

UM TESTE EMPÍRICO PARA O CAPM INTERTEMPORAL UTILIZANDO DADOS BRASILEIROS

Octavio Portolano Machado^{†φ}

Adriana Bruscato Bortoluzzo[†]

Antonio Zoratto Sanvicente[†]

Sérgio Ricardo Martins[†]

Resumo

O objetivo desse estudo é analisar a validade empírica do *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (ICAPM) com dados brasileiros. Para tanto, utiliza-se a metodologia de Bali e Engle (2010), estimando-se as covariâncias condicionais entre os retornos de portfólios de ações e os fatores de precificação e utilizando tais covariâncias como variáveis explicativas da equação de apreçamento. Os resultados encontrados apontam para a validação do modelo entre o período de março de 2003 e dezembro de 2011. O coeficiente de aversão ao risco estimado é positivo e significativo, indicando uma relação intertemporal positiva entre risco e retorno. Além disso, ativos altamente correlacionados com os 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, Coeficiente de Aversão ao Risco

Classificação JEL: C32, G12

Área ANPEC: 7

Abstract

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, later using them as explanatory variables in the pricing equation. Results lead to evidence in favor of the ICAPM for the period between March 2003 and December 2011. The estimated risk aversion coefficient is positive and significant, pointing towards a positive intertemporal relationship between risk and return. Moreover, assets that are highly correlated with the 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, Risk Aversion Coefficient

JEL Code: C32, G12

[†] Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa

^φ Autor correspondente: octaviopm@al.insper.edu.br

1. INTRODUÇÃO

O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) é o mais importante modelo de precificação dos ativos em uma economia. Ele 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 mostram que o retorno de um ativo não pode ser determinado exclusivamente pela covariância com o retorno da carteira de mercado.

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 investidores² muda ao longo do tempo. Tais mudanças são causadas por variáveis denominadas variáveis de estado. Por 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. Sendo assim, os investidores terão também uma demanda por ativos que possam protegê-los de tais mudanças desfavoráveis, 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.

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.

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, os preços dos ativos com risco aumentarão, reduzindo consideravelmente o prêmio por risco (GLOSTEN, JAGANNATHAN e RUNKLE, 1993).

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?

Para responder a essa pergunta, estima-se e testa-se a validade do modelo utilizando dados brasileiros para o período de 2003 a 2011, adotando-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

² 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).

precificação. As séries de covariâncias condicionais são estimadas com uso do modelo DCC de Engle (2002).

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 da crise de 2008, 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. 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, o que pode ser explicado, principalmente, pelas diversas maneiras existentes para 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.

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 negativo³. Usando essa metodologia, os autores encontram uma relação negativa e significativa entre risco e retorno.

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 humano⁴. A técnica de estimação empregada são os modelos autorregressivos vetoriais (VAR) e o autor encontra uma relação positiva entre risco e retorno.

³ O modelo proposto pelos autores é conhecido na literatura como *Threshold ARCH* (TARCH).

⁴ 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.

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. Os autores concluem que, embora a relação incondicional seja positiva, 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, utilizando modelos GARCH os autores não encontram significância estatística no *trade-off* entre risco e retorno.

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.

Autor	País	Frequência	Amostra	Metodologia	Relação Risco-Retorno
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

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 especificamente a validade de tal modelo.

Nanisetty, Bharati e Gupta (1996) conduzem um 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 variável⁵. 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 variáveis de estado. Os autores estimam o ICAPM utilizando sua representação em betas e concluem que tal modelo se ajusta adequadamente aos dados australianos.

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. 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 os retornos de diversos portfólios com a carteira de mercado utilizando o *dynamic conditional correlation model* (DCC), proposto por Engle (2002). 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 e a variação no *spread* de *default* de títulos privados. 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, as variáveis de estado macroeconômicas 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 de ações. As variáveis de estado utilizadas pelo autor são mudanças na taxa de juros real e o Índice de Sharpe da carteira de mercado. Utilizando a representação do modelo na forma de betas 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. 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 –

⁵ 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.

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. Sendo assim, os resultados encontrados nesse trabalho representam um avanço em relação aos demais trabalhos na literatura empírica para o Brasil.

3. METODOLOGIA

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 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 o investidor deve ser 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 DCC bivariado 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 desse sistema é feita via *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR).

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;

σ_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 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, estimada com uso do 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. 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. Caso os erros sejam correlacionados de fato, os estimadores de SUR serão mais eficientes do que os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO).

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). 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. 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. Nesse estudo, a estrutura assumida para média é um processo auto-regressivo de ordem 1 (AR(1)) e para a variância um GARCH (1,1) ou seja:

$$\begin{aligned} r_{1t} &= \mu_1 + \delta_1 r_{1t-1} + a_{1t} & r_{2t} &= \mu_2 + \delta_2 r_{2t-1} + a_{2t} \\ a_{1t} &= \sigma_{1t} \varepsilon_{1t} & a_{2t} &= \sigma_{2t} \varepsilon_{2t} \\ \sigma_{1t}^2 &= \theta_1 + \lambda_1 \varepsilon_{1t-1}^2 + \psi_1 \sigma_{1t-1}^2 & \sigma_{2t}^2 &= \theta_2 + \lambda_2 \varepsilon_{2t-1}^2 + \psi_2 \sigma_{2t-1}^2 \end{aligned} \quad (3)$$

em que,

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);

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

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

ε_{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 $\lambda_j + \psi_j < 1$, $j = 1, 2$;

Em seguida, estima-se o DCC para as séries de erros padronizados ε_{1t} e ε_{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 os retornos r_{1t} e r_{2t} no instante t ;

ω, α e β 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 a equação (4) nota-se a semelhança entre o DCC para as correlações condicionais e o GARCH para variâncias condicionais. A função de verossimilhança desse modelo é construída assumindo que ε_{1t} e ε_{2t} são normalmente distribuídos. Entretanto, também é possível generalizar a estimação para outras distribuições.

Esse trabalho estende a metodologia de Bali e Engle (2010), pois permite que a série de correlação condicional apresente comportamento assimétrico. 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} ;

ω, α e β são constantes positivas, com $\alpha + \beta < 1$;

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

γ 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 γ seja positivo. Nota-se que o DCC assimétrico guarda uma semelhança com o TARCH (1,1).

Equação de Precificação

Uma vez calculadas as covariâncias, estima-se, via SUR, 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, (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 comuns⁶. 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 $t+1$;

$Cov_t(R_{i,t+1}, Z_{j,t+1})$ 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. Sendo assim, é preciso 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. 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

⁶ 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.

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.

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 e Dados Utilizados

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. A amostra vai de março de 2003 a dezembro de 2011, resultando num total de 2292 observações.

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. Entram na amostra tanto empresas que fecharam o capital antes de 2011 quanto empresas que abriram o capital depois de 2003, para que não ocorra nenhum tipo de viés de sobrevivência.

O conjunto de portfólios de ações é composto de 10 portfólios segregando as empresas pelo seu valor de mercado. Tais carteiras são construídas 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 10% menores empresas da Bovespa, enquanto que o último decil contém as 10% maiores. Definidos os decis computa-se o retorno de cada um deles (cada decil representa um portfólio) para um determinado dia do ano. O peso de cada ação na carteira é relativo ao valor de mercado daquele ativo 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 valor de mercado.

Para o período estudado, foram analisadas em média 220 ações a cada ano, de modo que cada carteira (decil) é composta, em média, por 22 ativos. 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 número de dias na amostra. Dessa forma, evita-se o uso de ativos pouco líquidos, cujos retornos podem distorcer a rentabilidade da carteira.

A carteira de mercado utilizada nesse estudo é o Ibovespa, cujo log-retorno dos preços de fechamento é calculado para a estimação da equação de precificação. 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.

Como taxa de juros livre de risco, adotou-se nesse estudo o *yield* diário de títulos do Tesouro americano com prazo 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 (MINARDI *ET AL*, 2005).

Finalmente, é necessário decidir quais serão as variáveis de estado 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 do DI diário não parece ser razoável, uma vez que essa série apresenta pouca variação diária. Desse modo, faz-se necessário escolher uma boa *proxy* para representar as aplicações em renda fixa. Nesse estudo, optou-se 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 (calculada a partir do log-retorno do preço de fechamento da cotação *spot*), 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.

4. RESULTADOS

4.1 Resultados do DCC

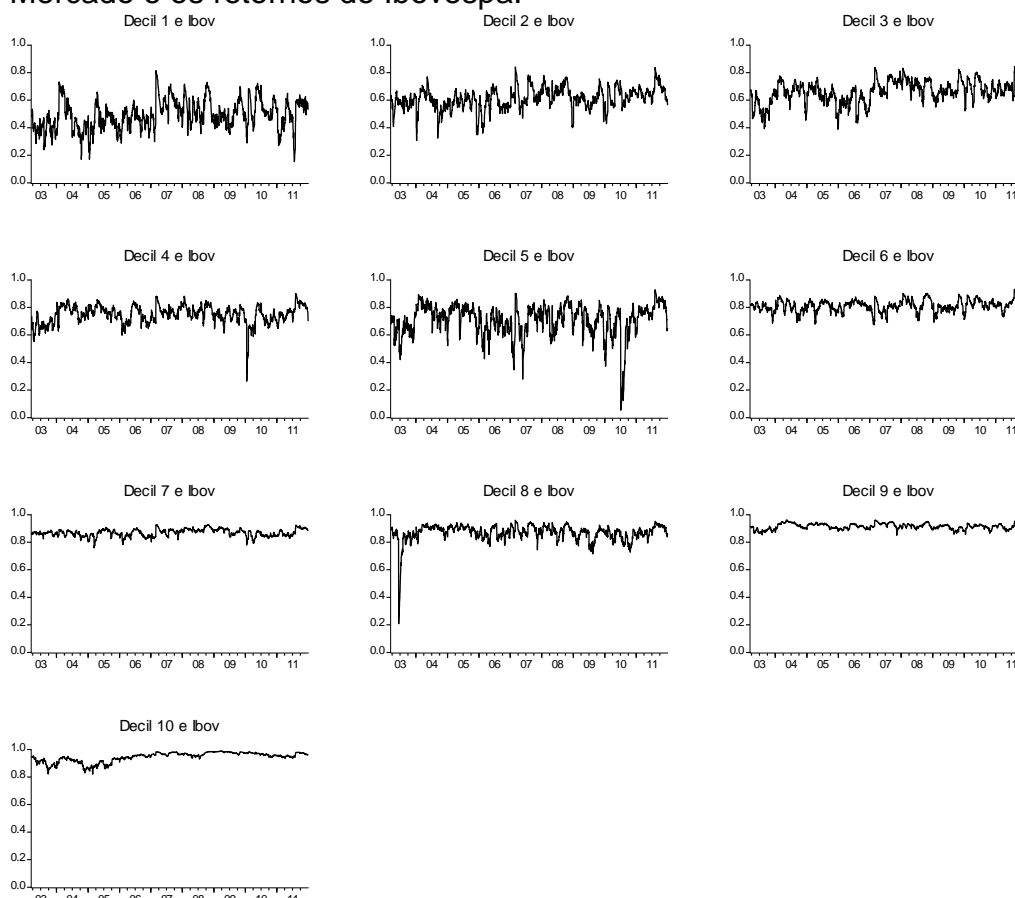
O primeiro passo da metodologia consiste na estimação das correlações dinâmicas através do modelo DCC. Para as dez carteiras construídas, foi estimado um DCC simétrico e um assimétrico segundo (3) – (6). A Figura 1 mostra as séries de correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios com o retorno do Ibovespa. O Apêndice II apresenta as séries de correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios e as outras variáveis de estado⁷.

Além disso, a Tabela 2 resume os principais resultados empíricos observados na estimação das correlações. No corpo da tabela apresenta-se o sinal dominante da correlação entre os retornos dos portfólios com a variável de estado. 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 zero⁸. O Apêndice I apresenta os coeficientes de todos os modelos DCC estimados supondo um regime assimétrico das correlações.

⁷ Todos os resultados do trabalho supondo um regime simétrico das correlações estão disponíveis, sob pedido, com os autores. Tais resultados foram omitidos, uma vez que as conclusões não se alteram caso se utilize um regime simétrico para as covariâncias.

⁸ A um nível de significância de 10%.

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.

Tabela 2 – 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 2 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 do tempo. Essa constatação reforça a adoção da metodologia, que permite o uso das covariâncias condicionais na estimação da equação de precificação. 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 γ é positivo e significativo em 7 dos 10 portfólios analisados (vide Tabela

2). 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.

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. 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. Ou seja, aumentos na taxa de câmbio decrescem os retornos dos ativos. As correlações dos portfólios com os retornos do IRF-M são, em sua maioria, positivas, mas não de forma tão evidente. 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. 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, levando à entrada de capital estrangeiro e aumentando os retornos das ações brasileiras.

É notável também um padrão nas séries de correlações 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.

Finalmente, também é possível observar outro padrão interessante quando se analisa as séries de correlações entre os portfólios de ações e a variação da taxa de juros (vide Figuras 2 e 3 no Apêndice II). Para os decis de ordem mais elevada, nota-se que as séries apresentavam comportamento em torno de um nível positivo até a crise em setembro de 2008. A partir dessa data, as correlações situam-se em um nível negativo. 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 adequa bem ao período pós-crise de 2008.

4.2 Resultados da Equação de Precificação

O segundo estágio da metodologia consiste na estimação de (7) via SUR. Feita a estimação, testa-se se os parâmetros A e B_j ($j = 1, 2$) 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.

Foram estimados dois sistemas de equações análogos a (7) para o período de março de 2003 a dezembro de 2011: um utilizando as covariâncias assimétricas como regressores e o outro utilizando as covariâncias sem permitir os efeitos de assimetria. Os resultados não diferem muito quando se considera a possibilidade de assimetria na covariância.

A Tabela 3 mostra os resultados dos sistemas estimados. A última coluna 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 $H_0 : C_1 = C_2 = \dots = C_{10} = 0$. A não rejeição da hipótese nula significa que os retornos esperados dos portfólios de ações são completamente explicados pelos fatores de precificação utilizados.

Tabela 3 – Resultados da equação de precificação estimada via SUR para a amostra completa.

Painel A: Covariâncias com regime assimétrico				
Variável Dependente	Variáveis Independentes			Teste Wald
	IBOV	Δ IRF-M	Δ E	
Retornos dos Portfólios VM	5.652 (1.646) [0.001]	40.861 (16.430) [0.013]	17.000 (3.576) [< 0.001]	11.310 [0.334]

Modelo estimado: $R_{i,t+1} = C_i + ACov_t(R_{i,t+1}, R_{IBV,t+1}) + B_1Cov_t(R_{i,t+1}, \Delta IRFM_{t+1}) + B_2Cov_t(R_{i,t+1}, \Delta E_{t+1}) + e_{i,t+1}$

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

Fonte: Elaboração Própria

O coeficiente de aversão ao risco é estimado em 5,652, sendo altamente significativo. Isso vai de acordo com a previsão de Merton (1973) e com os resultados de Engle e Bali (2010), entre outros⁹. 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.

Além disso, verifica-se que o coeficiente associado à covariância com as demais variáveis de estado também é significativo e positivo. 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, indicando uma preferência por parte do investidor brasileiro em utilizar ativos de renda fixa para se proteger.

Finalmente, pelo teste conjunto conduzido sob os interceptos de cada regressão, conclui-se que os retornos são, em equilíbrio, totalmente explicados pela 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 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 4 mostra os resultados para as duas sub-amostras estudadas, supondo um comportamento assimétrico para as covariâncias.

⁹ Engle e Bali estimam um coeficiente de aversão ao risco significativo e entre dois e quatro.

Tabela 4 – Resultados da equação de precificação estimada via SUR para as sub-amostras supondo comportamento assimétrico das covariâncias.

Painel A: Março de 2003 a Agosto de 2008				
Variáveis Independentes				
Variável Dependente	IBOV	ΔIRF-M	ΔE	Teste Wald
Retornos dos Portfólios VM	-2.055 (2.869) [0.474]	48.217 (37.319) [0.196]	-10.686 (7.784) [0.1698]	3.495 [0.967]

Painel B: Setembro de 2008 a Dezembro de 2011				
Variáveis Independentes				
Variável Dependente	IBOV	ΔIRF-M	ΔE	Teste Wald
Retornos dos Portfólios VM	9.230 (2.148) [< 0.001]	18.419 (19.231) [0.338]	21.592 (4.567) [< 0.001]	10.805 [0.373]

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

Fonte: Elaboração Própria

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. Pode-se 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 tais variáveis. Não obstante, a estimação do

ICAPM permite que se analise o sinal da relação intertemporal entre risco e retorno, relação esta sem resposta definitiva na literatura de Finanças.

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. No segundo estágio, utilizam-se tais séries de covariâncias como regressores em um sistema de equações de precificação que é estimado via 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.

As variáveis utilizadas neste trabalho foram os retornos do Ibovespa, do IRF-M (*proxy* para a taxa de juros) e da taxa de câmbio. 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.

Ao se estimarem as correlações dinâmicas de cada decil com as variáveis de estado, permitiu-se que as séries de correlações apresentassem comportamento assimétrico. Tal comportamento se verificou significativo principalmente nas séries de correlações entre os portfólios 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 foi predominantemente positivo.

A estimação do sistema de equações de precificação mostrou resultados favoráveis ao ICAPM. O coeficiente de aversão ao risco estimado foi de aproximadamente 5,50 e altamente significativo. 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 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. Finalmente, verifica-se que os interceptos dos modelos são conjuntamente iguais a zero e, portanto, a relação estimada pode ser considerada uma relação de equilíbrio.

Em seguida, estratificou-se a amostra em dois períodos. O período pré-crise, (março de 2003 a agosto de 2008) e o período de crise (setembro de 2008 a dezembro de 2011). A análise dos resultados para as sub-amostras 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. 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 apenas 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 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

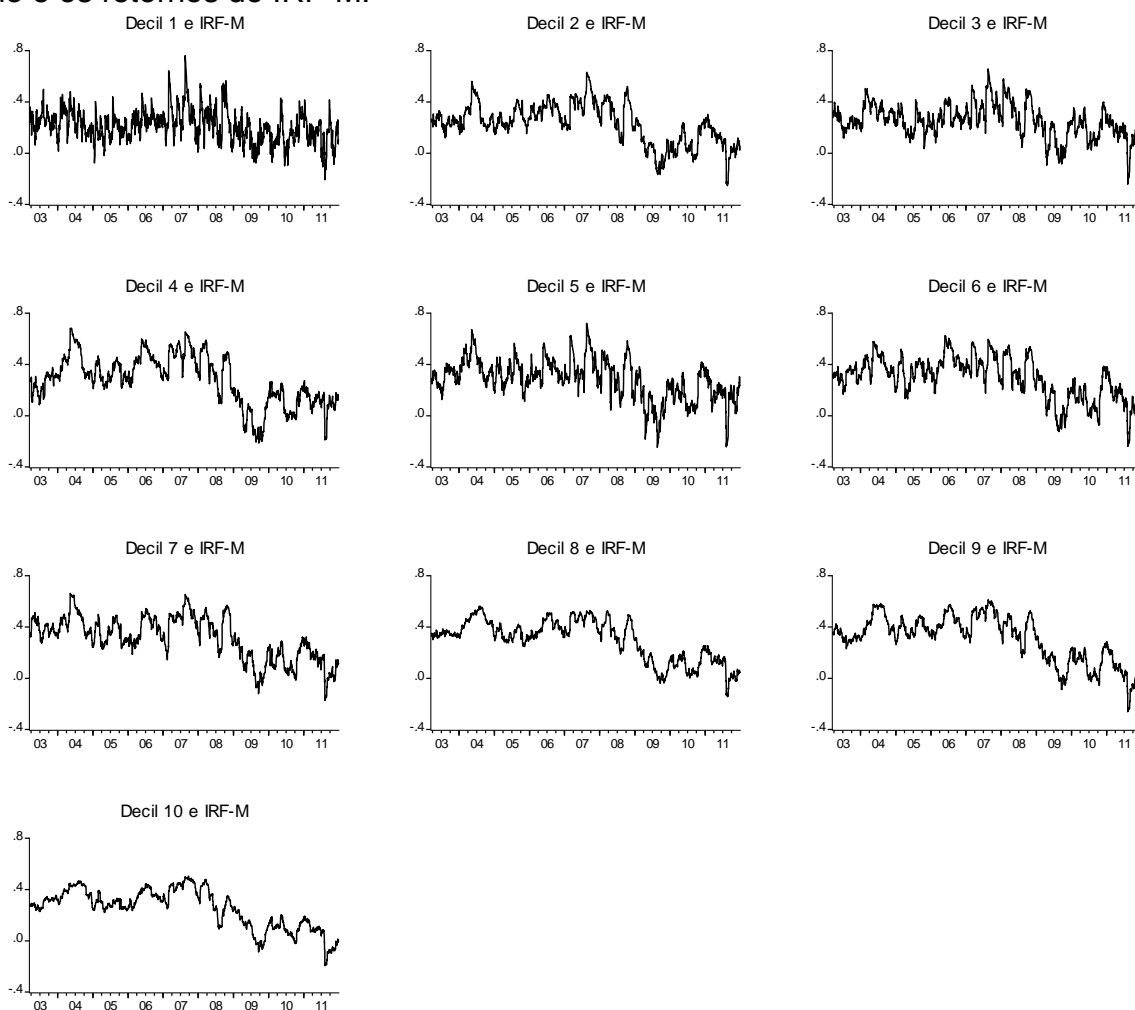
- Almeida, Leandro O. (2010). Estimação do CAPM Intertemporal com ações da BOVESPA. Faculdade de Economia Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo. Dissertação de Mestrado.
- Andaku, Flávio T. A., & Pinto, Antonio C. F. (2003). A persistência de desempenho de fundos de investimento em ações no Brasil. *Revista de Economia e Administração*, 2:23-33.
- Aquino, Rodolfo (2006). A variance equality test of the ICAPM on Phillipine stocks: post-Asian financial crisis period. *Applied Economics*, 38:353-362.
- Bali, Turan G. (2008). The intertemporal relation between expected returns and risk. *Journal of Financial Economics*, 87: 527-566.
- Bali, Turan G., & Engle, Robert F. (2010). The intertemporal capital asset pricing model with dynamic conditional correlations. *Journal of Monetary Economics*, 57:377-390.
- Bali, Turan G., & Peng, Lin (2006). Is there a risk-return tradeoff? Evidence from high frequency data. *Journal of Applied Economics*, 21:1169-1198.
- Bollerslev, Tim, Engle, Robert F., & Wooldridge, Jeffrey M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *The Journal of Political Economy*, 96:116-131.
- Brandt, Michael, & Kang, Qiang (2004) On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns: a latent VAR approach. *Journal of Financial Economics*, 72:217-257.
- Campbell, John Y. (1987). Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics*, 18:373-399.
- Campbell, John Y. (1993). Intertemporal asset pricing without consumption data. *American Economic Review*, 83:487-512.
- Campbell, John Y. (1996). Understanding risk and return. *Journal of Political Economy*, 104:298-345.
- Cappiello, Lorenzo, Engle, Robert F., & Sheppard, Kevin (2006). Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *Journal of Financial Econometrics*, 4:537-572.
- Chen, Nai-Fu, Roll, R., & Ross, Stephen A. (1986). Economic forces and the stock market. *The Journal of Business*, 59:383-403.
- Engle, Robert F. (2002). Dynamic Conditional Correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20:339-350.
- Engle, Robert F., & Colacito, Riccardo (2006). Testing and valuing dynamic correlations for asset allocation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 24:238-253.

- Faff, Robert, & Chan, Howard (1998). A test of the intertemporal CAPM in the Australian equity market. *Journal of International Financial Markets*, 8:175-188.
- Fama, Eugene F., & Macbeth, James D. (1973). Risk, return and equilibrium: empirical tests. *The Journal of Political Economy*, 81:607-636.
- Fama, Eugene F., & French, Kenneth R. (1992). Cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47:427-465.
- Ghysels, Eric, Santa-Clara, Pedro, & Valkanov, Rossen (2005). There is a risk-return tradeoff after all. *Journal of Financial Economics*, 76:508-548.
- Glosten, L., Jagannathan, R., & Runkle, D. (1993). On the relation between expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48:1779-1801.
- Guo, Hui, & Whitelaw, Robert F. (2006). Uncovering the risk-return relation in the stock market. *Journal of Finance*, 61:1433-1463.
- Lintner, John V. (1965). Security prices, risk and maximal gains from diversification. *Journal of Finance*, 20:587-616.
- Lundblad, Christian (2007). The risk return tradeoff in the long run: 1836-2003. *Journal of Financial Economics*, 78:187-202.
- Merton, Robert (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41:867-887.
- Minardi, Andrea M., Sanvicente, Antonio Z., Montenegro, Carlos M. G., Donatelli, Danielle H., & Bignotto, Fernando G. (2005). Estimando o custo de capital de companhias fechadas no Brasil para uma melhor gestão estratégica de projetos. Insper Working Papers. São Paulo.
- Mossin, Jan (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34:768-783.
- Nanisetty, Prasad, Bharati, Rakesh, & Gupta, Manoj (1996). The effect of time-varying covariances on asset risk premia. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 7:205-220.
- Nelson, Daniel B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59:347-370.
- Sanvicente, Antonio Z., & Mellagi Filho, Armando (1996). *Mercado de Capitais e Estratégias de Investimento*. Atlas, São Paulo.
- Scruggs, John (1998). Resolving the puzzling intertemporal relation between market risk premium and conditional market variance: a two-factor approach. *Journal of Finance*, 52:575-603.
- Sharpe, William F. (1964). Capital asset prices – a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19:425-442.
- Whitelaw, Robert F. (1994). Time variations and covariations in the expectation and volatility of stock market returns. *Journal of Finance*, 49:515-541.

7. APÊNDICES

7.1 Apêndice II – Gráficos das séries de Correlação Dinâmica estimadas com base nos modelos DCC

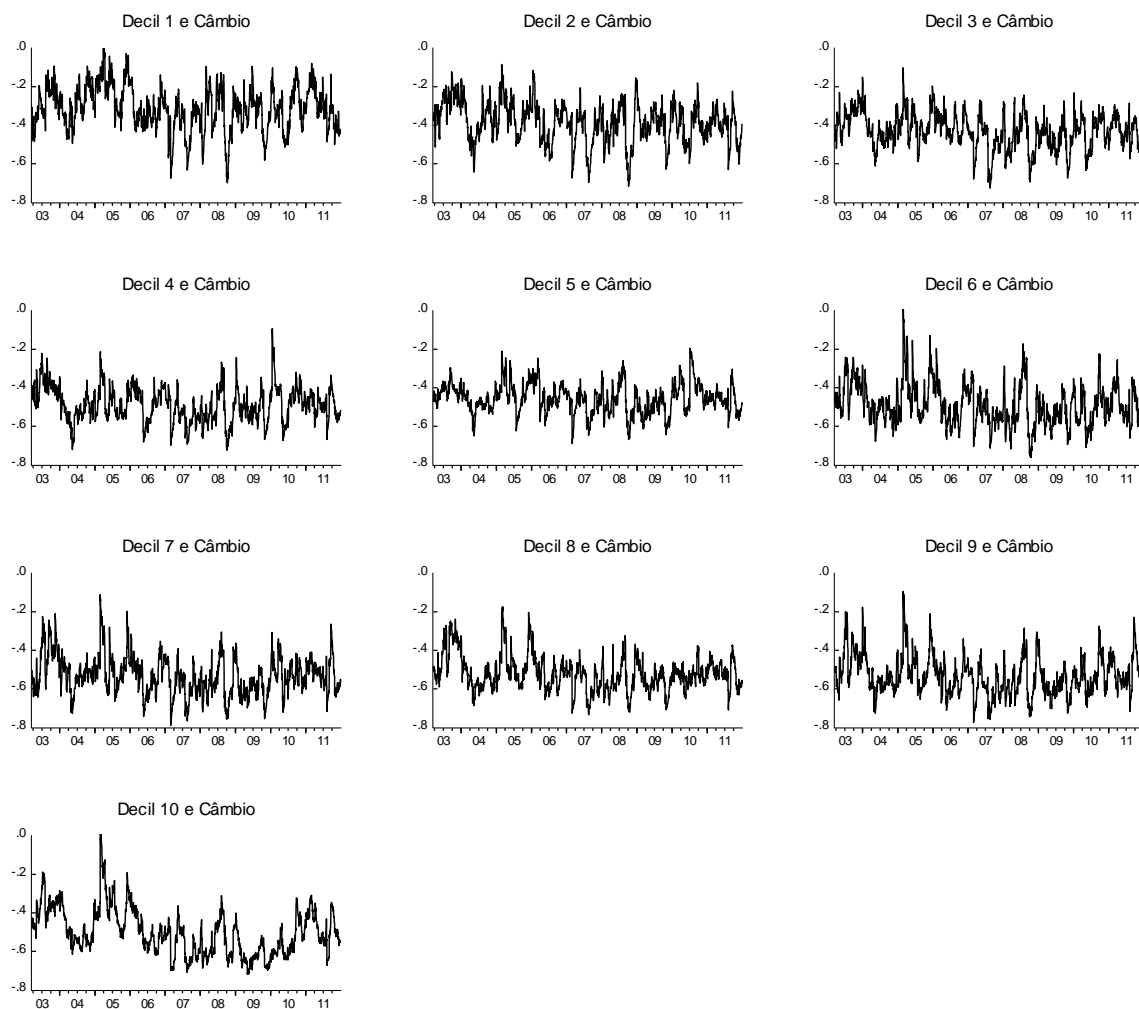
Figura 2 – Correlações assimétricas estimadas entre os retornos dos portfólios de Valor de Mercado e os retornos do IRF-M.



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 3 – 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