

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

MARCELO DE CHATEAUBRIAND LUSTOSA BORGES PEREIRA

IMPLICAÇÕES MONOTÔNICAS DAS TEORIAS DE FINANÇAS:  
uma aplicação no mercado brasileiro

SÃO PAULO

2013



MARCELO DE CHATEAUBRIAND LUSTOSA BORGES PEREIRA

IMPLICAÇÕES MONOTÔNICAS DAS TEORIAS DE FINANÇAS:

uma aplicação no mercado brasileiro

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento: Finanças

Orientador: Emerson F. Marçal

SÃO PAULO

2013



Pereira, Marcelo Lustosa.

Implicações Monotônicas das Teorias de Finanças: uma aplicação no mercado brasileiro / Marcelo Lustosa Pereira. - 2013.

50 f.

Orientador: Emerson Fernandes Marçal

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Mercado financeiro - Brasil. 2. Finanças - Brasil. 3. Liquidez (Economia). 4. Avaliação de ativos - Modelo (CAPM). I. Marçal, Emerson Fernandes. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336(81)



MARCELO DE CHATEAUBRIAND LUSTOSA BORGES PEREIRA

IMPLICAÇÕES MONOTÔNICAS DAS TEORIAS DE FINANÇAS:

uma aplicação no mercado brasileiro

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento: Finanças

**Data de aprovação:**

\_\_/\_\_/\_\_

**Banca examinadora:**

---

Prof. Dr. Emerson F. Marçal (Orientador)

FGV-EESP

---

Prof. Dr. João Filipe Bernardes  
Volkman de Mendonça Mergulhão

FGV-EESP

---

Prof. Dr. Fernando Antonio Slaibe Postali

USP-FEA

SÃO PAULO

2013



## RESUMO

Muitas teorias de finanças implicam em relações monotônicas nos retornos esperados em função de variáveis financeiras, tais como a hipótese de preferência por liquidez e o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). No entanto, estudos empíricos que testam este tipo de relação não são muitos explorados, principalmente no mercado brasileiro. A contribuição científica neste trabalho é utilizar ativos domésticos e verificar se no mercado nacional estas implicações monotônicas das teorias de finanças são sustentadas empiricamente.

Fizemos uma revisão dos testes presentes na literatura para verificar a monotonicidade: os testes t, Bonferroni utilizado por Fama (1984), Wolak (1989) e o teste MR, de Patton e Timmermann (2010). Utilizamos a técnica de *bootstrap* e incluímos na análise dos resultados os testes “Up” e “Down”.

No teste para verificar a hipótese de preferência por liquidez foram utilizadas as séries da taxa referencial de *swaps* DI pré-fixada para vencimentos de até 1 ano. Os testes convergem e encontram evidências estatísticas de relação monotônica entre os retornos e os prazos de vencimento.

No caso do teste no CAPM, foram utilizadas as séries históricas do preço das ações que compuseram o índice IBrX. Contrário ao esperado, para os dados amostrados, os testes não sustentaram a implicação teórica de monotonicidade entre os retornos médios dos portfólios e os betas de mercado ordenados crescentemente. Este resultado é de grande relevância para o mercado brasileiro.

Palavras-chave: 1. Monotonicidade. 2. CAPM. 3. Hipótese de preferência por liquidez. 4. Mercado brasileiro



## ABSTRACT

Many theories in finance imply monotonic relationships in expected returns due to financial variables, such as the liquidity preference hypothesis and the Capital Asset Pricing Model (CAPM). However, empirical studies that test this relationship are not many exploited, especially in the Brazilian market. The scientific contribution of this work is to use domestic assets and verify whether these monotonic implications are supported empirically in the domestic market

We did a literature review of the monotonicity tests such that: t-tests, Bonferroni, Wolak (1989) and MR test of Patton and Timmermann (2010). We use the *bootstrap* technique and the “Up” and “Down” tests to results analysis.

To verify the liquidity preference hypothesis it was used series of reference rate swaps DI pre-set for maturities up to 1 year. The tests converge and find statistical evidence of monotonic relationship between returns and maturities.

In the case of testing the CAPM, we used the time series of the stock prices that composed the IBrX index. Contrary to expectations, for the sampled data, the tests did not sustain the theoretical implication of monotonicity between the portfolios average returns and the market betas. This result is of great importance for the Brazilian market.

Keywords: 1. Monotonicity. 2. CAPM. 3 Liquidity preference hypothesis. 4. Brazilian market



## Sumário

1	INTRODUÇÃO.....	8
2	REVISÃO DA LITERATURA .....	10
3	TEORIAS DE FINANÇAS.....	13
3.1	CAPM .....	13
3.2	Hipótese de preferência por Liquidez .....	16
4	TESTES DE MONOTONICIDADE.....	18
4.1	Teste t.....	19
4.2	Wolak.....	19
4.3	Bonferroni .....	21
4.4	Monotonic Relation (MR) .....	22
4.5	“Up” e “Down” .....	25
5	RESULTADOS .....	28
5.1	CAPM .....	28
5.2	Hipótese de preferência por liquidez .....	35
6	CONCLUSÃO.....	41
7	REFERÊNCIAS .....	44
8	ANEXOS.....	46



# 1 INTRODUÇÃO

Muitas teorias de finanças implicam em relações monotônicas nos retornos esperados em função de alguma variável financeira, tais como a hipótese de preferência por liquidez e o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). No entanto, estudos empíricos que testam este tipo de relação não são muitos explorados, principalmente em aplicações no mercado brasileiro.

No caso da hipótese de preferência por liquidez, os investidores cobram retornos maiores por vencimentos de títulos mais longos, o que implica numa relação monotônica crescente entre retornos destes títulos ordenados pelos prazos de vencimento a eles associados.

O CAPM é um modelo que determina os retornos de um portfolio em relação ao retorno de mercado. O risco de mercado associado a este ativo é medido pelo beta, que mede a sensibilidade do retorno do ativo em relação à variação do retorno do mercado. Ou seja, o coeficiente de inclinação da regressão linear do portfolio neste mercado. Desta forma, por este modelo, os retornos dos portfólios que compõem o mercado possuem teoricamente uma relação monotônica crescente entre seus retornos e os valores betas.

A contribuição científica neste trabalho é utilizar ativos domésticos e verificar se no mercado brasileiro as implicações monotônicas do CAPM e da hipótese de preferência por liquidez são sustentadas empiricamente<sup>1</sup>. Os dados utilizados serão os de informações públicas do mercado financeiro. No caso do CAPM utilizamos as ações negociadas no Bovespa que compõe o IBrX, a taxa SELIC e o valor do índice IBrX como *proxies* para a taxa livre de risco e o retorno do mercado. Na hipótese de preferência por liquidez utilizamos o valor da taxa referencial de swaps DI pré-fixada para prazos de até 1 ano negociados na BM&F.

---

<sup>1</sup> Note que o CAPM já sofreu inúmeras críticas que dentre elas destacamos a de Roll (1977). O autor concluiu que é inviável testar o modelo empiricamente por causa da hipótese do portfolio de mercado ser eficiente. Neste presente trabalho, estamos analisando a implicação monotônica do CAPM admitindo-se que o portfolio de mercado escolhido é eficiente.



Este trabalho foi estruturado da seguinte forma: no capítulo a seguir faremos a revisão da literatura dos testes aplicáveis em relações monotônicas das teorias de finanças e no posterior apresentaremos as teorias que serão testadas. A primeira teoria é a do CAPM cujos créditos devem-se a Sharpe (1964), Lintner (1965) e Black (1972) e, conforme Fama e French (2004), mesmo após mais de 4 décadas, é o modelo mais utilizado em aplicações tais como a estimação do custo de capital das firmas e avaliação de desempenho da gestão de portfólios. A segunda teoria é da hipótese de preferência por liquidez. Também será apresentada a construção das variáveis financeiras que classificarão os retornos. Os testes verificarão se as relações entre estas variáveis e os retornos são monotônicas (crescentes) empiricamente.

No quarto capítulo abordaremos os testes de monotonicidade aplicados a estas duas teorias. Detalharemos os testes t, Wolak (1989), Bonferroni, utilizado por Fama (1984) e MR, assim como os testes “Up” e “Down”, que nos permitirão analisar os resultados. Também apresentaremos a técnica de *bootstrap*, que permeará em quase todos os testes.

No quinto capítulo exibiremos os resultados dos testes apresentados sobre as teorias previamente abordadas. Inicialmente construiremos as séries temporais, a definição do período amostral até atingir o objetivo final, os resultados empíricos. Por sua vez, estes se mostraram a favor da hipótese de preferência por liquidez, com alta significância estatística. No entanto, para o CAPM, os dados amostrados não sustentaram a implicação teórica de monotonicidade. Ao contrário, a relação entre os retornos dos portfólios construídos e os betas se mostrou monotonicamente decrescente. Este fato é de grande relevância para o nosso mercado.

Por fim, no último capítulo, a conclusão do trabalho.



## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Neste capítulo apresentaremos a revisão dos testes estatísticos aplicáveis às hipóteses de relação monotônica das teorias de finanças presentes na literatura.

Utilizaremos como base o artigo de Patton e Timmermann (2010). Nele, os autores fazem uma revisão dos três testes de hipóteses aplicáveis às teorias de finanças para verificar a monotonicidade: os testes t, Bonferroni, utilizado por Fama (1984), e Wolak (1989), além de propor o teste *Monotonicity Relation* (MR). Também incluíram a técnica de *bootstrap* de Politis e Romano (1994) que evita suposições sobre a distribuição das estatísticas de teste e mantém a heterocedasticidade *cross-sectional* dos portfólios.

Também foram incluídos na análise dos resultados os testes “Up” e “Down” para detectar a direção dos movimentos de subida e descida das funções, tanto em quantidade quanto a intensidade dos desvios. Esta análise permite sustentar os resultados dos testes.

O artigo apresenta duas situações em que os padrões monotônicos das médias dos retornos ordenados são violados no mercado americano. O primeiro exemplo é o do CAPM, em que esperaríamos observar retornos maiores para ações com maiores betas de mercado. Para realizar o teste, foram construídos portfólios decis classificados a partir da distribuição dos betas estimados na data de fechamento do mês e calculados a partir dos retornos dos últimos 12 meses. Os retornos destes portfólios são gravados no mês subsequente ao do cálculo dos betas e ponderados pelo volume das ações que os compõe. No período analisado, de 1963 a 2001, foram encontradas evidências de relação monotônica em todos os testes.

O segundo é aplicado à hipótese de preferência por liquidez, que diz que os investidores exigem maiores prêmios por títulos com maiores vencimentos. Os autores fazem comparações com os trabalhos existentes de Fama (1984), McCulloch (1987) e Richardson (1992), que exploraram a implicação desta hipótese nos títulos soberanos americanos.



Fama utilizou o teste de Bonferroni, que é baseado na sumarização de um conjunto de testes  $t$  aplicados ao prêmio dos *t-bills* com vencimentos de até doze meses. Ele encontrou fortes evidências nos títulos de nove meses que exigiam maiores prêmios que prazos maiores, particularmente no título com vencimento de dez meses.

McCulloch (1987) argumentou que este resultado é explicado por um comportamento não usual de compra de títulos de nove meses no período de 1964 a 1972.

Richardson *et al* (1992) analisou utilizando a nova técnica disponível à época proposta por Wolak (1989) utilizando os vencimentos de dois a onze meses. No período de 1964 a 1990 observou que a hipótese de monotonicidade é rejeitada fortemente, i.e., contra a hipótese de preferência por liquidez ratificando as conclusões anteriores. No entanto esta rejeição parece ser confirmada em 1964 a 1972, mas não no período de 1960 a 1973.

Patton e Timmermann (2010) aplicaram a técnica proposta, o teste MR, no período de 1973 a 2001, restringindo aos títulos com vencimentos de dois a onze meses e rejeitaram a hipótese de monotonicidade nos três períodos estudados, de 1964 a 2001, de 1964 a 1972 e 1973 a 2001. Considerando o período mais recente, de 1973 a 2001, a atualização dos dados utilizando os testes de Wolak e Bonferroni encontrou evidências significantes de relação monotônica crescente, mesmo contendo algumas seções da relação entre os retornos e vencimentos decrescentes, na média.

Outra possível aplicação da utilização dos testes é na teoria de *Asset Pricing*. Por Cochrane (2005), o modelo de consumo baseia-se na decisão racional de um investidor entre consumo e poupança. Para a poupança, deve-se decidir em quais ativos comprar para compor seu portfolio de investimentos. O preço deste ativo deve ser igual ao seu retorno esperado descontado a uma taxa de utilidade marginal do investidor. Neste contexto, o *Pricing Kernel*, também chamado de taxa marginal de substituição ou fator estocástico de desconto, é a taxa em que o investidor está disposto a substituir o consumo num estado futuro pelo consumo hoje, levando em consideração o risco dos ativos (individualmente). Desta maneira,



a relação de preço e taxa de desconto é monotônica decrescente, pois quanto maior a taxa, menor o preço que o investidor está disposto a pagar.

Em Shive e Shumway (2009) utilizou-se o índice do preço de opções como uma *proxy* para estimar o *Pricing Kernel* implícito em quatro países: Alemanha (DAX), EUA (S&P500), Inglaterra (FTSE) e Japão. Esta aproximação também foi utilizada por Rosenberg e Eagle (2002) e Jackwerth (2000). Chegou-se em resultados contrários à teoria, encontrando relações positivas desta taxa em alguns cenários. Concluiu-se que uma possível explicação para este fato é que pessoas algumas vezes são amantes ao risco, ou possuem um viés da distribuição de probabilidade dos estados futuros, sugerindo desvios de comportamento racional, ou preferem consumir mais quando o consumo agregado é alto. Outra possibilidade levantada é que as pessoas são otimistas a respeito da probabilidade de retornos positivos destes índices. Os artigos citados, apesar do questionamento da monotonicidade do *Pricing Kernel*, não testa formalmente esta relação.

Outra verificação de monotonicidade pode ser observada na relação entre os retornos esperados de portfólios classificados por variáveis financeiras, tais como o valor da firma (tamanho) e o índice *book-to-market*. Estas variáveis não são por si só fatores de risco, mas servem como *proxy* para a exposição do risco não observado.

Em Berk, Green e Naik (1999) os autores desenvolveram um modelo de firma que otimiza as escolhas de investimento quando os retornos esperados dependem apenas de um fator de risco. Estimar os verdadeiros betas associados ao seu fator de risco requer conhecer a covariância de cada investimento adicionando-os a todos os investimentos da firma. No entanto, os retornos esperados podem ser reescritos em termos de variáveis observadas, como as mencionadas anteriormente (valor da firma e o índice *book-to-market*), que se tornaram estatisticamente significantes para aferição do risco existente. Portanto, retornos esperados em portfólios classificados por estas variáveis seriam monotonicamente em relação a estas variáveis.



### 3 TEORIAS DE FINANÇAS

Neste capítulo apresentaremos as teorias de finanças que serão objetos de estudo para verificação da monotonicidade de suas implicações. A primeira teoria a ser apresentada é do CAPM cujos créditos devem-se a Sharpe (1964), Lintner (1965) e Black (1972) e é o modelo mais famoso e difundido na literatura de *Asset Pricing*. A segunda teoria é a hipótese de preferência por liquidez. Também será apresentada a construção das variáveis financeiras que classificarão os retornos. Os testes do próximo capítulo verificarão se as relações entre estas variáveis e os retornos são monotônicas empiricamente.

#### 3.1 CAPM

O CAPM é um modelo para precificação de uma ação ou de um portfolio que se baseia no modelo de escolha de portfólio desenvolvido por Markowitz (1959), também chamado de modelo “média-variância”<sup>2</sup>.

No caso das ações é utilizada a linha de mercado de ativos, *Security Market Line* (SML), e sua relação ao retorno esperado e risco sistêmico, o beta<sup>3</sup>, para mostrar como o mercado precifica as ações em relação ao seu risco. O SML nos permite calcular o retorno ajustado ao risco para qualquer ação em relação ao restante do mercado.

---

<sup>2</sup> Assume que o investidor é averso ao risco e que toma decisão baseado apenas na média e variância do retorno de um período.

<sup>3</sup> O risco de mercado associado a este ativo é medido pelo beta, que mede a sensibilidade do retorno do ativo em relação à variação do retorno do mercado. Ou seja, o coeficiente de inclinação da regressão linear do portfolio neste mercado.



Na equação 1 abaixo apresentamos a regressão linear do CAPM<sup>4</sup>:

$$E(R_i) = R_f + \beta_{i,m} [E(R_m) - R_f] \quad (1)$$

Onde  $E(R_i)$  e  $E(R_m)$  são os retornos esperados do i-ésimo portfolio e do mercado, e  $R_f$  é a taxa livre de risco.

O  $\beta_{i,m}$  é o coeficiente de inclinação da regressão linear do portfolio neste mercado e mede a sensibilidade do retorno do ativo em relação à variação do retorno do mercado. Desta forma, o CAPM implica numa relação monotônica crescente dos retornos das ações em relação aos betas de mercado,  $\beta_{i,m}$ .

O teste mais simples que motiva este estudo é avaliar a relação das ações com maior beta em relação aos retornos das ações com menores betas. Pela teoria esta relação deveria ser crescente e é a partir deste arcabouço que construiremos os testes.

Utilizamos portfólios a fim de reduzir a representatividade das ações com maiores volumes negociados que compõe o índice de mercado, o IBrX. Sejam os portfólios classificados e agrupados pelo quintil ou decil da distribuição dos betas calculados no fechamento do mês baseados nos retornos dos últimos 12 meses. A partir da construção destes portfólios, assim como realizado por Patton e Timmermann (2010), gravamos os retornos das ações no mês subsequente ao cálculo do beta e calculamos a média destes retornos ponderados pelo volume negociado.

Seja  $r_{i,t}$  o retorno do i-ésimo portfolio classificado pelo quintil ou decil da distribuição do beta e t o índice da série temporal. Sob a relação de monotonicidade crescente, espera-se que:

---

<sup>4</sup> Sabe-se que por trás desta simples equação, que segundo Fama e French (2004) “oferece uma poderosa e intuitiva predição a respeito de como se medir risco e a relação entre os retornos esperados e o risco”, há várias simplificações. Destacamos, conforme exposto na introdução, as críticas realizadas por Roll (1977). O autor concluiu que é inviável testar o modelo empiricamente por causa da hipótese de portfolio do mercado ser eficiente. No entanto, neste presente trabalho, analisamos a implicação monotônica do CAPM admitindo-se que o portfolio de mercado escolhido é eficiente.



$$E(r_{i,t}) < E(r_{i+1,t}) \quad (2)$$

Esta é a relação que desejamos testar, onde o  $r_{i,t}$  é o retorno do  $i$ -ésimo portfolio quintil,  $1 \leq i \leq 5$ , ou decil,  $1 \leq i \leq 10$ , e  $t$  é o índice da série de tempo,  $0 \leq t \leq T$ .

Os portfólios são formados a partir dos quintis ou decis da distribuição dos betas, conforme procedimento abaixo:

a) Calcula-se o beta de mercado para todas as  $j$ -ésimas ações que compõem o índice IBrX através da fórmula sua forma analítica.

$$\beta_{j,t} = \frac{\text{COV}(r_{j,t}, r_{m,t} - r_{f,t})}{\text{Var}(r_{j,t})}, \quad \text{para } 1 \leq j \leq M \text{ e } 0 \leq t \leq T - 1 \quad (3)$$

Onde  $r_{m,t}$  é o retorno de mercado medido pelo IBrX e  $r_{f,t}$  é a taxa livre de risco. Adotou-se a SELIC como *proxy* para taxa livre de risco.

b) Seja  $v(j)$  o novo índice da sequência  $\{\beta_{j,t}\}$  que ordena de forma crescente os valores de beta, de tal forma que a desigualdade abaixo seja satisfeita<sup>5</sup>.

$$\beta_{v(1),t} \leq \beta_{v(2),t} \leq \dots \leq \beta_{v(M),t} \quad (4)$$

c) Constroem-se os retornos dos portfólios a partir da média ponderada pelo volume negociado dos retornos das ações do mês subsequente ao cálculo do beta que compõe cada portfolio quintil ou decil. Cabe ressaltar que esta composição pode mudar a cada instante de tempo  $t$ , pois depende exclusivamente da distribuição dos valores do beta.

A partir destes retornos iremos testar a monotonicidade sobre os portfólios classificados pelos menores aos maiores betas.

---

<sup>5</sup> Os índices  $v(1)$  e  $v(M)$  representam as ações com maior e menor betas. O valor de  $M$  é igual a 100, por construção, pois é o número de ações que compõem o IBrX. Preferiu-se utilizar esta nomenclatura para ser generalista.



### 3.2 Hipótese de preferência por Liquidez

A hipótese de preferência por liquidez propõe que os investidores cobram prêmios de risco por títulos com maiores prazos de vencimento dos títulos. Em particular, a hipótese de preferência por liquidez na estrutura a termo da taxa de juros implica que a taxa é predominantemente crescente porque os investidores requerem um retorno extra por manter a posição dos títulos em maiores prazos.

Desta maneira, espera-se determinar que a seguinte estrutura dos retornos:

$$E(r_i) < E(r_j), \forall i \neq j \text{ e } j > i \quad (5)$$

Esta é a relação que desejamos testar, onde o  $E(r_i)$  é o retorno esperado do título com vencimento  $i$  menor que o vencimento  $j$  para todo  $i$  e  $j$ .

No contexto do mercado americano, Fama (1984) examinou os retornos de títulos do tesouro e do governo estimados a partir das taxas *forwards* e da média dos retornos amostrais. O autor chega à conclusão que os retornos esperados apresentam picos nos vencimentos de 8 a 9 meses e que nunca esta relação cresce monotonicamente a partir de 12 meses.

Outros dois autores, McCulloch (1987) e Richardson et al (1982), a contrário de Fama (1984), justificam que a teoria não é refutada. McCulloch explica a anomalia através de *bid-ask spreads* (custo de transação para vencimentos de 9 e 10 meses) e Richardson et al (1992) modifica a estrutura das hipóteses ao considerar as desigualdades dos testes implícitos na monotonicidade.

A presente proposta deseja analisar qual o comportamento no mercado brasileiro utilizando títulos do tesouro nacional para diferentes vencimentos, em particular, no período de até um ano, pois apresentam maior liquidez.

Sejam os retornos dos títulos público classificados por seus vencimentos, de 30, 60, 90, 120, 180 e 360 dias<sup>6</sup>, e  $t$  o índice da série de tempo. Sob a relação de monotonicidade crescente, é esperado que:

---

<sup>6</sup> Vencimentos disponíveis negociados na BM&F.



$$E(r_{30,t}) < E(r_{60,t}) < E(r_{90,t}) < E(r_{120,t}) < E(r_{180,t}) < E(r_{360,t}) \quad (6)$$

Esta é a relação que desejamos testar, onde  $r_{i,t}$  são os retornos para os diferentes prazos  $i$  de até um ano e  $t$  é o índice da série de tempo.



## 4 TESTES DE MONOTONICIDADE

Neste capítulo serão apresentados os testes de monotonicidade e utilizaremos como base os testes presentes no artigo de Patton e Timmermann (2010), conforme exposto na revisão da literatura. Discorreremos pelos testes t, Bonferroni, utilizado por Fama (1984), Wolak (1989) e o *Monotonicity Relation* (MR).

Também incluímos a construção do *bootstrap*, de Politis e Romano (1994), que evita suposições sobre a distribuição das estatísticas de teste e mantém a heterocedasticidade *cross-sectional* dos portfólios. Para sustentar os resultados obtidos, adicionamos os testes “Up” e “Down” que detectam a direção dos movimentos de subida e descida das funções, tanto em quantidade quanto a intensidade dos desvios.

Antes dos testes propriamente ditos, formularemos a seguinte construção, que será utilizada em todos os testes a seguir.

Sejam  $r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{N,t}$  os retornos classificados pela  $i$ -ésima variável financeira e  $t$  o índice da série temporal. A variável financeira pode ser os portfólios quintis ou decis, construídos pela distribuição dos betas das ações que compõem a carteira de referência, no caso do CAPM, ou os prazos dos vencimentos dos títulos, no caso da hipótese de preferência por liquidez.

Sob a relação de monotonicidade crescente, temos que:

$$E(r_{1,t}) < E(r_{2,t}) < \dots < E(r_{N,t}) \quad (7)$$

Se definirmos o diferencial como  $\Delta_i = E(r_{i+1,t}) - E(r_{i,t})$ , para  $i = 2, \dots, N$  então  $\Delta_i > 0$ .

O teste também poder ser realizado quando desejamos verificar se a relação monotônica é decrescente. Basta ajustar as hipóteses e a estatística de teste para compreender a relação decrescente.



#### 4.1 Teste t

O teste t é amplamente conhecido na literatura e sua utilização é bem simples. Por estarmos tratando de variáveis como retornos de mercado e estrutura a termo da taxa de juros, utilizou-se no teste o ajuste de heterocedasticidade e autocorrelação consistente do erro padrão de Newey-West (1987).

Seja a construção do teste de hipótese abaixo, dado pela média dos retornos  $\mu_1, \mu_N$  e a diferença associada ao par  $\Delta = \mu_N - \mu_1$ .

$$H_0: \Delta \leq 0 \tag{8}$$

$$H_1: \Delta > 0$$

A hipótese alternativa testa a monotonicidade crescente dos retornos e também é chamada de hipótese de pesquisa por Casella e Berger (1990). Desta maneira, se rejeitarmos a hipótese nula a favor da hipótese alternativa, terão evidências estatísticas de que esta relação monotônica exista.

No entanto, para esta aplicação, o teste t só é capaz de comparar duas séries por teste, ou seja, a diferença do retorno da maior e menor variável financeira. Este teste não tão é interessante no nosso contexto, a exemplo do CAPM, em que os retornos dos maiores e menores portfólios quantis ou decis ordenados pela variável financeira beta de mercado não implicam em monotonicidade para todos os outros portfólios. Estamos interessados em analisar todos os segmentos em que a implicação de monotonicidade da teoria pode ser refutada.

#### 4.2 Wolak

Tanto o teste de Wolak quanto o de Bonferroni utilizado por Fama (1984), a seguir, especificam as hipóteses de forma diferente das construídas nos testes t e MR. Eles tratam a monotonicidade na hipótese nula e desta maneira os resultados dos testes não podem ser comparados diretamente.



$$H_0: \Delta \geq 0 \quad (9)$$

$$H_1: \text{irrestrito}$$

Por tratarem a monotonicidade na hipótese nula, não rejeitar a hipótese pode ocorrer devido ao poder limitado do teste, seja por uma pequena série amostral ou até mesmo um ruído na amostra (baixo poder leva a uma baixa rejeição).

Os testes de Wolak (1989) e Bonferroni também consideram na construção da hipótese nula a igualdade (relação constante entre os retornos e as variáveis financeiras), além da desigualdade imposta pela relação monotônica.

Por Wolak (1989) temos que a distribuição da estatística da razão de verossimilhança satisfaz:

$$\hat{p} = \Pr_{0,\Omega}[\text{IU} < c] = 1 - \Pr_{0,\Omega}[\text{IU} \geq c] \quad (10)$$

$$= 1 - \sum_{k=0}^P \Pr[\chi_k^2 \geq c] w(P, P - k, \Omega)$$

$$\text{IU} = (\hat{\mu} - \tilde{\mu})' \Omega^{-1} (\hat{\mu} - \tilde{\mu}) \quad (11)$$

A matriz de covariância das médias estimadas  $\Omega$  é calculada através do estimador de Newey-West (1987).

A média  $\tilde{\mu}$  representa a solução da função objetiva abaixo:

$$\min_{\mu} (\hat{\mu} - \mu)' \Omega^{-1} (\hat{\mu} - \mu) \quad (12)$$

$$\text{sujeito a } \mu \geq 0$$

Para calcular  $w(P, P - k, \Omega)$  utilizamos a técnica de Monte Carlo que gera  $n$  distribuições normais multivariadas com média zero e matriz de covariância  $\Omega$ . Para cada simulação calculamos o valor de  $\tilde{\mu}$  e contamos o número de elementos do vetor maiores que zero. Neste caso é computada a proporção das  $n$  simulações que  $\tilde{\mu}$  possui exatos  $P - k$  elementos maiores que zero.



### 4.3 Bonferroni

O teste de Bonferroni foi utilizado por Fama (1984), que concluiu que a hipótese da relação de monotonicidade implicado pelo CAPM é rejeitada.

O teste consiste na sumarização de um conjunto de testes  $t$ , realizados aos pares, ao longo das relações individuais entre os retornos e a variável financeira da teoria que implica na relação monotônica.

$$H_0: \Delta_i \geq 0 \quad (13)$$

$$H_1: \Delta_i < 0$$

$$\forall i = 2, \dots, N$$

Seja o estimador  $\hat{\Delta}_i = \hat{\mu}_i - \hat{\mu}_{i-1}$  e a média  $\hat{\mu}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{i,t}$ , onde  $r_{i,t}$  é a série temporal  $\{r_{i,t}\}_{t=1}^T$  dos retornos da variável financeira  $i$ . A estatística de teste para cada variável financeira é igual ao do teste  $t$ .

$$\hat{t}_i = \frac{\hat{\Delta}_i}{\hat{\sigma}_i}, \forall i = 2, \dots, N \quad (14)$$

O p-valor estimado é definido pela equação 15 a seguir.

$$\hat{p} = \min\{(N - 1) \cdot \Phi[\min_{i=2, \dots, N} \hat{t}_i], 1\} \quad (15)$$

Assim como em Patton e Timmermann (2010), os valores do p-valor podem ser maiores que a unidade e por isso foi fixado o valor máximo igual a um.

Este teste é conservador por construção, pois a estatística de teste considera o menor valor das estatísticas de teste de cada par das variáveis financeiras para o cálculo do p-valor estimado  $\hat{p}$ .



#### 4.4 Monotonic Relation (MR)

O teste foi proposto por Patton e Timmermann (2010), que trata na hipótese alternativa a monotonicidade, aumentando o poder do teste. Uma melhoria aos testes de Wolak e Bonferroni, que também consideram na hipótese nula a igualdade dos parâmetros de teste. Analogamente a estes testes, o MR pode não rejeitar a hipótese, mesmo quando a relação parece ser monotônica.

Seja a construção dos testes de hipóteses abaixo, dada pelo vetor das médias dos retornos  $\mu = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N]'$  e o vetor de diferenças associados a ele  $\Delta = [\Delta_2, \Delta_3, \dots, \Delta_N]'$ , onde  $\Delta_i = \mu_i - \mu_{i-1}$  para  $2 \leq i \leq N$ .

$$H_0: \Delta \leq 0 \quad (16)$$

$$H_1: \Delta > 0$$

Bem como o teste t, a hipótese alternativa testa a monotonicidade crescente dos retornos.

Podemos reescrever as hipóteses da seguinte forma:

$$H_0: \Delta \leq 0 \quad (17)$$

$$H_1 = \min_{i=2, \dots, N} \Delta_i > 0$$

Como estamos testando na alternativa o menor valor da diferença, então temos que ter  $\Delta_i > 0, \forall i = 2, \dots, N$ , o que motiva a escolha da estatística de teste abaixo:

$$J_T = \min_{i=2, \dots, N} \widehat{\Delta}_i \quad (18)$$

O estimador  $\widehat{\Delta}_i = \widehat{\mu}_i - \widehat{\mu}_{i-1}$  e a média  $\widehat{\mu}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{i,t}$ , onde  $r_{i,t}$  é a série temporal  $\{r_{i,t}\}_{t=1}^T$  dos retornos da variável financeira i.



Da forma como foi construído o vetor das diferenças  $\Delta$ , estamos comparando as diferenças dos  $N$  pares adjacentes. Também podemos comparar todas as combinações, o que aumentará o vetor das diferenças  $\Delta$  de  $N$  para  $N(N + 1) / 2$ . Para este tipo de cenário acrescentaremos o sufixo “all” ao Teste MR na apresentação dos resultados.

Combinado com os testes de Bonferroni e Wolak, os resultados dos testes podem ser utilizados para dar maior sustentação à evidência teórica. Por exemplo, caso rejeitemos a hipótese nula no teste MR e não a rejeitemos no teste de Wolak, há forte evidência para sustentarmos a implicação de monotonicidade da teoria. No caso contrário, há forte evidência contra esta implicação. Nos casos em que ambos rejeitam ou não rejeitam a hipótese nula, os testes discordam das evidências e há fraca evidência da teoria testada.

Os testes “Up” e “Down” que serão apresentados na seção 4 do capítulo 5 permitirão analisar o resultado quando o teste MR não encontra evidências em sustentar a implicação teórica.

#### 4.4.1 Monotonic Relation (MR) com *Bootstrap*

Até o artigo de Patton e Timmermann (2010), os artigos sobre o teste da relação monotônica nas Teorias de Finanças, a exemplo de Fama (1984), McCulloch (1987) e Richardson et al (1992), utilizavam distribuição paramétricas para descrever a estatística de teste e definir o valores críticos de rejeição. Como forma de melhoria, Patton e Timmermann (2010) adotaram a técnica de *bootstrap* estacionário de Politis e Romano (1994) para lidar com o problema de não conhecer os parâmetros da matriz de covariância dos momentos amostrais e dos valores críticos dos testes. Ambas as estimações serão utilizadas para obter os resultados do capítulo 5.

Sob as condições descritas no anexo do artigo de Patton e Timmermann (2010), o parâmetro estimado  $\hat{\Delta} = [\hat{\Delta}_2, \hat{\Delta}_3, \dots, \hat{\Delta}_N]'$  irá seguir



assintoticamente uma distribuição normal, isto é, para grandes amostras ( $T \rightarrow \infty$ ), tem-se:

$$\sqrt{T} \left( [\widehat{\Delta}_2, \widehat{\Delta}_3, \dots, \widehat{\Delta}_N]' - [\Delta_2, \Delta_3, \dots, \Delta_N]' \right) \stackrel{a}{\sim} N(0, \Omega) \quad (19)$$

Utilizando este resultado, precisaríamos saber ou estimar os  $N(N+1)/2$  parâmetros da matriz de covariância dos momentos amostrais,  $\Omega$ , pois estes parâmetros influenciam a distribuição da estatística de teste. Infelizmente quando o número de variáveis cresce, o número de parâmetros da covariância aumenta significativamente, o que pode tornar difícil estimar estes parâmetros com precisão.

Para lidar com este problema de não conhecer a matriz de covariância ou os valores críticos da estatística de teste, foi utilizado a técnica de *bootstrap* estacionário de Politis e Romano (1994), que segue.

Seja  $\{r_{i,t}, t = 1, \dots, T, i = 1, \dots, N\}$  os retornos originais das  $N$  variáveis durante os  $T$  períodos. Por Politis e Romano (1994) construímos um novo conjunto de retornos  $\{\tilde{r}_{i,\tau(t)}^{(b)}, \tau(t) = 1, \dots, T, i = 1, \dots, N\}$  onde  $\tau(t)$  é o novo índice temporal amostrado de  $\{1, \dots, T\}$ . Este índice randômico é comum através das  $i$  variáveis financeiras para manter as dependências *cross-sectional* existentes. O índice  $(b)$  é o indicador do número de *bootstrap*, que varia de  $b = 1, \dots, B$ . O número  $B$  de replicações de *bootstrap* é escolhido suficientemente grande para evitar quaisquer erros na simulação de Monte Carlo. As dependências temporais são consideradas ao permitir amostrar “blocos” de dados da série, que começam e terminam através de um sorteio aleatório. Este sorteio é dado por uma distribuição geométrica cujo parâmetro controla a média do tamanho destes blocos<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> A escolha do tamanho da média está intimamente ligada com a autocorrelação da série de tempo e a frequência dos dados. Patton (2010) propõe a utilização para dados diários, mensais, trimestrais e anuais médias iguais a 10, 6, 3 e 2, respectivamente.



Assim como em White (2000), escolheu-se o ponto no espaço da hipótese nula menos favorável a alternativa,  $\Delta = 0$ . A hipótese nula é imposta por subtrair o parâmetro  $\hat{\Delta}$  do parâmetro estimado pela série de retornos via *bootstrap*,  $\hat{\Delta}^{(b)}$ . Desta maneira, a nova estatística de teste é dada por:

$$J_T^{(b)} = \min_{i=2, \dots, N} \left( \hat{\Delta}_i^{(b)} - \hat{\Delta}_i \right), b = 1, 2, \dots, B \quad (20)$$

Para obter a probabilidade associada a esta estatística de teste, conta-se o número de vezes em que ocorreu pelo menos a situação menos favorável à hipótese nula e dividimos pelo número de *bootstrap*.

$$\hat{p} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1 \left\{ J_T^{(b)} > J_T \right\} \quad (21)$$

Temos que  $1\{.\}$  é a função indicadora que assume valor igual a 1 quando a hipótese  $\{.\}$  é verdadeira e 0 no caso contrário.

Esta versão é a versão “estudentizada” de Politis e Romano (1994), que elimina o impacto da heterocedasticidade *cross-sectional* dos retornos das variáveis.

#### 4.5 “Up” e “Down”

Os testes “Up” e “Down” não verificam a monotonicidade, mas ajudam a sustentar os resultados dos testes anteriores, pois avaliam as direções dos movimentos de subida e descida das funções, tanto em quantidade quanto a intensidade dos desvios.

Suponha que tenhamos uma relação em que o gráfico nos forneça a intuição de que a relação é monotônica crescente (“Up”) ou decrescente (“Down”), mas os resultados do teste MR não sustentam esta condição. A partir destes testes é possível saber em quais partes os coeficientes de angulação da função são diferentes de zero.



Seja a construção do teste de hipótese abaixo, dado pelo vetor de médias dos retornos  $\mu = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N]'$  e o vetor de diferenças associados a ela  $\Delta = [\Delta_2, \Delta_3, \dots, \Delta_N]'$ , onde  $\Delta_i = \mu_i - \mu_{i-1}$  para  $2 \leq i \leq N$ .

$$H_0: \Delta = 0$$

$$H_1^+: \sum_{i=2}^N |\Delta_i| 1\{\Delta_i > 0\} \quad (22)$$

Onde  $H_1^+$  é a hipótese alternativa para o teste “Up”.

Analogamente para o teste “Down”, tem-se:

$$H_1^-: \sum_{i=2}^N |\Delta_i| 1\{\Delta_i < 0\} \quad (23)$$

Onde  $H_1^-$  é a hipótese alternativa para o teste “Down”.

Temos também que  $1\{.\}$  é a função indicadora que assume valor igual a 1 quando a hipótese  $\{.\}$  é verdadeira e 0 no caso contrário.

Como estamos testando a frequência e a magnitude dos desvios em relação à hipótese nula, a estatística de teste natural é a soma de todos os desvios positivos, no caso do teste “Up”, e negativos, no caso do teste “Down”. Temos, respectivamente:

$$J_T^+ = \sum_{i=2}^N |\Delta_i| 1\{\Delta_i > 0\} \quad (24)$$

$$J_T^- = \sum_{i=2}^N |\Delta_i| 1\{\Delta_i < 0\} \quad (25)$$

Assim como no teste MR, as estatísticas de teste não possuem uma distribuição definida e, portanto, utilizaremos a técnica de *bootstrap* para o cálculo dos valores críticos.

$$\hat{p}^+ = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1\{J_T^{+(b)} > J_T^+\} \quad (26)$$

$$\hat{p}^- = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1\{J_T^{-(b)} > J_T^-\} \quad (27)$$



Onde as estatísticas de teste construídas a partir do *bootstrap* são definidas abaixo:

$$J_T^{+(b)} = \sum_{i=2}^N \left| \hat{\Delta}_i^{(b)} \right| 1 \left\{ \hat{\Delta}_i^{(b)} > 0 \right\} \quad (28)$$

$$J_T^{- (b)} = \sum_{i=2}^N \left| \hat{\Delta}_i^{(b)} \right| 1 \left\{ \hat{\Delta}_i^{(b)} < 0 \right\} \quad (29)$$

O vetor das diferenças estimado através do *bootstrap*,  $\hat{\Delta}^{(b)}$ , é mesmo calculado na seção anterior, 4.1 do capítulo 4.

Realizada a revisão de todos os testes, no capítulo a seguir apresentaremos os resultados destes aplicados no mercado brasileiro.



## 5 RESULTADOS

Neste capítulo apresentaremos os resultados dos testes de monotonicidade para os dois tipos de teorias de finanças previamente abordadas. No entanto, antes dos resultados propriamente ditos, mostraremos a construção das séries, passando pela definição do período amostral e por fim os resultados dos testes definidos por seus p-valores.

### 5.1 CAPM

No teste de hipóteses das implicações do CAPM utilizamos as séries históricas do preço das ações que compuseram o índice IBrX no terceiro quadrimestre de 2012<sup>8</sup>. Este índice, conforme definição do Ibovespa mede o retorno de uma carteira teórica composta por 100 ações selecionadas entre as mais negociadas na BOVESPA, em termos de número de negócios e do volume financeiro. As séries referem-se ao período de 03/1998 a 09/2012, quando disponíveis<sup>9</sup>. A tabela que apresenta os papéis que compõe a carteira e a representatividade média no período do índice em função do volume negociado encontra-se em anexo.

No período amostral existiram mudanças política no Brasil e econômica no mercado internacional com crise do *subprime* nos EUA, que afetaram, dentre outros fatos, a taxa de juros básica no mercado brasileiro e os preços das ações que

---

<sup>8</sup> Ao construir as séries de tempo, verificou-se que não houve *splits* nas ações estudadas dentro do período analisado.

<sup>9</sup> Apesar de não utilizarmos a carteira que compõe o IBrX atualizada quadrimestralmente, podemos observar que os resultados para diferentes períodos convergem na mesma conclusão. Além disso, seria muito custoso computacionalmente formar os portfólios decis com ações que compõe o IBrX que mudam de um quadrimestre para outro. Também se verificou que a maioria das ações listadas hoje já é negociada há vários anos e que a variação da composição é pequena, conforme era de se esperar de uma carteira hipotética com alta liquidez.



compõem o IBrX. Desta forma, realizaremos os testes com todo o período amostral e com períodos menores, a fim de identificar e destacar comportamentos diferentes da amostra original. Os períodos são:

a) de 03/1999 a 06/2007, pré-crise nos EUA.

b) de 01/2003 a 06/2007, *boom* do crédito imobiliário nos EUA.

c) de 07/2007 a 09/2012, período da crise financeira.

Os períodos acima foram baseados em Hong e Sraer (2012)<sup>10</sup>.

d) de 03/1999 a 12/2002, final do governo do presidente Fernando Henrique Cardoso (FHC), pré-governo do presidente Luís Inácio “Lula” da Silva.

Calculamos os retornos anuais no fim de cada mês para cada uma das ações e utilizou-se a média anual individual dos seus retornos a fim de preencher lacunas de informações sobre os retornos das ações. Depois calculamos os betas anuais na mesma frequência dos retornos através da forma analítica. A partir da distribuição dos betas do fechamento do mês, calculou-se a média dos retornos dos portfólios quintis e decis do último mês subsequente ao cálculo dos betas ponderado pelo volume negociado de cada ação, conforme apresentado na seção 1 do capítulo 3.

Contrário às expectativas, a média dos retornos dos portfólios quintis e decis em todos os períodos analisados mostrou uma tendência decrescente, conforme gráfico 1 abaixo.

---

<sup>10</sup> Acreditamos que o mercado brasileiro é bastante influenciado pelo americano e por isso incluímos na análise, além do período da crise do *subprime*, períodos anteriores a ele.



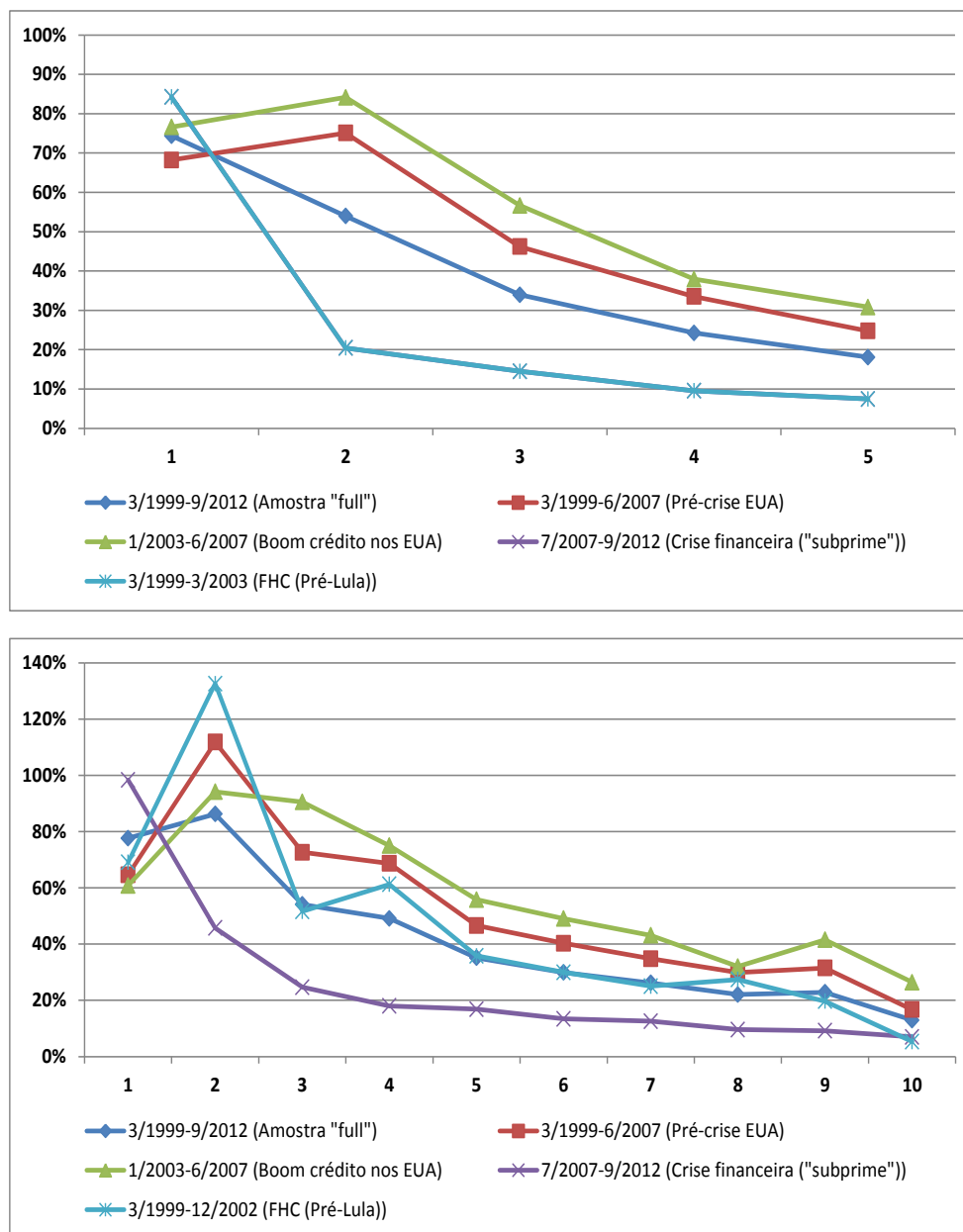


Gráfico 1: Retorno médio para os portfólios quintis e decis

Fonte: elaboração própria

Analisando os portfólios quintis, apenas a seção do portfolio com menor beta em relação ao segundo portfolio se mostrou, em média, crescente nos períodos de pré-crise e no boom de crédito dos EUA. No caso dos portfólios decis, este fato se repete para todos os períodos, com exceção do período da crise financeira causada pelo *subprime*. Há ainda algumas seções crescentes ao longo dos portfólios decis, mas a tendência é sempre decrescente, tanto para os portfólios quintis quanto para os decis.



Na tabela 1 abaixo, apresentamos os retornos médios e os desvios padrão dos retornos classificados pelos portfólios quintis e decis. Observamos que além de a média possuir relação monotônica decrescente na maioria das seções, isto é, retornos médios dos portfólios em relação ao beta ordenado crescente, o desvio padrão também apresentou o mesmo comportamento. Por este motivo, se faz ainda mais necessário verificar o comportamento desta relação através de um teste estatístico apresentado no capítulo 4 anterior.

Tabela 1 – Retornos médios e desvios padrão nos portfólios formados pelos quintis e decis da distribuição dos betas das ações que compõe o IBrX

**Portfólios Quintis**

<b>Média</b>	<b>Baixo</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>Alto</b>
Amostra "full"	0,74	0,54	0,34	0,24	0,18
Pré-crise EUA	0,68	0,75	0,46	0,34	0,25
Boom crédito nos EUA	0,77	0,84	0,57	0,38	0,31
Crise financeira ("subprime")	0,84	0,20	0,15	0,10	0,07
FHC (Pré-Lula)	0,58	0,64	0,34	0,28	0,18
<b>Desvio Padrão</b>	<b>Baixo</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>Alto</b>
Amostra "full"	1,25	0,73	0,51	0,39	0,31
Pré-crise EUA	0,98	0,76	0,48	0,37	0,30
Boom crédito nos EUA	0,72	0,69	0,35	0,27	0,19
Crise financeira ("subprime")	1,60	0,54	0,49	0,36	0,29
FHC (Pré-Lula)	1,21	0,83	0,58	0,46	0,38

**Portfólios Decis**

<b>Média</b>	<b>Baixo</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>Alto</b>
Amostra "full"	0,78	0,86	0,54	0,49	0,35	0,30	0,26	0,22	0,23	0,13
Pré-crise EUA	0,65	1,12	0,73	0,69	0,47	0,40	0,35	0,30	0,31	0,17
Boom crédito nos EUA	0,61	0,94	0,91	0,75	0,56	0,49	0,43	0,32	0,42	0,26
Crise financeira ("subprime")	0,98	0,46	0,25	0,18	0,17	0,13	0,13	0,10	0,09	0,07
FHC (Pré-Lula)	0,69	1,33	0,52	0,61	0,36	0,30	0,25	0,27	0,20	0,05
<b>Desvio Padrão</b>	<b>Baixo</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>Alto</b>
Amostra "full"	1,39	1,57	0,76	0,70	0,57	0,48	0,41	0,38	0,34	0,29
Pré-crise EUA	0,87	1,87	0,80	0,72	0,58	0,45	0,40	0,37	0,34	0,25
Boom crédito nos EUA	0,72	0,87	0,73	0,63	0,39	0,33	0,30	0,27	0,22	0,21
Crise financeira ("subprime")	1,93	0,78	0,58	0,55	0,52	0,47	0,41	0,35	0,29	0,33
FHC (Pré-Lula)	1,03	2,59	0,85	0,81	0,73	0,55	0,47	0,47	0,42	0,26

Fonte: elaboração própria

A análise acima é realizada apenas para a média e o desvio padrão dos retornos. No entanto, é necessário verificar se estatisticamente podemos dizer que a implicação monotônica da teoria não foi sustentada empiricamente ao nível de significância escolhido de 5%.



Os resultados abaixo mostram a diferença entre as médias ponderadas dos retornos dos portfólios quintis e decis de maior e menor betas, ou seja, extremos (ou “top-down”), o valor da estatística de teste t e os p-valores de todos os testes apresentados no capítulo 4, no período amostral de 1999 a 2012 e nos subperíodos selecionados.

Tabela 2 - Teste de monotonicidade crescente para os retornos em função dos portfólios formados pelos betas do CAPM

Table 2B: Test of monotonicity for returns on CAPM beta portfolios

**Portfólios Quintis**

Amostra	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
Amostra "full"	-0,563	-3,585	1,000	0,981	0,991	0,928	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>
Pré-crise EUA	-0,434	-2,565	0,995	1,000	1,000	0,676	<b>0,001</b>	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>
Boom crédito nos EUA	-0,458	-2,742	0,997	1,000	0,999	0,753	<b>0,003</b>	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>
Crise financeira	-0,768	-2,826	0,998	0,954	0,950	0,894	<b>0,028</b>	<b>0,013</b>	<b>0,019</b>
FHC (Pré-Lula)	-0,407	-1,430	0,924	0,993	0,992	0,605	<b>0,050</b>	<b>0,003</b>	<b>0,002</b>

**Portfólios Decis**

Amostra	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
Amostra "full"	-0,647	-3,652	1,000	0,993	0,999	0,990	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>
Pré-crise EUA	-0,479	-3,751	1,000	0,995	0,997	0,818	<b>0,002</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>
Boom crédito nos EUA	-0,344	-2,327	0,990	1,000	1,000	0,247	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>	<b>0,000</b>
Crise financeira	-0,913	-2,522	0,994	0,877	0,877	0,975	<b>0,029</b>	<b>0,039</b>	<b>0,145</b>
FHC (Pré-Lula)	-0,638	-3,342	1,000	0,997	0,998	0,517	<b>0,019</b>	<b>0,000</b>	<b>0,007</b>

Fonte: elaboração própria

Os testes foram realizados com os números de *bootstrap* e número de simulações de Monte Carlo (Wolak) iguais a 1.000 e 100, respectivamente. O tamanho médio do bloco para a distribuição geométrica do *bootstrap* é igual ao valor de 10 meses.

A diferença entre os retornos médios anuais dos portfólios extremos (“top-down”) variou de 40,7% a 76,8% no portfólio quintil e de 34,4% a 91,3% no portfólio decil. O p-valor do teste t manteve-se sempre maior que 90%, independente do portfólio - quintil e decil - e da amostra. Desta forma, pelo teste não rejeitamos a hipótese nula, i.e, contra a implicação de monotonicidade. Cabe lembrar que este teste só compara os portfólios extremos (“top-bottom”), de maiores e menores betas, conforme observado na seção 1 do capítulo 4.



Ademais, tanto o teste MR, que compara somente os portfólios adjacentes (vizinhos), quanto o teste  $MR_{All}$ , que compara todas as combinações entre os portfólios, chegaram à mesma conclusão que o teste t. Dando subsídios a estas conclusões, o teste “Up” se mostrou estatisticamente insignificante de segmentos estritamente crescentes e o teste “Down” significativo para segmentos estritamente decrescentes.

Os p-valores dos testes de Wolak e Bonferroni são menores que 5% (nível de significância escolhido), o que significa que rejeitamos a hipótese nula de monotonicidade crescente nos retornos, com exceção do teste de Bonferroni no período de crise financeira para o portfólio decil cujo valor é de 14,5%. Esta exceção não é sustentada pelo teste “Down”, que, novamente, conclui que é significativo para segmentos estritamente decrescentes. Sabe-se também que o teste de Bonferroni é um teste conservador e, por estes dois fatos, entendemos que o resultado deste teste não sustenta por si só a discussão sobre o tipo de relação envolvida.

Desta maneira, os testes convergem em confirmar o já observado na média dos retornos, de que podemos rejeitar, nos testes de Wolak e Bonferroni, com alto nível de significância a hipótese nula de relação monotônica crescente entre os retornos médios ponderados dos portfólios quintis e decis, nas amostras utilizadas, e não rejeitar a hipótese nula, de não monotonicidade crescente, nos testes t e MRs.

Concluída a análise da monotonicidade crescente, podemos ainda fazer um questionamento a respeito do tipo de relação entre os retornos e os portfólios quantis e decis. No gráfico 1, observamos que esta relação, contrário às expectativas iniciais, possui tendência decrescente. Este resultado, além de não apoiar a implicação da monotonicidade crescente do CAPM, também fornece precauções na utilização da precificação dos ativos por este modelo no mercado brasileiro.

Por este motivo, calculamos novamente os testes, porém substituindo as hipóteses de monotonicidade crescente para a decrescente, conforme comentado no capítulo 4.



Os resultados abaixo mostram todas as estatísticas apresentadas na tabela 2, para o período de 1999 a 2012, com as hipóteses modificadas para testar a relação monotônica decrescente.

Tabela 3 – Teste de monotonicidade decrescente para os retornos em função dos portfólios quantis e decis formados pelos betas do CAPM

Portfólios Quintis									
Amostra	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
Amostra "full"	-0,563	3,585	<b>0,000</b>	<b>0,001</b>	<b>0,001</b>	0,928	<b>0,000</b>	0,900	1,000
Pré-crise EUA	-0,434	2,565	<b>0,005</b>	0,392	0,428	0,676	<b>0,001</b>	0,619	1,000
Boom crédito nos EUA	-0,458	2,742	<b>0,003</b>	0,295	0,300	0,753	<b>0,003</b>	0,745	1,000
Crise financeira	-0,768	2,826	<b>0,002</b>	<b>0,025</b>	<b>0,025</b>	0,894	<b>0,028</b>	0,940	1,000
FHC (Pré-Lula)	-0,407	1,430	0,076	0,419	0,438	0,605	<b>0,050</b>	0,706	1,000

Portfólios Decis									
Amostra	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
Amostra "full"	-0,647	3,652	<b>0,000</b>	<b>0,006</b>	<b>0,004</b>	0,990	<b>0,000</b>	0,986	1,000
Pré-crise EUA	-0,479	3,751	<b>0,000</b>	0,710	0,597	0,818	<b>0,002</b>	0,586	0,376
Boom crédito nos EUA	-0,344	2,327	<b>0,010</b>	0,964	0,960	0,247	<b>0,000</b>	0,103	0,144
Crise financeira	-0,913	2,522	<b>0,006</b>	<b>0,013</b>	<b>0,013</b>	0,975	<b>0,029</b>	1,000	1,000
FHC (Pré-Lula)	-0,638	3,342	<b>0,000</b>	0,329	0,293	0,517	<b>0,019</b>	0,742	1,000

Fonte: elaboração própria

Diferentemente dos resultados anteriores, a começar pelo teste t, a maioria das amostras rejeitam a hipótese nula, i.e, a favor da monotonicidade decrescente. Portanto observamos a evidência de uma relação monotônica decrescente entre o maior e o menor portfólio quintil e decil.

Os testes de Wolak e Bonferroni não rejeitam a hipótese nula e também apontam evidências de uma relação monotônica decrescente, para todas as amostras e portfólios (quintis e decis).

Nos testes MR e MRall somente os períodos da amostra completa ("amostra *full*") e da crise financeira rejeitam a hipótese nula, i.e, a favor da monotonicidade decrescente. No entanto, analisando este resultado, o teste "Down" encontra evidências significantes de segmentos estritamente decrescentes para todos os períodos. Desta forma, há mais evidências a favor da monotonicidade decrescente que a crescente na maioria dos períodos e portfolios analisados.



Este resultado é de grande relevância para o mercado brasileiro, pois a implicação monotônica crescente do CAPM não é sustentada e, ainda, há evidências que apontam que esta relação é monotônica decrescente, no período amostral e nas premissas da taxa livre de risco e da referência do mercado utilizadas.

## 5.2 Hipótese de preferência por liquidez

No teste para verificar a hipótese de preferência por liquidez, foram utilizadas as séries da taxa referencial de swaps DI pré-fixada de fim do período da BM&F disponíveis no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BACEN em 15/10/2012 para vencimentos de 30, 60, 90, 120, 180 e 360 dias. As séries referem-se ao período de setembro de 1999 a setembro de 2012. Abaixo as curvas de juros pré-fixadas por vencimentos.

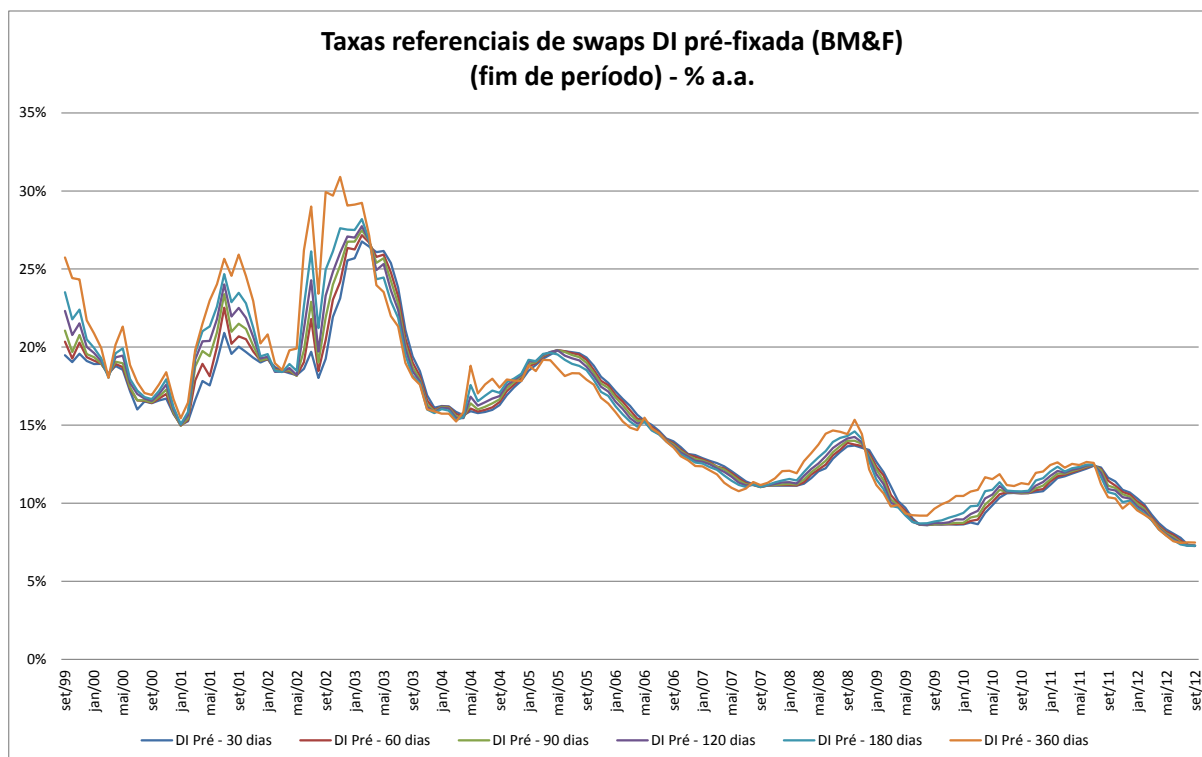


Gráfico 2: Taxas referenciais fim de período para diferentes vencimentos

Fonte: BM&F



Devido às grandes oscilações da taxa de juros nos últimos anos cuja tendência foi de redução na economia brasileira, precisamos saber como se comporta as diferenças das curvas de juros em relação ao vencimento de 30 dias.

A tabela 4 abaixo apresenta a frequência por ano das taxas de juros de maior prazo em relação à taxa de juros do título com vencimento em 30 dias. Este percentual nos fornece a frequência que a relação monotônica foi atendida aos pares de títulos: 60 dias em relação a 30, 90 em relação a 30, e assim por diante, até chegarmos a 360 dias em relação a 30.

Tabela 4 – Frequência média anual de relação monotônica crescente entre os vencimentos

<b>Ano</b>	<b>60/30d</b>	<b>90/30d</b>	<b>120/30d</b>	<b>180/30d</b>	<b>360/30d</b>
1999	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2000	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92
2001	0,92	0,92	1,00	1,00	1,00
2002	0,75	0,75	0,83	0,92	1,00
2003	0,25	0,25	0,25	0,25	0,42
2004	0,67	0,67	0,67	0,75	0,58
2005	0,42	0,33	0,33	0,17	0,00
2006	0,08	0,00	0,00	0,00	0,25
2007	0,17	0,25	0,42	0,33	0,42
2008	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92
2009	0,50	0,25	0,50	0,50	0,75
2010	0,75	1,00	1,00	1,00	1,00
2011	0,58	0,58	0,58	0,58	0,58
2012	0,00	0,00	0,00	0,11	0,56
<b>Total</b>	<b>0,55</b>	<b>0,55</b>	<b>0,59</b>	<b>0,59</b>	<b>0,66</b>

Fonte: elaboração própria

Observa-se que entre 2003 a 2007 a frequência média anual de relação monotônica crescente, que representa o diferencial da taxa de juro dos títulos com maiores vencimentos e o título com vencimento em 30 dias, reduziram significativamente. Este fato pode acarretar na rejeição da hipótese de monotonicidade. Quanto menor a frequência, menor verificou-se a relação



monotônica, o que reduzirá a possibilidade dos testes t e MR não rejeitarem a hipótese nula e dos testes de Wolak e Bonferroni a rejeitarem.

A frequência média da relação monotônica crescente de todo o período amostral variou de 54,8% (mínimo) a 65,6% (máximo) para os diferenciais dos prazos de 90 dias e 360 dias em relação a 30, respectivamente. No entanto, há períodos em que esta frequência é próxima ou até mesmo 0, como é o caso, por exemplo, dos diferenciais 90, 120 e 180 dias em relação a 30, em 2006.

Conforme motivação da tabela 4, este ponto pode ser um ponto crucial para os testes de monotonicidade e antes da realização dos mesmos, iremos analisar o comportamento histórico do diferencial médio de todos os títulos com vencimentos de até 360 dias em relação ao de 30 dias.

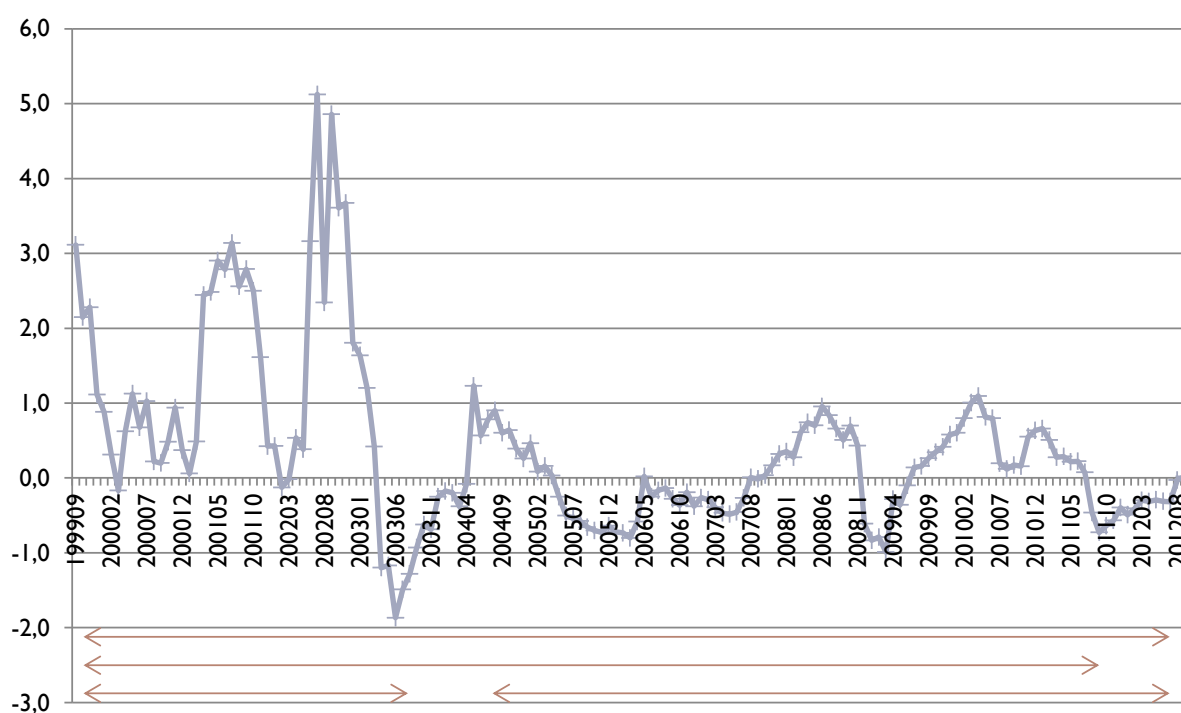


Gráfico 3 – Diferencial médio de todos os títulos com vencimentos de até 360 dias em relação ao de 30 dias

Fonte: elaboração própria



Encontramos quatro comportamentos diferentes na evolução do diferencial médio de todos os títulos com vencimentos de até 360 dias em relação ao de 30 dias e o ilustramos no gráfico 3 anterior. Desta maneira, analisaremos os seguintes períodos para testar a monotonicidade:

a) de setembro de 1999 a setembro de 2012, período amostral completo.

b) setembro de 1999 a setembro de 2011, retirando o histórico mais recente em que apresenta sequências de diferenciais negativos.

c) setembro de 1999 a março de 2003, início do histórico composto por diferenciais positivos em quase sua totalidade.

d) junho de 2004 a setembro de 2012, que retira da amostra, basicamente, o ano de 2003, período em que teve a maior frequência e magnitude do diferencial médio negativo.

Abaixo, as médias dos diferenciais históricos em relação ao vencimento de 30 dias, pelos períodos amostrais definidos acima.

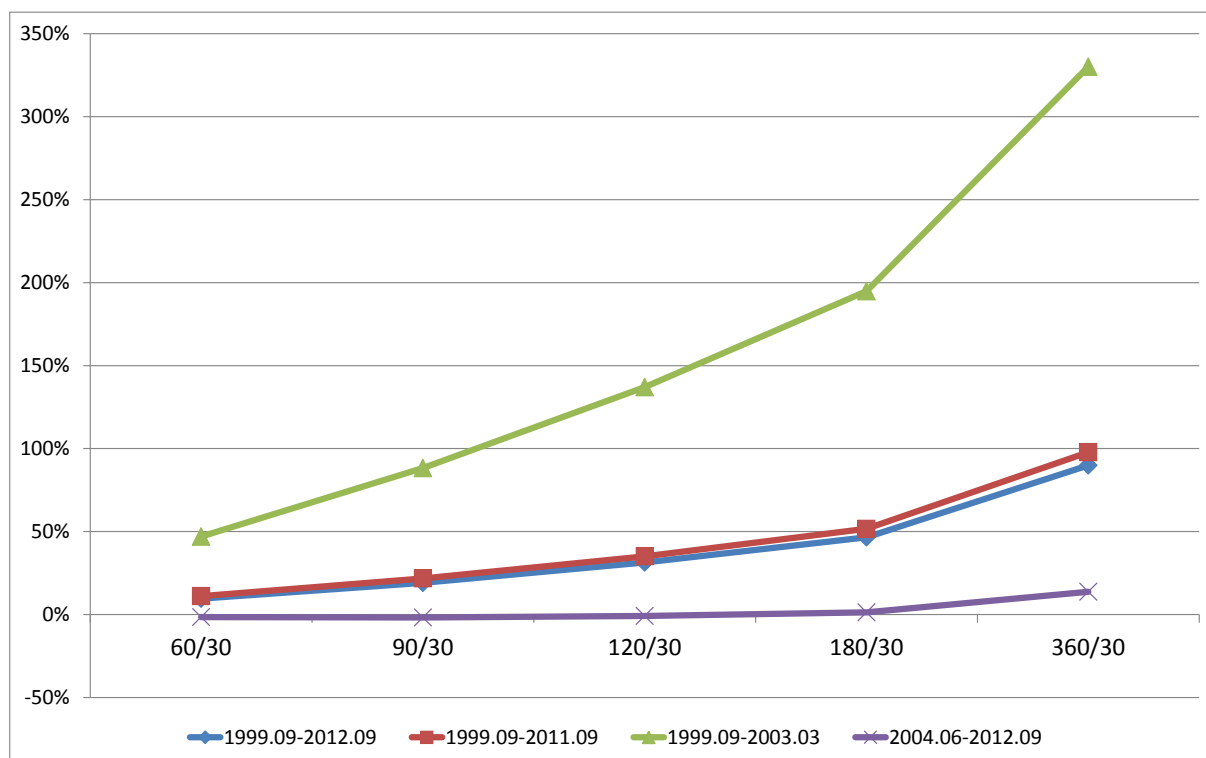


Gráfico 4 – Média do prêmio a termo em relação à taxa de 30 dias, por período amostral.



Com exceção dos diferenciais de 60 e 90 dias em relação ao vencimento de 30 dias, no período de junho de 2004 a setembro de 2012, todos os diferenciais apresentam valores positivos, em média. Utilizaremos os testes apresentados no capítulo 4 para podermos afirmar esta observação, i.e, verificaremos com significância estatística se a hipótese de preferência por liquidez possui uma relação monotônica crescente entre os prêmios a termo dos títulos.

Os resultados da tabela 5 abaixo mostram a diferença da taxa de juros com maior vencimento na nossa amostra, de 360 dias, e o título de 30 dias, o valor da estatística de teste t e os p-valores de todos os testes apresentados no capítulo 4, nos períodos amostrais definidos anteriormente.

Tabela 5 – Testes de monotonicidade

Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0.802	2,621	0.004	0.034	0.033	0.023	0.613	0.626	1,000
1999.09-2011.09	0.867	2,702	0.003	0.028	0.027	0.020	0.619	0.599	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0.000	0.000	0.000	0.000	0.640	0.638	1,000
2004.06-2012.09	0.152	0.790	0.215	0.398	0.399	0.346	0.602	0.629	1,000

Fonte: elaboração própria

Os testes foram realizados com os números de *bootstrap* e número de simulações de Monte Carlo (Wolak) iguais a 5.000 e 1.000, respectivamente. O tamanho médio do bloco para a distribuição geométrica do *bootstrap* é igual ao valor de 8 meses.

A escolha dos números de *bootstrap* e Monte Carlo e do tamanho médio do bloco foi resultante de uma análise de sensibilidade dos resultados e do correlograma do diferencial dos retornos, que constam no anexo. Praticamente todos os resultados convergem para o mesmo resultado<sup>11</sup>.

A partir dos resultados da tabela 5, constatamos que a maior diferença, no valor de 2,831% a.a., do prêmio a termo médio foi obtida nos vencimentos de 360 em relação ao título de 30 dias, na amostra setembro de 2009 a março de 2003.

<sup>11</sup> Somente para a primeira amostra o teste MR o p-valor do teste é igual a 5,2%, muito próximo ao nível de significância escolhido de 5%. Todos os outros testes convergem para o mesmo resultado.



Nota-se também que esta diferença é quase insignificante no último período com valor igual a 0,15%.

Os testes t e MR não rejeitam a hipótese nula de relação não monotônica no período de junho de 2004 a setembro de 2012, conforme era de se esperar, pois se definiu o cenário em período de diferenciais negativos. Para todos os outros períodos, no entanto, os testes convergem e encontram evidências de relação monotônica.

O teste “Up” encontra evidências significantes de segmentos com crescimento estritamente crescentes nas três primeiras amostras da tabela. Já o teste “Down” rejeita a hipótese de segmentos decrescentes em todos os casos. Tais fatos combinados com os resultados dos testes de monotonicidade ajudam a sustentar a implicação monotônica da hipótese de preferência por liquidez.



## 6 CONCLUSÃO

Muitas teorias de finanças implicam em relações monotônicas nos retornos esperados em função de variáveis financeiras, tais como a hipótese de preferência por liquidez e o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). No entanto, estudos empíricos que testam este tipo de relação não são muitos explorados, principalmente no mercado brasileiro. A contribuição científica neste trabalho é utilizar ativos domésticos e verificar se no mercado nacional estas implicações monotônicas destas teorias são sustentadas empiricamente.

As implicações monotônicas devem-se ao fato de que, no caso da hipótese de preferência por liquidez, os investidores cobram retornos maiores por vencimentos de títulos mais longos, o que implica numa relação monotônica crescente entre retornos destes títulos ordenados pelos prazos de vencimento a eles associados. Por sua vez, o CAPM, implica que os retornos dos portfólios que compõem o mercado possuem, teoricamente, uma relação monotônica crescente entre seus retornos e os valores dos betas. Para testar esta relação, construímos portfólios quintis e decis a partir da distribuição dos betas das ações que compõe o índice de mercado e os retornos ponderados das ações associados a estes portfólios.

Primeiramente, fizemos uma revisão dos testes presentes na literatura para verificar a monotonicidade: os testes t, Bonferroni, utilizado por Fama (1984), Wolak (1989) e o teste MR, de Patton e Timmermann (2010). Utilizamos a técnica de *bootstrap*, que evita suposições sobre a distribuição das estatísticas de teste e incluímos na análise dos resultados os testes “Up” e “Down” para detectar a direção dos movimentos de subida e descida das funções, tanto em quantidade quanto a intensidade dos desvios, que permite sustentar os resultados dos testes.

No caso do teste da implicação monotônica do CAPM, foram utilizadas as séries históricas do preço das ações que compuseram o índice IBrX no terceiro quadrimestre de 2012. As séries referem-se ao período de 31/03/1998 a 28/09/2012. Neste período, além desta amostra, construímos quatro subperíodos em que houve alterações no ciclo econômico e na política doméstica. São eles: i) de



03/1999 a 06/2007, pré-crise nos EUA; ii) de 01/2003 a 06/2007, boom do crédito imobiliário nos EUA; iii) de 07/2007 a 09/2012, período da crise financeira. Estes períodos acima foram baseados em Hong e Sraer (2012); e, por fim, iv) de 03/1999 a 12/2002, final do governo do presidente Fernando Henrique Cardoso (FHC), pré-governo do presidente Luís Inácio “Lula” da Silva.

Todos os testes tenderam ao observado na média dos retornos dos portfólios quintis e decis, que se pode rejeitar com alto nível de significância que não há relação monotônica crescente entre os retornos médios dos portfólios e os betas de mercado ordenados. Um questionamento a respeito da monotonicidade surgiu na análise das médias dos retornos destes portfólios: a relação entre os retornos e betas serem *a priori* decrescentes. Nesta análise, com as devidas modificações nas hipóteses, os testes convergiram em apontar a monotonicidade decrescente, com exceção do MR em algumas amostras. No entanto, o teste “Down” encontrou evidências significantes de segmentos estritamente decrescentes<sup>12</sup>.

Estes resultados, além de não apoiar a implicação monotônica do CAPM, também indicam precauções na sua utilização em precificação dos ativos no mercado brasileiro. Há mais evidências a favor da monotonicidade decrescente que a crescente. Este resultado é de grande relevância para o mercado brasileiro, pois a implicação monotônica do CAPM não é sustentada.

No teste para verificar a hipótese de preferência por liquidez, foram utilizadas as séries da taxa referencial de swaps DI pré-fixada para os períodos de 30, 60, 90, 120, 180 e 360 dias. As séries referem-se ao período de setembro de 1999 a setembro de 2012. Foram encontrados quatro comportamentos diferentes na evolução do diferencial médio de todos os títulos com vencimentos de até 360 dias em relação ao de 30 dias e, portanto, fizemos os testes baseados nestas quatro amostras: i) de setembro de 1999 a setembro de 2012; ii) setembro de 1999 a setembro de 2011; iii) setembro de 1999 a março de 2003; e, por fim, iv) junho de 2004 a setembro de 2012, período com concentração de diferenciais negativos.

---

<sup>12</sup> Destacamos, novamente, a crítica de Roll (1977) ao CAPM, que concluiu a inviabilidade de se testar o modelo empiricamente por causa da hipótese do portfólio de mercado ser eficiente. Neste presente trabalho, pelo fato do CAPM ainda ser largamente utilizado na precificação de ativos, conforme Fama e French (2006), mesmo com todas estas críticas envolvidas, estamos analisando a implicação monotônica do CAPM admitindo-se que o portfólio de mercado escolhido, o IBRX, é eficiente.



Nos resultados encontrados no mercado brasileiro observamos que a maior diferença do prêmio a termo médio foi obtida no vencimento de 360 dias em relação ao título de 30 dias, na amostra setembro de 2009 a março de 2003 e valor igual a 2,831% a.a. Nota-se também que esta diferença é quase insignificante no último período com valor igual a 0,15%.

Para todas as amostras, com exceção da última, os testes convergem e encontram evidências estatísticas de relação monotônica. Tais fatos ajudam a sustentar a implicação monotônica da hipótese de preferência por liquidez no mercado brasileiro no período analisado.



## 7 REFERÊNCIAS

BOUDOUKH, J. et al. Ex Ante Bond Returns and the Liquidity Preferences Hypothesis. **The Journal of Finance**, v. 54, n. 3, p. 1153-1167, Junho 1999.

COCHRANE, J. H. **Asset Pricing**. Revised Edition. ed. Princeton and Oxford: Princeton University Press, 2005.

FAMA, E. F. Term Premium in Bonds Returns. **Journal of Financial Economics**, North-Holland, v. 13, p. 529-546, 1984.

FAMA, E. F. Term Premiums and Default Premiums in Money Markets. **Journal of Financial Econometrics**, North-Holland, n. 17, p. 175-196, 1986.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Cross-Section of Expected Stock Returns. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, Junho 1992.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Value Premium and the CAPM. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 5, p. 2163-2185, Outubro 2006.

HONG, H.; SRAER, D. Quiet Bubbles. **NBER Working Papers Series**, Novembro 2012.

KOSOWSKI, R.; TIMMERMAN, A.; WERMERS, R. Can Mutual Fund "Stars" Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 6, p. 2551-2595, Dezembro 2006.

MCCULLOCH, J. H. The Monotonicity of the Term Premium: a closer look. **Journal of Financial Economics**, 18, 1987. 185-192.

NEWBY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, Julho 1987.

PATTON, A. J.; TIMMERMAN, A. Monotonicity in asset returns: New tests with applications to the term structure, the CAPM, and portfolio sorts. **Journal of Financial Economics**, n. 98, p. 605-625, 2010.



POLITIS, D. N.; ROMANO, J. P. The Stationary Bootstrap. **Journal of American Statistical Association**, v. 89, n. 428, p. 1303-1313, Dezembro 1994.

RICHARDSON, M.; RICHARDSON, P.; SMITH, T. The monotonicity of the Term Premium: another look. **Journal of Financial Economics**, 31, 1992. 97-106.

ROMANO, J. P.; WOLF, M. Stepwise Multiple Testing as Formalized Data Snooping. **Econometrica**, v. 73, n. 4, p. 1237-1282, Julho 2005.

SHIVE, S.; SHUMWAY, T. Is the Pricing Kernel Monotonic?, v. Manuscrito, Julho 2009.

WOLAK, F. A. An Exact Test for Multiple Inequality and Equality Constraints in the Linear Regression. **Journal of the American Statistical Association**, v. 82, n. 399, p. 782-793, Setembro 1987.

WOLAK, F. A. Testing Inequality constraints in Linear Econometric Models. **Journal of Econometrics**, North-Holland, n. 41, p. 205-235, 1989.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria**: uma abordagem moderna. Tradução de José Antônio Ferreira e Galo Carlos Lopez Noriega. Tradução da quarta edição norte-americana. ed. [S.I.]: Cengage Learning, 2011.



## 8 ANEXOS

Quadro 1: Ações do IBrX – 3º quadrimestre de 2012 – ordenados pela média da representatividade no índice. Período amostral de 03/1999 a 09/2012.

Fonte: Economática (Modificado)

Ticket	Média	Ticket	Média	Ticket	Média	Ticket	Média	Ticket	Média
PETR4	13,42%	SUZB5	2,36%	AMBV4	1,05%	MMXM3	0,64%	GOAU4	0,42%
ITUB4	10,51%	CCRO3	2,11%	BBAS3	1,03%	ELET3	0,54%	BRAP4	0,42%
VALE5	7,15%	BBDC4	2,00%	GFSA3	1,01%	EMBR3	0,53%	CPLE6	0,42%
OIBR4	6,78%	VAGR3	1,88%	ELET6	0,81%	MRVE3	0,52%	LLXL3	0,41%
PETR3	4,15%	VALE3	1,82%	JBSS3	0,78%	RSID3	0,52%	BISA3	0,39%
ITSA4	4,09%	OGXP3	1,73%	ALLL3	0,77%	BRFS3	0,48%	DASA3	0,37%
BRKM5	4,06%	BVMF3	1,54%	RPMG3	0,75%	TIMP3	0,47%	NATU3	0,33%
CSNA3	2,82%	CMIG4	1,52%	CRUZ3	0,73%	POMO4	0,46%	CPFE3	0,32%
USIM5	2,63%	LAME4	1,34%	KLBN4	0,71%	CESP6	0,42%	ODPV3	0,29%
GGBR4	2,44%	PDGR3	1,29%	CYRE3	0,69%	ENBR3	0,42%	CSAN3	0,29%
Ticket	Média	Ticket	Média	Ticket	Média	Ticket	Média	Ticket	Média
HYPE3	0,28%	CIEL3	0,24%	H RTP3	0,18%	ECOR3	0,10%	BRPR3	0,06%
RENT3	0,28%	BBDC3	0,23%	VIVT4	0,17%	CTIP3	0,10%	EZTC3	0,06%
GOLL4	0,28%	GETI4	0,23%	LIGT3	0,15%	TCSA3	0,09%	MULT3	0,06%
MRFG3	0,28%	SANB11	0,22%	DTEX3	0,14%	BBRK3	0,09%	MYPK3	0,05%
RAPT4	0,26%	SBSP3	0,22%	TRPL4	0,13%	OIBR3	0,09%	CSMG3	0,05%
LREN3	0,26%	BTOW3	0,21%	TOTS3	0,13%	AMIL3	0,09%	OSXB3	0,04%
TBLE3	0,26%	PCAR4	0,21%	FIBR3	0,13%	RADL3	0,08%	MPLU3	0,03%
USIM3	0,25%	MPXE3	0,18%	BRSR6	0,13%	AMBV3	0,07%	QGEP3	0,02%
OHLB3	0,25%	ELPL4	0,18%	HGTX3	0,12%	SULA11	0,07%	UGPA3	0,02%
BRML3	0,24%	PSSA3	0,18%	EVEN3	0,12%	AEDU3	0,07%	MGLU3	0,02%



Apresentaremos nas tabelas abaixo a configuração dos parâmetros para os testes de monotonicidade da hipótese de preferência por liquidez.

Tabela 6 - Estatísticas de teste: Simulações de Wolak (100) e o Tamanho do Bloco para *Bootstrap*<sup>13</sup> (10)

**Número de Bootstrap: 1.000**

Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0,802	2,621	0,004	0,054	0,052	0,038	0,602	0,550	1,000
1999.09-2011.09	0,867	2,702	0,003	0,036	0,034	0,025	0,590	0,550	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0,000	0,000	0,000	0,000	0,651	0,720	1,000
2004.06-2012.09	0,152	0,790	0,215	0,404	0,404	0,337	0,596	0,552	1,000

**Número de Bootstrap: 5.000**

Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0.802	2,621	0.004	0.044	0.043	0.031	0.611	0.610	1,000
1999.09-2011.09	0.867	2,702	0.003	0.037	0.035	0.028	0.601	0.650	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0.000	0.000	0.000	0.000	0.649	0.620	1,000
2004.06-2012.09	0.152	0.790	0.215	0.399	0.400	0.334	0.601	0.635	1,000

**Número de Bootstrap: 10.000**

Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0.802	2,621	0.004	0.044	0.043	0.032	0.609	0.650	1,000
1999.09-2011.09	0.867	2,702	0.003	0.037	0.035	0.028	0.604	0.610	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0.000	0.000	0.000	0.000	0.645	0.680	1,000
2004.06-2012.09	0.152	0.790	0.215	0.398	0.399	0.336	0.603	0.666	1,000

Fonte: elaboração própria

Escolhemos o número de *bootstrap* igual a 10.000 por convergência dos resultados.

<sup>13</sup> Tamanho da média da distribuição geométrica para bootstrap.



Tabela 7 - Estatísticas de teste: Número de *bootstrap* (1.000) e Tamanho do Bloco para *Bootstrap* (10)

**Número de Simulações de Wolak: 100**

Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0,802	2,621	0,004	0,054	0,052	0,038	0,602	0,550	1,000
1999.09-2011.09	0,867	2,702	0,003	0,036	0,034	0,025	0,590	0,550	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0,000	0,000	0,000	0,000	0,651	0,720	1,000
2004.06-2012.09	0,152	0,790	0,215	0,404	0,404	0,337	0,596	0,552	1,000

**Número de Simulações de Wolak: 1.000**

Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0,802	2,621	0,004	0,054	0,052	0,038	0,602	0,586	1,000
1999.09-2011.09	0,867	2,702	0,003	0,036	0,034	0,025	0,590	0,587	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0,000	0,000	0,000	0,000	0,651	0,646	1,000
2004.06-2012.09	0,152	0,790	0,215	0,404	0,404	0,337	0,596	0,594	1,000

**Número de Simulações de Wolak: 10.000**

Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0,802	2,621	0,004	0,054	0,052	0,038	0,602	0,600	1,000
1999.09-2011.09	0,867	2,702	0,003	0,036	0,034	0,025	0,590	0,610	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0,000	0,000	0,000	0,000	0,651	0,641	1,000
2004.06-2012.09	0,152	0,790	0,215	0,404	0,404	0,337	0,596	0,622	1,000

Fonte: elaboração própria

Escolhemos o número de simulações de Wolak igual a 5.000 por economia de processamento.



Tabela 8 - Estatísticas de teste: Número de *bootstrap* (1.000) e Número de simulações de Wolak (100)

**Tamanho do bloco: 10**

Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0,802	2,621	0,004	0,054	0,052	0,038	0,602	0,550	1,000
1999.09-2011.09	0,867	2,702	0,003	0,036	0,034	0,025	0,590	0,550	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0,000	0,000	0,000	0,000	0,651	0,720	1,000
2004.06-2012.09	0,152	0,790	0,215	0,404	0,404	0,337	0,596	0,552	1,000

**Tamanho do bloco: 8**

Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0,802	2,621	0,004	0,040	0,037	0,026	0,620	0,650	1,000
1999.09-2011.09	0,867	2,702	0,003	0,029	0,028	0,017	0,613	0,560	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0,000	0,000	0,000	0,000	0,652	0,720	1,000
2004.06-2012.09	0,152	0,790	0,215	0,390	0,391	0,345	0,610	0,627	1,000

**Tamanho do bloco: 6**

Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0,802	2,621	0,004	0,024	0,024	0,017	0,619	0,570	1,000
1999.09-2011.09	0,867	2,702	0,003	0,029	0,029	0,025	0,612	0,690	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0,000	0,000	0,000	0,000	0,640	0,670	1,000
2004.06-2012.09	0,152	0,790	0,215	0,367	0,367	0,315	0,634	0,580	1,000

**Tamanho do bloco: 2**

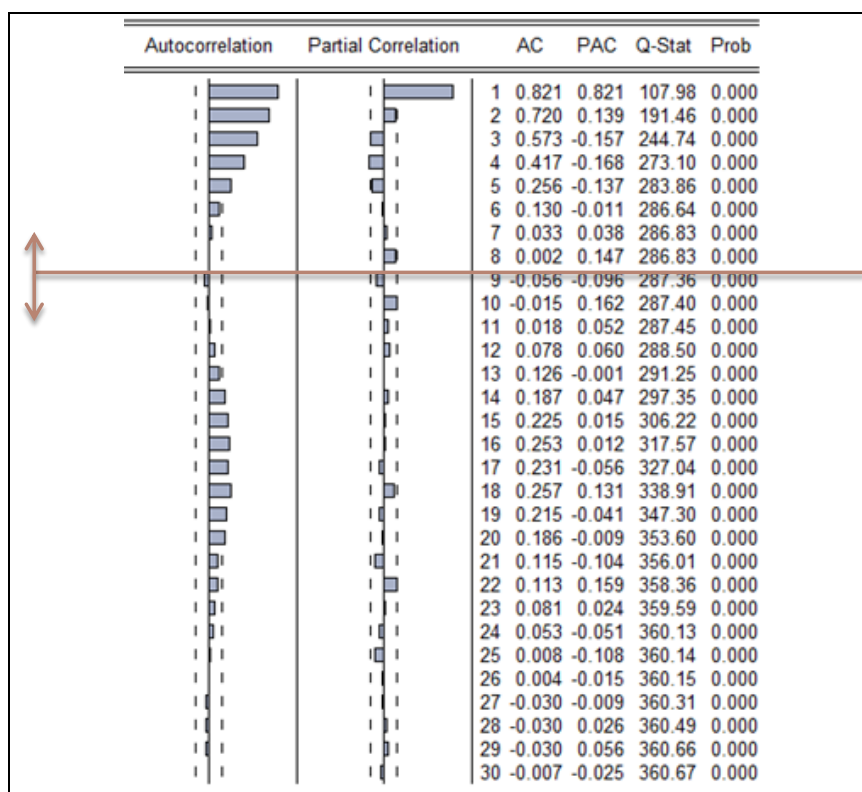
Período	top-bottom	t-stat	p-valor						
			teste t	MR	Mrall	UP	DOWN	Wolak	Bonf
1999.09-2012.09	0,802	2,621	0,004	0,001	0,001	0,000	0,646	0,580	1,000
1999.09-2011.09	0,867	2,702	0,003	0,001	0,001	0,000	0,651	0,540	1,000
1999.09-2003.03	2,831	4,931	0,000	0,000	0,000	0,000	0,672	0,580	1,000
2004.06-2012.09	0,152	0,790	0,215	0,392	0,392	0,244	0,609	0,590	1,000

Fonte: elaboração própria

Escolho tamanho igual a 8 meses em conjunto com a análise do correlograma dos prêmios a termo conforme tabela a seguir, do correlograma dos prêmios a termo.



Tabela 9 - Correlograma dos prêmios a termo



Fonte: elaboração própria