto a magnitude dos coeficientes se altera. O coeficiente de aversão ao risco é estimado em 5,652 para o caso de covariâncias assimétricas e 6,137 para o simétrico, sendo altamente significativo nas duas especificações. Isso vai de acordo com a previsão de Merton

(1973) e com os resultados de Engle e Bali (2010), entre outros<sup>13</sup>. Pode-se dizer, nesse caso, que a relação intertemporal entre risco e retorno para o Brasil é positiva, isto é, os investidores só estão dispostos a aceitar mais risco em troca de maior retorno, seja em uma análise estática quanto dinâmica. Não obstante, como o coeficiente de aversão ao risco encontrado neste estudo é superior ao encontrado para o mercado americano em Engle e Bali (2010), é possível inferir que o prêmio por risco esperado da carteira de mercado brasileira é maior do que o da carteira americana (uma vez que a variância da carteira de mercado para as duas economias não difere muito<sup>14</sup>).

Além disso, é possível verificar que o coeficiente associado à covariância com as demais variáveis de estado também é significativo e positivo. Basicamente, o que esses resultados mostram é que portfólios altamente correlacionados com o mercado de renda fixa e com a taxa de câmbio devem gerar retornos esperados maiores. Isso é esperado, uma vez que mudanças nessas variáveis afetariam o conjunto de oportunidades de investimento e, portanto, o investidor deve ser remunerado pelo risco dessas mudanças desfavoráveis ocorrerem.

Outra interpretação possível é a de que essas variáveis de estado são utilizadas pelos investidores em suas decisões de *hedge* intertemporal, ou seja, aplicações em ativos de renda fixa e em moeda são instrumentos utilizados pelos investidores para se protegerem de mudanças no conjunto de oportunidades de investimento. Em particular, nota-se que a covariância entre as carteiras com risco e os retornos da carteira de renda fixa aparenta ter o maior efeito nos retornos esperados. É possível interpretar esse resultado como uma preferência por parte do investidor brasileiro em utilizar ativos de renda fixa para se proteger de mudanças desfavoráveis nas oportunidades de investimento. Isto é, embora o investidor também utilize o câmbio para se proteger, os resultados encontrados mostram que existe uma preferência por ativos de renda fixa. A preferência por ativos de renda fixa se torna ainda maior quando se supõe que o regime das covariâncias é simétrico.

Finalmente, pelo teste conjunto conduzido sob os interceptos de cada regressão, conclui-se que os retornos são, em equilíbrio, totalmente explicados pela

---

<sup>13</sup> Engle e Bali estimam um coeficiente de aversão ao risco significativo e entre dois e quatro.

<sup>14</sup> Para o período estudado, o desvio padrão da carteira de mercado brasileira é 1,85% ao dia. Bali e Engle (2010) reportam que o desvio padrão da carteira de mercado americana é 1,15% ao dia para o período de 1986 a 2009.

sua covariância com a carteira de mercado e com as variáveis de estado. Dessa forma, analisando-se o resultado para os portfólios construídos, tem-se forte evidência da validade empírica do ICAPM.

É esclarecedor também estimar a equação de precificação para sub-amostras do período analisado. Em particular, pode ser útil verificar o comportamento dos coeficientes antes e depois da crise de 2008. Sendo assim, estratificou-se a amostra total em duas sub-amostras. A primeira vai de 19 de março de 2003 a 31 de agosto de 2008 (total de 1423 observações), enquanto que a segunda vai de 1 de setembro de 2008 a 30 de dezembro de 2011 (totalizando 869 observações). A Tabela 6 mostra os resultados para as duas sub-amostras estudadas. Aqui se reportam apenas as estimativas supondo um comportamento assimétrico das covariâncias condicionais<sup>15</sup>.

**Tabela 6** – Resultados da equação de precificação estimada via SUR para as sub-amostras supondo comportamento assimétrico das covariâncias.

<b>Painel A: Março de 2003 a Agosto de 2008</b>					
		<b>Variáveis Independentes</b>			
		IBOV	$\Delta$ IRF-M	$\Delta$ E	Teste de Wald
<b>Variável Dependente</b>	Retornos dos Portfólios VM	-2.055	48.217	-10.686	3.495
		(2.869)	(37.319)	(7.784)	[0.967]
		[0.474]	[0.196]	[0.1698]	
<b>Painel B: Setembro de 2008 a Dezembro de 2011</b>					
		<b>Variáveis Independentes</b>			
		IBOV	$\Delta$ IRF-M	$\Delta$ E	Teste de Wald
<b>Variável Dependente</b>	Retornos dos Portfólios VM	9.230	18.419	21.592	10.805
		(2.148)	(19.231)	(4.567)	[0.373]
		[< 0.001]	[0.338]	[< 0.001]	

Erro padrão dos estimadores em ( ) e P-valor em [ ].

Fonte: Elaboração Própria

<sup>15</sup> Os resultados não se alteram caso se suponha um comportamento simétrico das covariâncias condicionais. Tais resultados são apresentados no Apêndice V.

A divisão em sub-amostras mostra que, entre 2003 e 2008 o coeficiente de aversão ao risco foi negativo, porém insignificante para os portfólios analisados, tornando-se positivo e significativo no período que contempla a crise até o final de 2011. Em particular, nota-se que os coeficientes associados às demais variáveis de estado também são insignificantes e que os interceptos de cada equação são iguais a zero para essa sub-amostra. Na segunda sub-amostra observamos que o coeficiente associado à taxa de câmbio torna-se positivo e significativo, mas o coeficiente associado à taxa de juros permanece insignificante. Os interceptos continuam sendo estatisticamente iguais a zero.

Embora esses resultados não invalidem o modelo teórico desenvolvido, é importante ressaltar que a crise constituiu um choque de preferências para o investidor brasileiro. Em particular, é cabível argumentar que a taxa de câmbio não era um instrumento utilizado para o *hedge* intertemporal dos investidores no período pré-crise, mas passou a ser de 2008 em diante. É razoável conjecturar, por exemplo, que o investidor começou a utilizar a taxa de câmbio para compor seu *hedge* intertemporal antecipando um movimento de saída dos investidores estrangeiros das economias emergentes para ativos mais seguros como o dólar (fenômeno conhecido como *flight to quality*).

Um resultado curioso é o fato de todos os coeficientes serem estatisticamente insignificantes para o período pré-crise, inclusive os interceptos das equações. Esse resultado mostra que, embora o ICAPM apresente um ajuste adequado quando se considera a amostra inteira sob análise (março de 2003 a dezembro de 2011), é preciso cautela para não supor que os coeficientes estimados e as relações encontradas valem para qualquer período que se queira estudar.

## 5. CONCLUSÃO

O objetivo deste estudo foi verificar a validade empírica do *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (ICAPM) para o Brasil. Este modelo argumenta que o retorno esperado dos ativos em uma economia não depende apenas da covariância do ativo com a carteira de mercado, mas também da covariância desse ativo com outras variáveis, denominadas “variáveis de estado”. Tais variáveis levam a mudanças no conjunto de oportunidades de investimento dos agentes, de modo que

um investidor deve ser remunerado por esse risco ao comprar um ativo altamente correlacionado com essas variáveis. Não obstante, a estimação do ICAPM permite que se analise a relação intertemporal entre risco e retorno, relação esta que já foi extensivamente debatida na literatura de Finanças e ainda não possui uma resposta definitiva.

Para conduzir o teste do ICAPM adaptou-se a metodologia apresentada em Bali e Engle (2010), que realiza a estimação do modelo em dois estágios: no primeiro estágio, estimam-se as correlações dinâmicas dos portfólios de ações com as variáveis de estado através do modelo DCC de Engle (2002). No segundo estágio, utilizam-se as séries de covariâncias estimadas anteriormente como variáveis explicativas em um sistema de equações de precificação que é estimado via *seemingly unrelated regressions* (SUR). A vantagem dessa metodologia sobre a representação da equação de apreçamento na sua forma mais conhecida (que utiliza retornos como variáveis explicativas) é a utilização da variação temporal das covariâncias na estimação, ou seja, não se supõe que as covariâncias sejam constantes ao longo do tempo.

As variáveis utilizadas neste trabalho foram os retornos do Ibovespa, do IRF-M (*proxy* para a taxa de juros) e da taxa de câmbio como variáveis de estado. O período de análise vai de março de 2003 a dezembro de 2011 com dados em frequência diária. Os portfólios de ações foram construídos ordenando-se as empresas negociadas na Bovespa pelo seu valor de mercado e construindo um portfólio para cada decil dessa ordenação. Assim, o primeiro decil contém as 10% menores empresas e o décimo decil contém as 10% maiores. O peso de cada ação no seu respectivo portfólio é dado pelo valor de mercado dessa ação quando comparado ao valor de mercado do decil como um todo.

Ao se estimarem as correlações dinâmicas de cada decil com as variáveis de estado, permitiu-se que a série de correlações apresentasse comportamento assimétrico. Tal comportamento se verificou significativo principalmente nas séries de correlações entre os portfólios de valor de mercado e o Ibovespa. Além disso, observaram-se séries de correlações positivas entre os portfólios e o Ibovespa e negativas entre os portfólios e a taxa de câmbio, conforme esperado. O sinal das séries de correlações entre os portfólios e a taxa de juros (IRF-M) foi predominantemente positivo.

A estimação do sistema de equações de precificação mostrou resultados favoráveis ao ICAPM. O coeficiente de aversão ao risco estimado mostrou-se altamente significativo e com magnitude entre 5,00 e 6,00. Esse resultado mostra que a relação intertemporal entre risco e retorno é positiva para o Brasil: num arcabouço de decisão dinâmico, os investidores só aceitam incorrer em maior risco se forem compensados com maiores retornos. Além disso, observou-se que os coeficientes associados às variáveis de estado são significantes e positivos. Tais resultados nos levam a concluir que ativos altamente correlacionados com variações da taxa de câmbio ou do IRF-M devem apresentar um retorno esperado maior, justamente porque ao se comprar tais ativos o investidor está exposto ao risco de mudanças desfavoráveis ocasionadas por tais variáveis. Sendo assim, as covariâncias entre os portfólios e essas variáveis de estado são fatores de precificação do ICAPM. Finalmente, testa-se se os interceptos são conjuntamente iguais a zero. A conclusão é de que sim e, portanto, a relação estimada pode ser considerada uma relação de equilíbrio: o retorno esperado dos portfólios é completamente explicado pela covariância desses portfólios com a carteira de mercado, a taxa de juros e a taxa de câmbio.

Em seguida, estratificou-se a amostra em dois períodos. O período pré-crise, indo de março de 2003 a agosto de 2008 e o período de crise e pós-crise de setembro de 2008 a dezembro de 2011. A análise dos resultados para as subamostras indica que o grau de aversão ao risco e os coeficientes associados às variáveis de estado eram insignificantes para o período pré-crise, porém tornaram-se significantes a partir de setembro de 2008 (com exceção da taxa de juros). Em particular, uma conclusão que se pode tirar dessa análise é que a taxa de câmbio passou a ser utilizada como instrumento de *hedge* intertemporal a partir da crise de 2008, ou seja, a crise representou um choque nas preferências do investidor.

O estudo conduzido apontou em favor da validade empírica do ICAPM para o caso brasileiro. Constatou-se também que a relação entre risco e retorno é positiva mesmo quando se leva em consideração uma decisão de investimento de muitos períodos. Além disso, verificou-se que a taxa de juros e a taxa de câmbio são instrumentos utilizados pelos investidores para se protegerem de mudanças desfavoráveis que possam acontecer no futuro e que ativos altamente correlacionados com essas variáveis devem apresentar um retorno esperado maior. A análise das sub-amostras, entretanto, serve como uma advertência: é preciso

cautela ao analisar os resultados do modelo encontrado, pois grandes choques que venham a atingir os mercados financeiros podem alterar as preferências dos investidores e modificar as relações encontradas.

## 6. REFERÊNCIAS

ABEL, Andrew B. Stock prices under time-varying dividend risk: An exact solution in and infinite-horizon general equilibrium model. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 375-393, 1988.

ALMEIDA, Leandro de O. **Estimação do CAPM Intertemporal com ações da BOVESPA**. São Paulo, 2010. 55 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

ANDAKU, Flávio T. A.; PINTO, Antonio C. F. A persistência de desempenho de fundos de investimento em ações no Brasil. **Revista de Economia e Administração**, v. 2, n. 2, p. 23-33, 2003.

AQUINO, Rodolfo Q. A variance equality test of the ICAPM on Phillipine stocks: post-Asian financial crisis period. **Applied Economics**, v. 38, p. 353-362, 2006.

BACKUS, David K.; GREGORY, Allan W. Theoretical relations between risk premiums and conditional variance. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 11, n. 2, p. 177-185, 1993.

BALI, Turan G. The intertemporal relation between expected returns and risk. **Journal of Financial Economics**, v. 87, n. 1, p. 527-566, 2008.

BALI, Turan G.; ENGLE, Robert F. The intertemporal capital asset pricing model with dynamic conditional correlations. **Journal of Monetary Economics**, v. 57, p. 377-390, 2010.

BALI, Turan G.; PENG, Lin. Is there a risk-return tradeoff? Evidence from high frequency data. **Journal of Applied Economics**, v. 21, p. 1169-1198, 2006.

BLACK, Fischer S.; JENSEN, Michael C.; SCHOLES Myron S.; The capital asset pricing model: some empirical tests. In: JENSEN, Michael C. **Studies in the Theory of Capital Markets**. New York. Ed: Praeger, p. 79-121, 1972.

BLUME, Marshall; FRIEND, Irwin. A new look at the capital asset pricing model. **Journal of Finance**, v. 28, n. 1, p. 19-33, 1973.

BOLLERSLEV, Tim; ENGLE, Robert F.; WOOLDRIDGE, Jeffrey M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. **The Journal of Political Economy**, v. 96, n. 1, p. 116-131, 1988.

BRANDT, Michael W.; KANG, Qiang. On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns: a latent VAR approach. **Journal of Financial Economics**, v. 72, p. 217-257, 2004.

CAMPBELL, John Y. Stock returns and the term structure. **Journal of Financial Economics**, v. 18, p. 373-399, 1987.

CAMPBELL, John Y. Intertemporal asset pricing without consumption data. **American Economic Review**, v. 83, n. 3, p. 487-512, 1993.

CAMPBELL, John Y. Understanding risk and return. **Journal of Political Economy**, v. 104, n. 2, p. 298-345, 1996.

CAMPBELL, John Y.; VUOLTEENAHU, Tuomo. Bad Beta, Good Beta. **American Economic Review**, v. 94, n. 5, p. 1249-1275, 2004.

CAPPIELLO, Lorenzo; ENGLE, Robert F.; Sheppard, Kevin. Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. **Journal of Financial Econometrics**, v. 4, n. 4, p. 537-572, 2006.

CHEN, Nai-Fu; ROLL, R.; ROSS, Stephen A. Economic forces and the stock market. **The Journal of Business**, v. 59, n. 3, p. 383-403, 1986.

ENGLE, Robert F. Dynamic Conditional Correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 20, p. 339-350, 2002.

ENGLE, Robert F.; COLACITO, Riccardo. Testing and valuing dynamic correlations for asset allocation. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 24, n. 2, p. 238-253, 2006.

FAFF, Robert; CHAN, Howard. A test of the intertemporal CAPM in the Australian equity market. **Journal of International Financial Markets**, v. 8, p. 175-188, 1998.

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

FAMA, Eugene F. Multifactor portfolio efficiency and multifactor asset pricing. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 31, n. 4, p. 441-465, 1996.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, 1992.

GHYSELS, Eric; SANTA-CLARA, Pedro; VALKANOV, Rossen. There is a risk-return tradeoff after all. **Journal of Financial Economics**, v. 76, p. 508-548, 2005.

GLOSTEN, Lawrence R.; JAGANNATHAN, Ravi; RUNKLE, David E. On the relation between expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. **Journal of Finance**, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, 1993.

GREENE, William H.; **Econometric Analysis**. 6ª Edição. Nova Iorque: Editora Pearson Prentice Hall, 1178p., 2008.

GUO, Hui; WHITELOW, Robert F. Uncovering the risk-return relation in the stock market. **Journal of Finance**, v. 61, n. 3, p. 1433-1463, 2006.

LINTNER, John V. Security prices, risk and maximal gains from diversification. **Journal of Finance**, v. 20, n. 5, p. 587-616, 1965.

LUNDBLAD, Christian. The risk return tradeoff in the long run: 1836-2003. **Journal of Financial Economics**, v. 78, p. 187-202, 2007.

MERTON, Robert C. An intertemporal capital asset pricing model. **Econometrica**, v. 41, n. 5, p. 867-887, 1973.

MINARDI, Andrea M. A. F.; SANVICENTE, Antonio Z.; MONTENEGRO, Carlos M. G.; DONATELLI, Danielle H.; BIGNOTTO, Fernando G. **Estimando o custo de capital de companhias fechadas no Brasil para uma melhor gestão estratégica de projetos**. Insper Working Papers. São Paulo, 2005.

MOSSIN, Jan. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, v. 34, n. 4, p. 768-783, 1966.

NANISSETTY, Prasad; BHARATI, Rakesh; GUPTA, Manoj. The effect of time-varying covariances on asset risk premia. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 7, p. 205-220, 1996.

NELSON, Daniel B. Conditional Heteroskedasticity in asset returns: a new approach. **Econometrica**, v. 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

ROSS, Stephen A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, n. 3, p. 341-360, 1976.

SANVICENTE, Antonio Z. A relevância de prêmios por risco soberano e risco cambial no uso do CAPM para a estimação do custo de capital das empresas. **IV Encontro Brasileiro de Finanças**, Sociedade Brasileira de Finanças. Rio de Janeiro, 2004.

SANVICENTE, Antonio Z.; MELLAGI FILHO, Armando. **Mercado de Capitais e Estratégias de Investimento**. São Paulo, Atlas 1996.

SCRUGGS, John T. Resolving the puzzling intertemporal relation between market risk premium and conditional market variance: a two-factor approach. **Journal of Finance**, v. 52, n. 2, p. 575-603, 1998.

SHARPE, William F. Capital asset prices – a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v. 19, n. 4, p. 425-442, 1964.

WHITELAW, Robert F. Time variations and covariations in the expectation and volatility of stock market returns. **Journal of Finance**, v. 49, n. 2, p. 515-541, 1994.

## 7. APÊNDICES

### 7.1 Apêndice I – Lista de ações utilizadas

**Tabela 7 – Lista de ações utilizadas e período no qual foram analisadas.**

Empresa	Código	Início	Final	Empresa	Código	Início	Final
Abc Brasil	ABCB4	24/07/2007	29/12/2011	Bardella	BDLL4	19/03/2003	29/12/2011
Abyara	ABYA3	26/07/2006	11/02/2010	Battistella	BTTL3	30/08/2007	29/12/2011
AES Elpa	AELP3	19/03/2003	29/12/2011	Battistella	BTTL4	30/08/2007	29/12/2011
AES Tiete	GETI3	19/03/2003	29/12/2011	Bematech	BEMA3	18/04/2007	29/12/2011
AES Tiete	GETI4	19/03/2003	29/12/2011	BHG	BHGR3	13/07/2007	29/12/2011
Agra Incorp	AGIN3	25/04/2007	11/02/2010	Bicbanco	BICB4	11/10/2007	29/12/2011
Agre Emp Imo	AGEI3	12/02/2010	11/06/2010	BM&F	BMEF3	29/11/2007	19/08/2008
Agrenco	AGEN11	24/10/2007	29/12/2011	BMF Bovespa	BVMF3	20/08/2008	29/12/2011
Alfa Financ	CRIV4	19/03/2003	29/12/2011	Bombril	BOBR4	19/03/2003	29/12/2011
Alfa Invest	BRIV3	19/03/2003	29/12/2011	Bovespa Holding	BOVH3	25/10/2007	19/08/2008
Alfa Invest	BRIV4	19/03/2003	29/12/2011	BR Brokers	BBRK3	26/10/2007	29/12/2011
Aliansce	ALSC3	28/01/2010	29/12/2011	BR Insurance	BRIN3	29/10/2010	29/12/2011
All Amer Lat	ALLL3	24/03/2005	29/12/2011	BR Malls Par	BRML3	04/04/2007	29/12/2011
Alpargatas	ALPA4	19/03/2003	29/12/2011	BR Pharma	BPHA3	24/06/2011	29/12/2011
Am Inox BR	ACES3	19/03/2003	18/04/2008	BR Properties	BRPR3	08/03/2010	29/12/2011
Am Inox BR	ACES4	19/03/2003	24/04/2008	Bradesco	BBDC3	19/03/2003	29/12/2011
Amazonia	BAZA3	19/03/2003	29/12/2011	Bradesco	BBDC4	19/03/2003	29/12/2011
Ambev	AMBV4	19/03/2003	29/12/2011	Bradespar	BRAP3	19/03/2003	29/12/2011
Ambev	AMBV3	19/03/2003	29/12/2011	Bradespar	BRAP4	19/03/2003	29/12/2011
Amil	AMIL3	26/10/2007	29/12/2011	Brasil	BBAS3	19/03/2003	29/12/2011
Ampla Energ	CBEE3	19/03/2003	29/12/2011	Brasil T Par	B RTP4	19/03/2003	16/11/2009
Anglo Brazil	IRON3	28/07/2008	19/12/2008	Brasil T Par	B RTP3	19/03/2003	16/11/2009
Anhanguera	AEDU3	09/03/2007	29/12/2011	Brasil Telec	B RTO4	19/03/2003	29/12/2011
Aracruz	ARCZ6	19/03/2003	17/11/2009	Brasil Telec	B RTO3	19/03/2003	29/12/2011
Arcelor BR	ARCE4	19/03/2003	10/11/2005	Brasilagro	AGRO3	28/04/2006	29/12/2011
Arcelor BR	ARCE3	19/03/2003	18/06/2007	Braskem	BRKM5	19/03/2003	29/12/2011
Arezzo Co	ARZZ3	01/02/2011	29/12/2011	Brasmotor	B MTO4	19/03/2003	29/12/2011
Autometal	AUTM3	04/02/2011	29/12/2011	BRF Foods	PRGA4	19/03/2003	11/04/2006
B2W Varejo	BTOW3	08/08/2007	29/12/2011	Brookfield	BISA3	20/10/2006	29/12/2011
Bahia Sul	BSUL5	19/03/2003	04/08/2004	Bunge Brasil	MSAN3	19/03/2003	08/10/2004
Banespa	BESP3	19/03/2003	02/04/2007	Bunge Brasil	MSAN4	19/03/2003	08/10/2004
Banespa	BESP4	19/03/2003	02/04/2007	Caemi	CMET4	19/03/2003	03/05/2006
Banestes	BEES4	26/05/2008	29/12/2011	CC Des Imob	CCIM3	30/01/2007	29/12/2011
Banrisul	BRSR6	03/09/2007	29/12/2011	CCR SA	CCRO3	19/03/2003	29/12/2011

(continua)

(continuação)

Empresa	Código	Início	Final	Empresa	Código	Início	Final
Celesc	CLSC4	19/03/2003	29/12/2011	Duratex-Old	DURA4	19/03/2003	07/10/2009
Cemig	CMIG4	19/03/2003	29/12/2011	Ecorodovias	ECOR3	31/03/2010	29/12/2011
Cemig	CMIG3	19/03/2003	29/12/2011	Electrolux	REPA4	19/03/2003	23/07/2004
Cesp	CESP5	19/03/2003	29/12/2011	Eletrobras	ELET6	19/03/2003	29/12/2011
Cesp	CESP6	31/07/2006	29/12/2011	Eletrobras	ELET3	19/03/2003	29/12/2011
Cetip	CTIP3	27/10/2009	29/12/2011	Eletropar	LIPR3	19/03/2003	29/12/2011
Chapeco	CHAP4	19/03/2003	25/04/2005	Eletropaulo	ELPL5	19/03/2003	20/12/2010
Chapeco	CHAP3	19/03/2003	29/04/2005	Eletropaulo	ELPL4	31/08/2006	29/12/2011
Cia Hering	HGTX4	19/03/2003	15/05/2007	Eleva	ELEV3	19/03/2003	19/02/2008
Cielo	CIEL3	26/06/2009	29/12/2011	Emae	EMAE4	19/03/2003	29/12/2011
Cim Itau	ICPI4	19/03/2003	26/04/2004	Embraco	EBCO4	19/03/2003	14/06/2006
Coelce	COCE5	19/03/2003	29/12/2011	Embraer	EMBR4	19/03/2003	02/06/2006
Comgas	CGAS5	19/03/2003	29/12/2011	Embraer	EMBR3	19/03/2003	29/12/2011
Company	CPNY3	01/03/2006	26/11/2008	Embratel Part	EBTP3	19/03/2003	29/12/2011
Confab	CNFB4	19/03/2003	29/12/2011	Embratel Part	EBTP4	19/03/2003	29/12/2011
Contax	CTAX3	29/08/2005	29/12/2011	Energias BR	ENBR3	12/07/2005	29/12/2011
Contax	CTAX4	26/08/2005	29/12/2011	Energisa	ENGI4	10/04/2007	29/12/2011
Copasa	CSMG3	07/02/2006	29/12/2011	Equatorial	EQTL3	07/04/2008	29/12/2011
Copel	CPLE3	19/03/2003	29/12/2011	Estacio Part	ESTC3	27/07/2007	29/12/2011
Copel	CPLE6	19/03/2003	29/12/2011	Estrela	ESTR4	19/03/2003	29/12/2011
Copesul	CPSL3	19/03/2003	17/10/2007	Eternit	ETER3	19/03/2003	29/12/2011
Cosan	CSAN3	17/11/2005	29/12/2011	Even	EVEN3	30/03/2007	29/12/2011
Cosan Ltd	CZLT11	16/08/2007	29/12/2011	Eztec	EZTC3	21/06/2007	29/12/2011
Cosipa	CSPC3	19/03/2003	30/03/2005	F Cataguazes	FLCL5	19/03/2003	05/04/2007
Cosipa	CSPC4	19/03/2003	05/04/2005	Fer Heringer	FHER3	11/04/2007	29/12/2011
Coteminas	CTNM4	19/03/2003	29/12/2011	Ferbasa	FESA4	19/03/2003	29/12/2011
CPFL Energia	CPFE3	28/09/2004	29/12/2011	Fertibras	FBRA4	19/03/2003	11/01/2007
Cr2	CRDE3	20/04/2007	29/12/2011	Fibria	VCPA4	19/03/2003	11/08/2009
Cremer	CREM3	27/04/2007	29/12/2011	Fibria	FIBR3	12/08/2009	29/12/2011
Crt Celular	C RTP5	19/03/2003	30/03/2006	Fleury	FLRY3	16/12/2009	29/12/2011
Cruzeiro Sul	CZRS4	25/06/2007	29/12/2011	Forjas Taurus	FJTA4	19/03/2003	29/12/2011
Csu Cardsystem	CARD3	28/04/2006	29/12/2011	Fras-Le	FRAS4	19/03/2003	29/12/2011
Cyre Com-Ccp	CCPR3	09/08/2007	29/12/2011	Gafisa	GFSA3	16/02/2006	29/12/2011
Cyrela Realty	CYRE3	01/07/2005	29/12/2011	Generalshopp	GSHP3	27/07/2007	29/12/2011
Dasa	DASA3	18/11/2004	29/12/2011	Gerdau	GGBR4	19/03/2003	29/12/2011
Datasul	DSUL3	01/06/2006	23/09/2008	Gerdau Met	GOAU4	19/03/2003	29/12/2011
Daycoval	DAYC4	28/06/2007	29/12/2011	Gerdau Met	GOAU3	19/03/2003	29/12/2011
Direcional	DIRR3	18/11/2009	29/12/2011	Globex	GLOB4	19/03/2003	18/02/2008
Dufry Ag	DAGB11	20/04/2010	29/12/2011	Gol	GOLL4	23/06/2004	29/12/2011
Duratex	DTEX3	20/09/2007	29/12/2011	Gp Invest	GPIV11	31/05/2006	29/12/2011

(continua)

(continuação)

Empresa	Código	Início	Final	Empresa	Código	Início	Final
Grendene	GRND3	28/10/2004	29/12/2011	Lojas Marisa	AMAR3	19/10/2007	29/12/2011
Guarani	ACGU3	20/07/2007	12/08/2010	Lopes Brasil	LPSB3	15/12/2006	29/12/2011
Guararapes	GUAR3	19/03/2003	29/12/2011	Lupatech	LUPA3	12/05/2006	29/12/2011
GVT Holding	GVTT3	15/02/2007	10/05/2010	M G Poliest	RHDS3	19/03/2003	29/12/2011
Helbor	HBOR3	26/10/2007	29/12/2011	M. Diasbranco	MDIA3	17/10/2006	29/12/2011
Hrt Petroleo	H RTP3	22/10/2010	29/12/2011	Magaz Luiza	MGLU3	29/04/2011	29/12/2011
Hypermarcas	HYPE3	17/04/2008	29/12/2011	Magnesita	MAGS5	19/03/2003	01/04/2008
Ideiasnet	IDNT3	19/03/2003	29/12/2011	Magnesita SA	MAGG3	02/04/2008	29/12/2011
Ienergia	IENG5	19/03/2003	29/12/2011	Mangels Indl	MGEL4	19/03/2003	29/12/2011
IGB S/A	IGBR7	13/02/2007	26/04/2007	Marambaia	CTPC3	27/06/2007	29/12/2011
Iguatemi	IGTA3	06/02/2007	29/12/2011	Marcopolo	POMO4	19/03/2003	29/12/2011
Imc Holdings	IMCH3	04/03/2011	29/12/2011	Marfrig	MRFG3	28/06/2007	29/12/2011
Inds Romi	ROMI4	19/03/2003	22/03/2007	Medial Saude	MEDI3	21/09/2006	10/06/2010
Indusval	IDVL4	11/07/2007	29/12/2011	Metal Leve	LEVE3	19/03/2003	29/12/2011
Inepar	INEP4	19/03/2003	29/12/2011	Metalrio	FRIO3	12/04/2007	29/12/2011
Iochnp-Maxion	MYPK4	19/03/2003	25/02/2008	Mills	MILS3	15/04/2010	29/12/2011
Ipiranga Dis	DPPI4	19/03/2003	22/01/2008	Minerva	BEEF3	19/07/2007	29/12/2011
Ipiranga Pet	PTIP4	19/03/2003	22/01/2008	Minupar	MNPR4	19/03/2003	11/12/2007
Ipiranga Ref	RIPI4	19/03/2003	22/01/2008	MMX Miner	MMXM3	21/07/2006	29/12/2011
Itausa	ITSA4	19/03/2003	29/12/2011	MPX Energia	MPXE3	13/12/2007	29/12/2011
Itausa	ITSA3	19/03/2003	29/12/2011	MRV	MRVE3	20/07/2007	29/12/2011
Itautec	ITEC3	19/03/2003	29/12/2011	Multiplan	MULT3	26/07/2007	29/12/2011
ItauUnibanco	ITUB3	19/03/2003	29/12/2011	Multiplus	MPLU3	04/02/2010	29/12/2011
ItauUnibanco	ITUB4	19/03/2003	29/12/2011	Mundial	MNDL4	19/03/2003	29/12/2011
J B Duarte	JBDU4	19/03/2003	29/12/2011	Natura	NATU3	25/05/2004	29/12/2011
JBS	JBSS3	28/03/2007	29/12/2011	Net	NETC4	19/03/2003	29/12/2011
JHSF Part	JHSF3	11/04/2007	29/12/2011	Nossa Caixa	BNCA3	27/10/2005	08/04/2010
JSL	JSLG3	20/04/2010	29/12/2011	Odontoprev	ODPV3	30/11/2006	29/12/2011
Kepler Weber	KEPL3	19/03/2003	29/12/2011	OGX Petroleo	OGXP3	12/06/2008	29/12/2011
Klabin S/A	KLBN4	19/03/2003	29/12/2011	OHL Brasil	OHLB3	14/07/2005	29/12/2011
Klabinsegall	KSSA3	06/10/2006	11/02/2010	OSX Brasil	OSXB3	19/03/2010	29/12/2011
Kuala	ARTE4	19/03/2003	26/06/2006	P.Acucar-Cbd	PCAR4	19/03/2003	29/12/2011
Laep	MILK11	30/10/2007	29/12/2011	Panamericano	BPNM4	16/11/2007	29/12/2011
Le Lis Blanc	LLIS3	28/04/2008	29/12/2011	Parana	PRBC4	13/06/2007	29/12/2011
Light S/A	LIGT3	19/03/2003	29/12/2011	Paranapanema	PMAM4	19/03/2003	29/04/2010
Llx Log	LLXL3	28/07/2008	29/12/2011	Paul F Luz	PALF3	19/03/2003	04/01/2006
Localiza	RENT3	20/05/2005	29/12/2011	PDG Realt	PDGR3	24/01/2007	29/12/2011
Log-In	LOGN3	20/06/2007	29/12/2011	Petrobras	PETR3	19/03/2003	29/12/2011
Lojas Americ	LAME3	19/03/2003	29/12/2011	Petrobras	PETR4	19/03/2003	29/12/2011
Lojas Americ	LAME4	19/03/2003	29/12/2011	Petroquisa	PTQS4	19/03/2003	12/07/2006

(continua)

(continuação)

<b>Empresa</b>	<b>Código</b>	<b>Início</b>	<b>Final</b>	<b>Empresa</b>	<b>Código</b>	<b>Início</b>	<b>Final</b>
Pettenati	PTNT4	19/03/2003	29/12/2011	Sudameris	BFIT3	19/03/2003	13/02/2007
Pine	PINE4	30/03/2007	29/12/2011	Sultepa	SULT4	19/03/2003	29/12/2011
Plascar Part	PLAS4	19/03/2003	12/04/2007	Suzano Papel	SUZB5	19/03/2003	29/12/2011
Polialden	PLDN4	19/03/2003	02/06/2006	Tarpon Inv	TRPN3	26/05/2009	29/12/2011
Porto Seguro	PSSA3	19/11/2004	29/12/2011	Technos	TECN3	30/06/2011	29/12/2011
Portx	PRTX3	03/12/2010	29/12/2011	Tecnisa	TCSA3	31/01/2007	29/12/2011
Positivo Inf	POSI3	08/12/2006	29/12/2011	Tectoy	TOYB4	19/03/2003	29/12/2011
Pro Metalurg	PMET6	19/03/2003	29/12/2011	Tectoy	TOYB3	19/03/2003	29/12/2011
Profarma	PFRM3	25/10/2006	29/12/2011	Tegma	TGMA3	02/07/2007	29/12/2011
Providencia	PRVI3	26/07/2007	29/12/2011	Teka	TEKA4	19/03/2003	29/12/2011
Qgep Part	QGEP3	08/02/2011	29/12/2011	Tele Centroeste Cel	TCOC4	19/03/2003	30/03/2006
Qualicorp	QUAL3	28/06/2011	29/12/2011	Tele Centroeste Cel	TCOC3	19/03/2003	30/03/2006
Quattor Petr	SZPQ4	19/03/2003	12/01/2011	Tele Leste Celular	TLCP4	19/03/2003	30/03/2006
Raia	RAIA3	17/12/2010	16/12/2011	Tele Leste Celular	TLCP3	19/03/2003	30/03/2006
Randon Part	RAPT4	19/03/2003	29/12/2011	Tele Nordeste Celul	TNEP4	19/03/2003	08/10/2004
Rasip Agro	RSIP4	19/03/2003	29/12/2011	Tele Nordeste Celul	TNEP3	19/03/2003	08/10/2004
Redecard	RDCD3	12/07/2007	29/12/2011	Tele Nort CI	TNCP3	19/03/2003	29/12/2011
Redentor	RDTR3	25/08/2010	29/12/2011	Tele Nort CI	TNCP4	19/03/2003	29/12/2011
Renar	RNAR3	25/02/2005	29/12/2011	Tele Sudeste Celula	TSEP4	19/03/2003	30/03/2006
Ripasa	RPSA4	19/03/2003	29/06/2006	Tele Sudeste Celula	TSEP3	19/03/2003	30/03/2006
Rodobensimob	RDNI3	30/01/2007	29/12/2011	Telebras	TELB4	19/03/2003	29/12/2011
Rossi Resid	RSID3	19/03/2003	29/12/2011	Telebras	TELB3	19/03/2003	29/12/2011
Sabesp	SBSP3	19/03/2003	29/12/2011	Telef Brasil	VIVT3	19/03/2003	29/12/2011
Sadia S/A	SDIA4	19/03/2003	21/09/2009	Telef Brasil	VIVT4	19/03/2003	29/12/2011
Sanepar	SAPR4	19/03/2003	29/12/2011	Telefonica Data Hld	TDBH4	19/03/2003	29/08/2006
Santander BR	SANB3	03/04/2007	29/12/2011	Telefonica Data Hld	TDBH3	19/03/2003	29/08/2006
Sao Carlos	SCAR4	19/03/2003	22/08/2006	Telemar	TNLP4	19/03/2003	29/12/2011
Sao Carlos	SCAR3	19/03/2003	29/12/2011	Telemar	TNLP3	19/03/2003	29/12/2011
Sao Martinho	SMTO3	09/02/2007	29/12/2011	Telemar N L	TMAR6	19/03/2003	27/09/2011
Saraiva Livr	SLED4	19/03/2003	29/12/2011	Telemar N L	TMAR3	19/03/2003	29/12/2011
Savarg	VAGV4	19/03/2003	04/01/2010	Telemar N L	TMAR5	19/03/2003	29/12/2011
Seara Alim	SALM4	19/03/2003	06/04/2005	Telemig Part	TMCP3	19/03/2003	03/09/2009
Sid Nacional	CSNA3	19/03/2003	29/12/2011	Telemig Part	TMCP4	19/03/2003	04/09/2009
Sid Tubarao	CSTB4	19/03/2003	10/11/2005	Tempo Part	TEMP3	17/12/2007	29/12/2011
Sierrabrasil	SSBR3	02/02/2011	29/12/2011	Tenda	TEND3	11/10/2007	08/02/2010
SLC Agricola	SLCE3	14/06/2007	29/12/2011	Tereos	TERI3	13/08/2010	29/12/2011
Sofisa	SFSA4	30/04/2007	29/12/2011	Tig Ltd	TARP11	30/05/2007	26/11/2010
Souza Cruz	CRUZ3	19/03/2003	29/12/2011	Tim Nordeste	TPEC6B	19/03/2003	05/07/2005
Springs	SGPS3	26/07/2007	29/12/2011	Tim Part S/A	TCSL4	19/03/2003	02/08/2011
Submarino	SUBA3	29/03/2005	07/08/2007	Tim Part S/A	TIMP3	19/03/2003	29/12/2011

(continua)

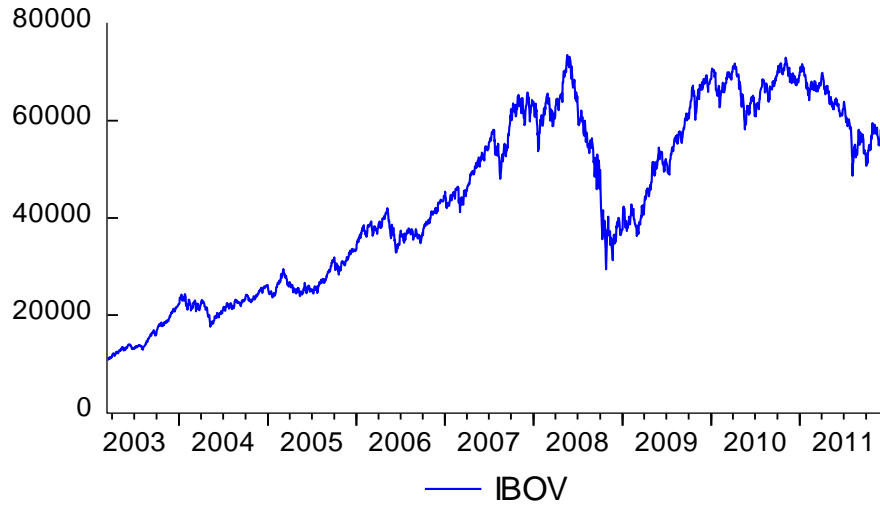
(continuação)

<b>Empresa</b>	<b>Código</b>	<b>Início</b>	<b>Final</b>	<b>Empresa</b>	<b>Código</b>	<b>Início</b>	<b>Final</b>
Tim Sul	TPRC6	19/03/2003	06/07/2005	Uol	UOLL4	15/12/2005	29/12/2011
Time For Fun	SHOW3	12/04/2011	29/12/2011	Usiminas	USIM5	19/03/2003	29/12/2011
Tivit	TVIT3	25/09/2009	12/01/2011	V-Agro	VAGR3	21/11/2006	29/12/2011
Totvs	TOTS3	08/03/2006	29/12/2011	Vale	VALE3	19/03/2003	29/12/2011
Tractebel	TBLE6	19/03/2003	08/08/2005	Vale	VALE5	19/03/2003	29/12/2011
Tractebel	TBLE3	19/03/2003	29/12/2011	Valefert	FFTL4	19/03/2003	23/12/2011
Trafo	TRFO4	19/03/2003	02/02/2010	Valid	VLID3	26/04/2006	29/12/2011
Tran Paulist	TRPL3	19/03/2003	29/12/2011	Viver	VIVR3	05/06/2007	29/12/2011
Tran Paulist	TRPL4	19/03/2003	29/12/2011	Vivo	VIVO4	19/03/2003	07/06/2011
Trikem	CPCA4	19/03/2003	19/02/2004	Vivo	VIVO3	19/03/2003	07/06/2011
Trisul	TRIS3	11/10/2007	29/12/2011	Weg	WEGE4	19/03/2003	31/05/2007
Triunfo Part	TPIS3	20/07/2007	29/12/2011	Whirlpool	WHRL4	19/03/2003	29/12/2011
Ultrapar	UGPA3	19/03/2003	29/12/2011	Wilson Sons	WSON11	27/04/2007	29/12/2011
Unibanco	UBBR3	19/03/2003	30/03/2009	WIm Ind Com	SGAS4	19/03/2003	29/12/2011
Unibanco	UBBR4	19/03/2003	30/03/2009	Yara Brasil	ILMD4	19/03/2003	18/11/2011
Unipar	UNIP6	19/03/2003	29/12/2011				

Fonte: Elaboração Própria

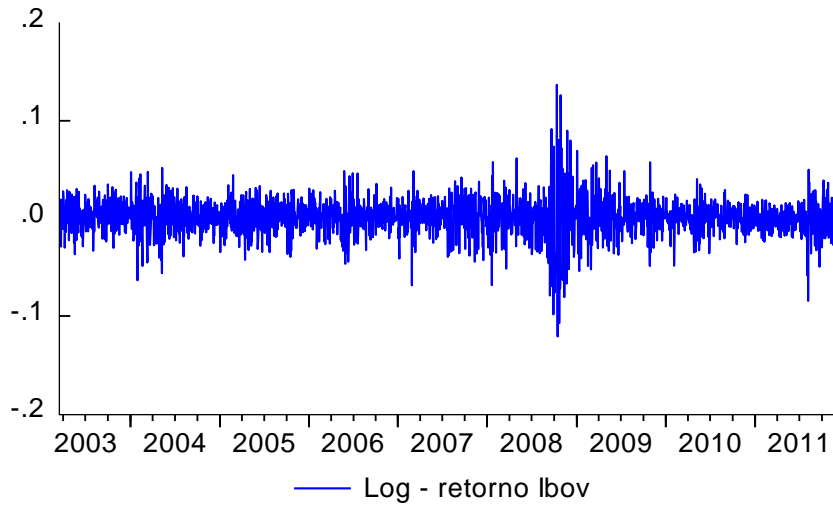
## 7.2 Apêndice II – Gráficos das variáveis de estado utilizadas

**Figura 2** – Preço de fechamento Ibovespa (março de 2003 a dezembro de 2011).



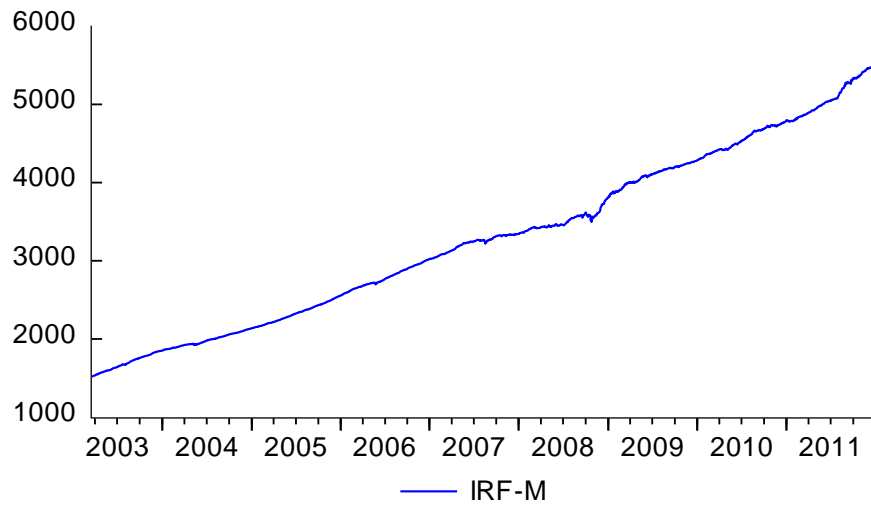
Fonte: *Bloomberg*

**Figura 3** – Log-retorno do Ibovespa (março de 2003 a dezembro de 2011).



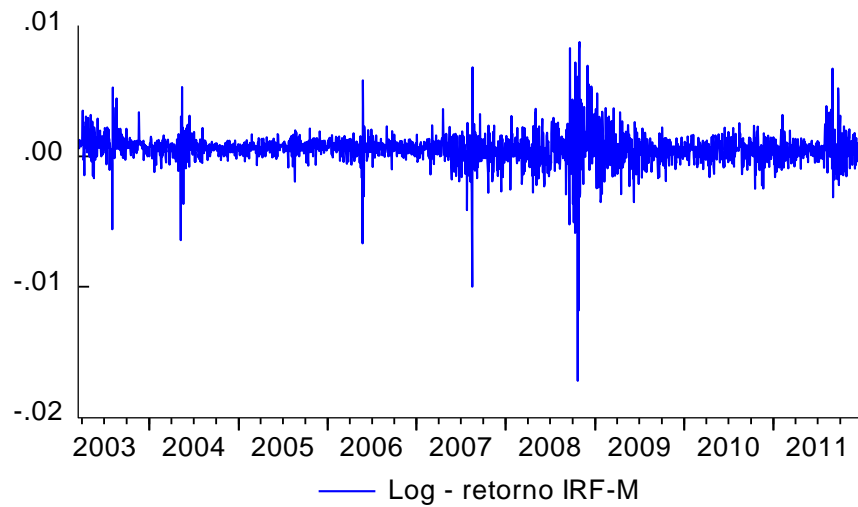
Fonte: *Elaboração Própria*

**Figura 4 – Índice de renda fixa IRF-M (março de 2003 a dezembro de 2011).**



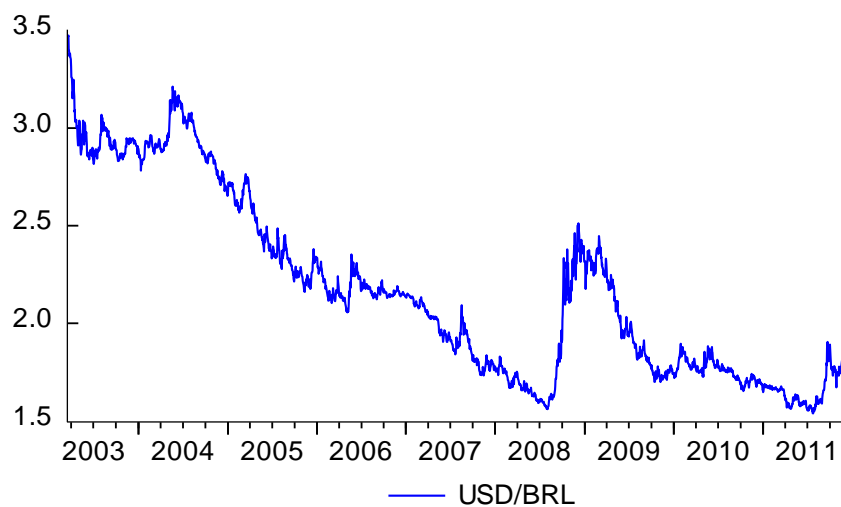
Fonte: Anbima

**Figura 5 – Log-retorno do IRF-M (março de 2003 a dezembro de 2011).**



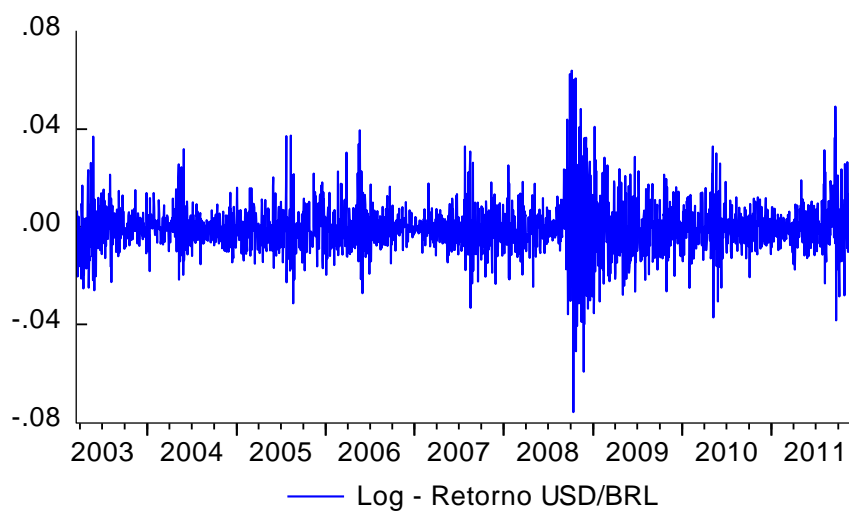
Fonte: Elaboração Própria

**Figura 6** – Taxa de câmbio *spot* R\$/US\$ (março de 2003 a dezembro de 2011).



Fonte: *Bloomberg*

**Figura 7** – Log-retorno da taxa de câmbio *spot* R\$/US\$ (março de 2003 a dezembro de 2011).



Fonte: *Elaboração Própria*

## 7.3 Apêndice III – Modelos de Correlação Dinâmica (DCC) estimados

**Tabela 8** – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno do Ibovespa assumindo comportamento assimétrico.

		Variáveis Independentes		
		ALPHA	BETA	GAMMA
Covariâncias entre Portfólios de VM e Ibovespa com Assimetria	Decil 1	0.033 (0.007) [< 0.001]	0.928 (0.015) [< 0.001]	0.019 (0.008) [0.025]
	Decil 2	0.030 (0.004) [< 0.001]	0.923 (0.016) [< 0.001]	0.011 (0.008) [0.179]
	Decil 3	0.029 (0.006) [< 0.001]	0.943 (0.012) [< 0.001]	0.016 (0.007) [0.026]
	Decil 4	0.029 (0.003) [< 0.001]	0.932 (0.012) [< 0.001]	0.022 (0.008) [0.005]
	Decil 5	0.061 (0.004) [< 0.001]	0.903 (0.009) [< 0.001]	-0.009 (0.004) [0.012]
	Decil 6	0.029 (0.005) [< 0.001]	0.936 (0.013) [< 0.001]	0.014 (0.008) [0.069]
	Decil 7	0.020 (0.004) [< 0.001]	0.952 (0.011) [< 0.001]	0.010 (0.005) [0.051]
	Decil 8	0.054 (0.005) [< 0.001]	0.913 (0.012) [< 0.001]	-0.006 (0.006) [0.269]
	Decil 9	0.022 (0.005) [< 0.001]	0.959 (0.008) [< 0.001]	0.012 (0.006) [0.061]
	Decil 10	0.029 (0.004) [< 0.001]	0.968 (0.005) [< 0.001]	0.005 (0.006) [0.387]

Modelo estimado:  $\rho_{12} = \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta \rho_{12,t-1} + \gamma \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} d_{2,t-1} d_{2,t-1}$

Fonte: Elaboração Própria

**Tabela 9** – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno do Ibovespa assumindo comportamento simétrico.

<b>Variáveis Independentes</b>		
	ALPHA	BETA
	0.039	0.928
Decil 1	(0.008)	(0.015)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.032	0.929
Decil 2	(0.004)	(0.014)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.031	0.949
Decil 3	(0.006)	(0.011)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.034	0.934
Decil 4	(0.004)	(0.012)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.057	0.906
Decil 5	(0.003)	(0.007)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.033	0.934
Decil 6	(0.006)	(0.014)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.023	0.950
Decil 7	(0.004)	(0.012)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.051	0.916
Decil 8	(0.005)	(0.011)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.027	0.955
Decil 9	(0.005)	(0.009)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.029	0.968
Decil 10	(0.004)	(0.005)
	[< 0.001]	[< 0.001]

Covariâncias entre Portfólios de VM e Ibovespa sem Assimetria

Modelo estimado:  $\rho_{12} = \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta \rho_{12,t-1}$

Fonte: Elaboração Própria

**Tabela 10** – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno do IRF-M assumindo comportamento assimétrico.

		Variáveis Independentes		
		ALPHA	BETA	GAMMA
Covariâncias entre Portfólios de VM e IRF-M com Assimetria	Decil 1	0.048 (0.014) [< 0.001]	0.883 (0.031) [< 0.001]	0.013 (0.015) [0.374]
	Decil 2	0.021 (0.004) [< 0.001]	0.970 (0.007) [< 0.001]	-0.001 (0.003) [0.838]
	Decil 3	0.029 (0.004) [< 0.001]	0.968 (0.005) [< 0.001]	0.005 (0.006) [0.287]
	Decil 4	0.022 (0.003) [< 0.001]	0.971 (0.005) [< 0.001]	0.001 (0.003) [0.812]
	Decil 5	0.033 (0.006) [< 0.001]	0.945 (0.011) [< 0.001]	0.006 (0.007) [0.406]
	Decil 6	0.026 (0.005) [< 0.001]	0.964 (0.007) [< 0.001]	0.001 (0.004) [0.715]
	Decil 7	0.021 (0.004) [< 0.001]	0.971 (0.006) [< 0.001]	-0.002 (0.003) [0.554]
	Decil 8	0.014 (0.003) [< 0.001]	0.983 (0.004) [< 0.001]	-0.003 (0.002) [0.066]
	Decil 9	0.016 (0.003) [< 0.001]	0.980 (0.004) [< 0.001]	-0.002 (0.002) [0.215]
	Decil 10	0.011 (0.002) [< 0.001]	0.986 (0.004) [< 0.001]	-0.002 (0.001) [0.177]

Modelo estimado:  $\rho_{12} = \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta \rho_{12,t-1} + \gamma \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} d_{2,t-1} d_{2,t-1}$

Fonte: Elaboração Própria

**Tabela 11** – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno do IRF-M assumindo comportamento simétrico.

		<b>Variáveis Independentes</b>	
		ALPHA	BETA
<b>Covariâncias entre Portfólios de VM e IRF-M sem Assimetria</b>	Decil 1	0.052 (0.012) [< 0.001]	0.887 (0.030) [< 0.001]
	Decil 2	0.021 (0.004) [< 0.001]	0.970 (0.007) [< 0.001]
	Decil 3	0.027 (0.007) [< 0.001]	0.950 (0.014) [< 0.001]
	Decil 4	0.022 (0.003) [< 0.001]	0.972 (0.005) [< 0.001]
	Decil 5	0.034 (0.006) [< 0.001]	0.945 (0.011) [< 0.001]
	Decil 6	0.025 (0.005) [< 0.001]	0.965 (0.007) [< 0.001]
	Decil 7	0.021 (0.003) [< 0.001]	0.971 (0.006) [< 0.001]
	Decil 8	0.014 (0.003) [< 0.001]	0.981 (0.005) [< 0.001]
	Decil 9	0.017 (0.003) [< 0.001]	0.978 (0.005) [< 0.001]
	Decil 10	0.013 (0.003) [< 0.001]	0.983 (0.004) [< 0.001]

Modelo estimado:  $\rho_{12} = \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta \rho_{12,t-1}$

Fonte: Elaboração Própria

**Tabela 12** – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno da taxa de câmbio assumindo comportamento assimétrico.

	Variáveis Independentes		
	ALPHA	BETA	GAMMA
Decil 1	0.037	0.925	0.003
	(0.009)	(0.022)	(0.009)
	[< 0.001]	[< 0.001]	[0.752]
Decil 2	0.036	0.925	-0.006
	(0.008)	(0.020)	(0.008)
	[< 0.001]	[< 0.001]	[0.454]
Decil 3	0.035	0.924	-0.009
	(0.009)	(0.023)	(0.008)
	[< 0.001]	[< 0.001]	[0.315]
Decil 4	0.033	0.926	-0.016
	(0.007)	(0.019)	(0.008)
	[< 0.001]	[< 0.001]	[0.046]
Decil 5	0.028	0.921	-0.001
	(0.009)	(0.026)	(0.007)
	[ 0.002]	[< 0.001]	[0.922]
Decil 6	0.044	0.912	-0.010
	(0.010)	(0.022)	(0.009)
	[< 0.001]	[< 0.001]	[0.279]
Decil 7	0.043	0.909	-0.022
	(0.009)	(0.020)	(0.009)
	[< 0.001]	[< 0.001]	[0.017]
Decil 8	0.034	0.930	-0.013
	(0.008)	(0.018)	(0.007)
	[< 0.001]	[< 0.001]	[0.063]
Decil 9	0.039	0.917	-0.008
	(0.008)	(0.020)	(0.009)
	[< 0.001]	[< 0.001]	[0.324]
Decil 10	0.027	0.960	-0.005
	(0.005)	(0.008)	(0.004)
	[< 0.001]	[< 0.001]	[0.255]

Modelo estimado:  $\rho_{12} = \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta \rho_{12,t-1} + \gamma \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} d_{2,t-1} d_{2,t-1}$

Fonte: Elaboração Própria

**Tabela 13** – Modelos DCC estimados para a covariância entre o retorno de cada decil e o retorno da taxa de câmbio assumindo comportamento simétrico.

	Variáveis Independentes	
	ALPHA	BETA
	0.037	0.925
Decil 1	(0.009)	(0.022)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.036	0.925
Decil 2	(0.008)	(0.020)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.034	0.926
Decil 3	(0.009)	(0.023)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.031	0.932
Decil 4	(0.007)	(0.018)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.028	0.921
Decil 5	(0.008)	(0.026)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.043	0.914
Decil 6	(0.009)	(0.023)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.040	0.920
Decil 7	(0.008)	(0.018)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.031	0.936
Decil 8	(0.007)	(0.016)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.039	0.918
Decil 9	(0.008)	(0.020)
	[< 0.001]	[< 0.001]
	0.026	0.962
Decil 10	(0.005)	(0.008)
	[< 0.001]	[< 0.001]

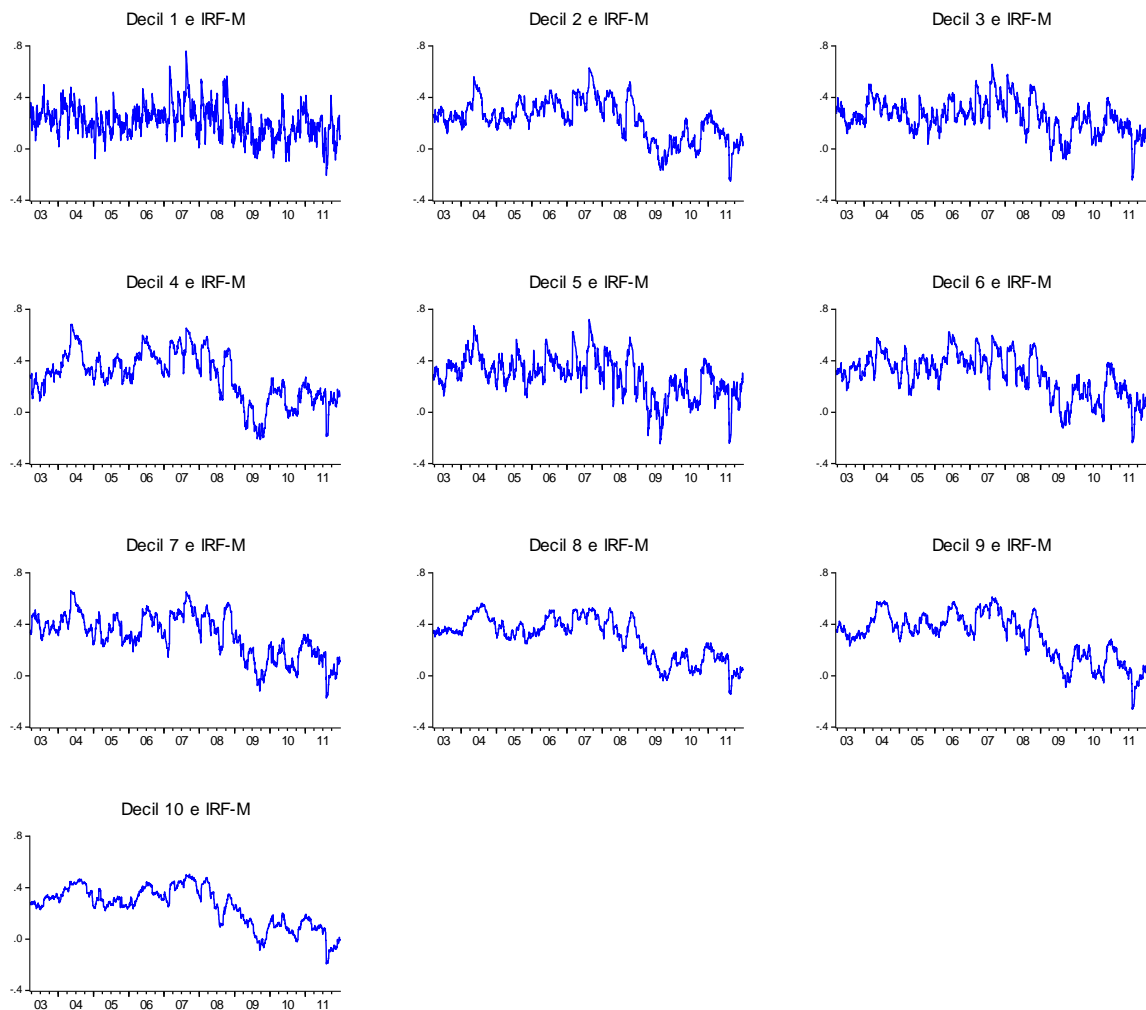
Covariâncias entre Portfólios de VM e Taxa de Câmbio com Assimetria

Modelo estimado:  $\rho_{12} = \alpha \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta \rho_{12,t-1}$

Fonte: Elaboração Própria

7.4 Apêndice IV – Gráficos das séries de Correlação Dinâmica estimadas com base nos modelos DCC

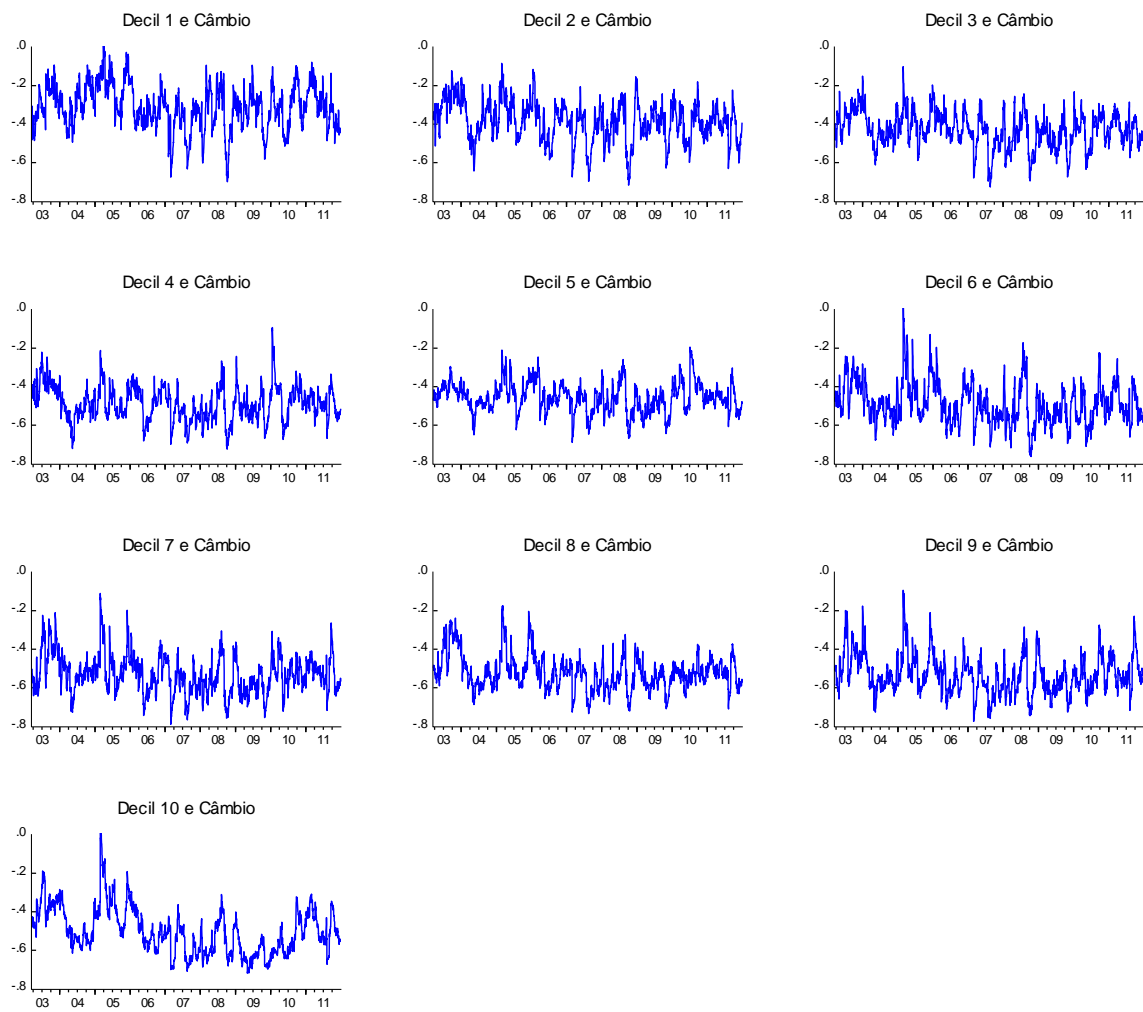
**Figura 8** – Correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos do IRF-M.



Decil  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, 10$ ) representa a série de correlação condicional entre o retorno do Decil  $j$  e o retorno do IRF-M.

Fonte: Elaboração Própria

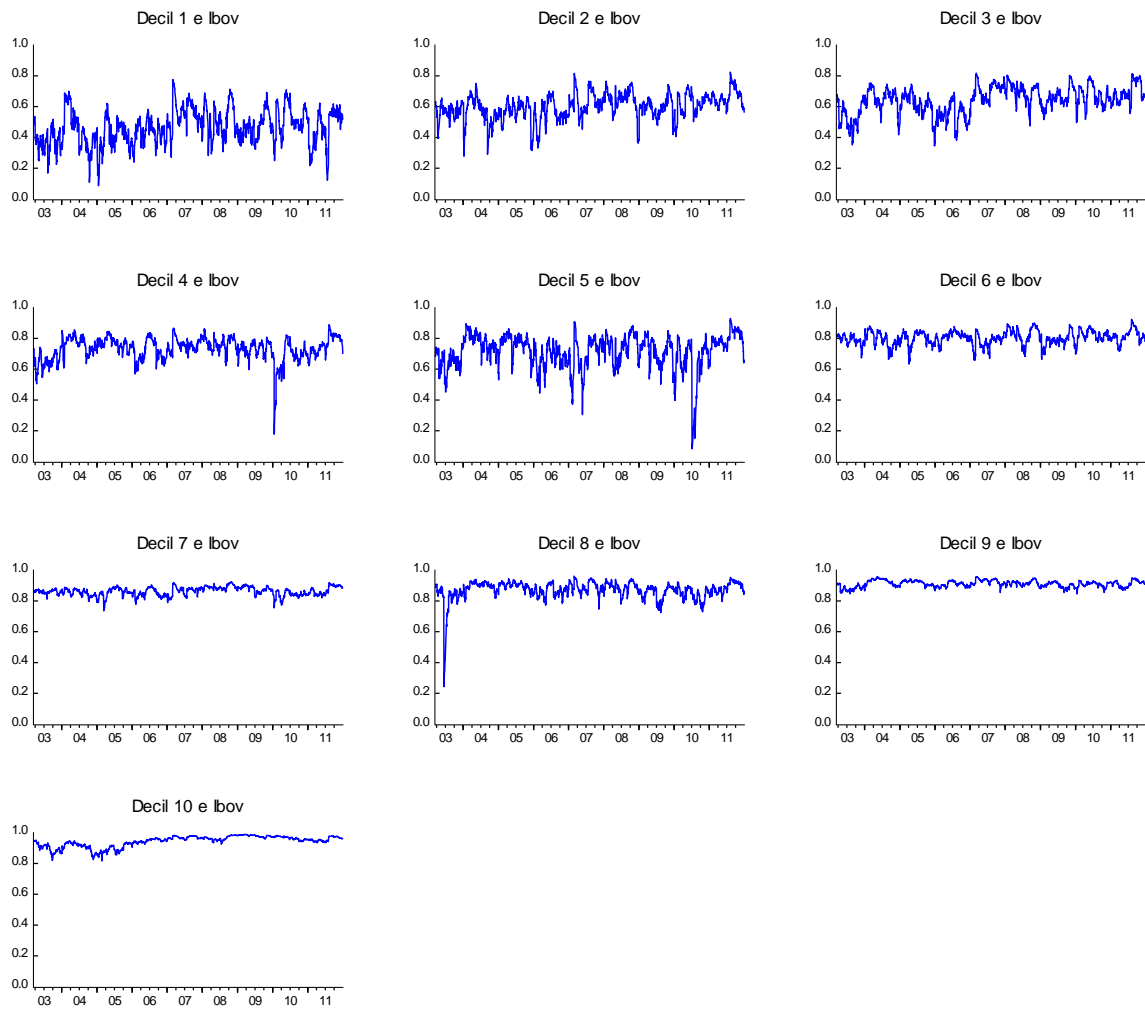
**Figura 9 – Correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos da Taxa de Câmbio.**



Decil  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, 10$ ) representa a série de correlação condicional entre o retorno do Decil  $j$  e o retorno da taxa de câmbio.

Fonte: Elaboração Própria

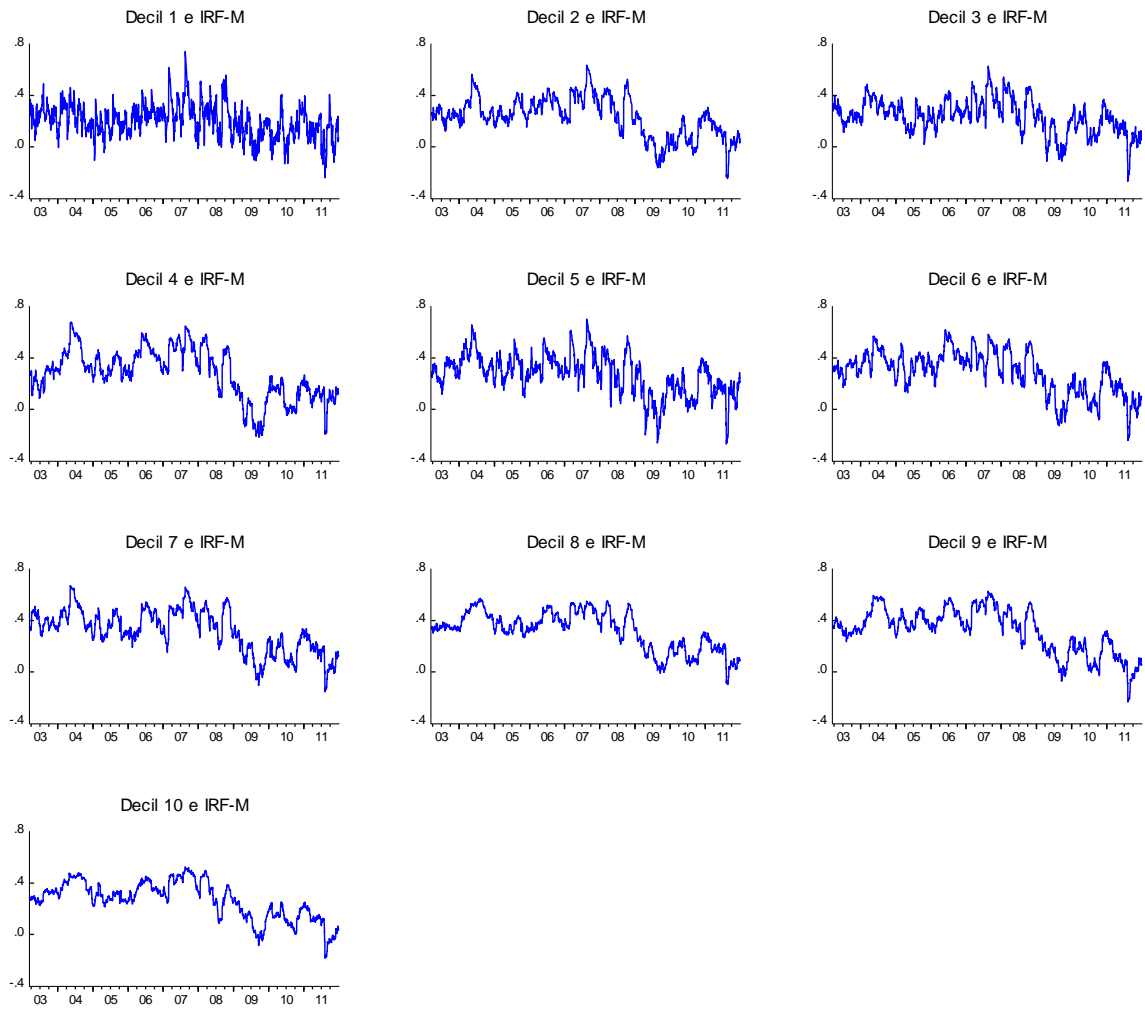
**Figura 10 – Correlações simétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos do Ibovespa.**



Decil  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, 10$ ) representa a série de correlação condicional entre o retorno do Decil  $j$  e o retorno do Ibovespa.

Fonte: Elaboração Própria

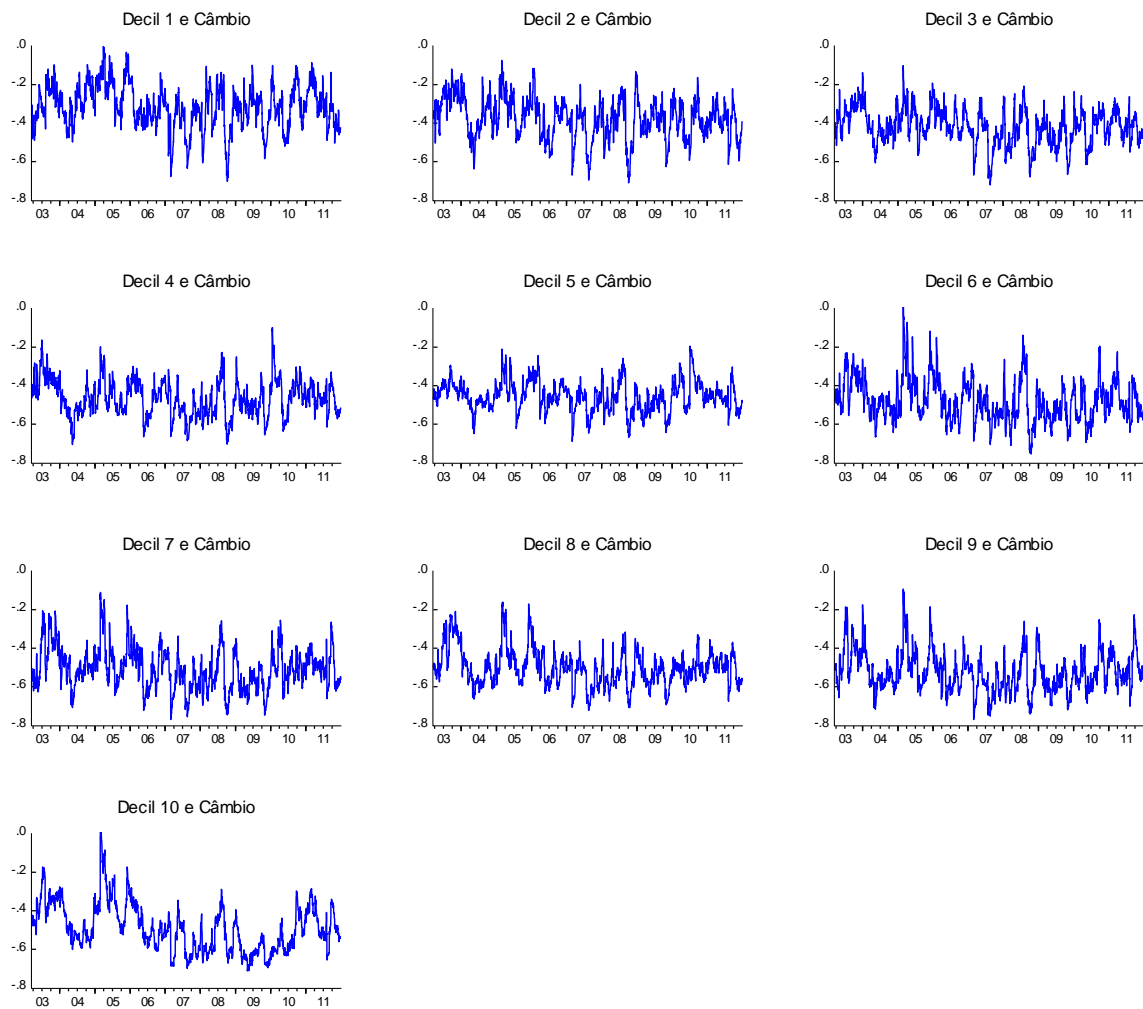
**Figura 11 – Correlações simétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos do IRF-M.**



Decil  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, 10$ ) representa a série de correlação condicional entre o retorno do Decil  $j$  e o retorno do IRF-M.

Fonte: Elaboração Própria

**Figura 12 – Correlações simétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos da Taxa de Câmbio.**



Decil  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, 10$ ) representa a série de correlação condicional entre o retorno do Decil  $j$  e o retorno da taxa de câmbio.

Fonte: Elaboração Própria

7.5 Apêndice V – Resultados para a sub-amostra supondo comportamento simétrico das covariâncias.

**Tabela 14** – Resultados da equação de precificação estimada via SUR para as sub-amostras supondo comportamento simétrico das covariâncias.

<b>Painel A: Março de 2003 a Agosto de 2008</b>					
		<b>Variáveis Independentes</b>			
		IBOV	$\Delta$ IRF-M	$\Delta$ E	Teste de Wald
<b>Variável Dependente</b>	Retornos dos Portfólios VM	-1.382	67.097	-7.119	3.245
		(2.840)	(39.013)	(7.841)	[0.975]
		[0.626]	[0.085]	[0.364]	
<b>Painel B: Setembro de 2008 a Dezembro de 2011</b>					
		<b>Variáveis Independentes</b>			
		IBOV	$\Delta$ IRF-M	$\Delta$ E	Teste de Wald
<b>Variável Dependente</b>	Retornos dos Portfólios VM	9.832	23.601	23.482	10.827
		(2.069)	(20.474)	(4.417)	[0.371]
		[< 0.001]	[0.338]	[< 0.001]	

Fonte: Elaboração Própria