

RELATÓRIOS COPPEAD

422

Novembro 2015

RETORNO DE  
FUNDOS DE  
INVESTIMENTO EM  
AÇÕES E VARIÁVEIS  
MACROECONÔMICAS  
NO BRASIL

Amabile Millani Rebeschini  
Ricardo Pereira Câmara Leal

Relatórios COPPEAD é uma publicação do Instituto COPPEAD de Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

**Editora**

Leticia Casotti

**Editoração**

Lucilia Silva

**Ficha Catalográfica**

Cláudia de Gois dos Santos

R291r Rebeschini, Amabile Millani.

Retorno de fundos de investimento em ações e variáveis macroeconômicas no Brasil / Amabile Millani Rebeschini, Ricardo Pereira Câmara Leal. – Rio de Janeiro: UFRJ /COPPEAD, 2015.

27 p.; 27 cm. – (Relatórios COPPEAD; 422)

ISBN 978-85-7508-111-2

ISSN 1518-3335

1. Mercado de capitais – Brasil. 2. Fundos de ações - Brasil. 3. Fundos de investimentos. I. Leal, Ricardo Pereira Câmara Título. II. Série.

CDD: 332.60981

# RETORNO DE FUNDOS DE INVESTIMENTO EM AÇÕES E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO BRASIL

Amabile Millani Rebeschini<sup>1</sup>

Ricardo Pereira Câmara Leal<sup>2</sup>

## RESUMO

Este artigo testou a versão empírica da *Arbitrage Pricing Theory* (APT) proposta por Burmeister, Roll e Ross (1994) com os retornos de fundos brasileiros de investimento em ações (FIAs) no período de dezembro de 2002 a dezembro de 2012. A versão da APT empregada usou o risco de mercado e mais quatro fatores de risco sistemático macroeconômicos, na forma de inovações, chamados de índice de confiança, estrutura a termo da taxa de juros, inflação e atividade econômica. O risco de mercado apresenta o maior poder explicativo e, juntamente com a estrutura a termo da taxa de juros, foram os únicos fatores com significância e sinal dos coeficientes consistentes para todos os períodos e categorias de fundos. A APT explica melhor os retornos históricos dos FIA do que o CAPM simples, mas não foi possível obter estimativas confiáveis para os prêmios de risco dos fatores macroeconômicos para previsões.

Palavras-chave: *Arbitrage Pricing Theory* (APT), fundos de investimento em ações (FIA), fatores macroeconômicos, risco sistemático, CAPM

---

<sup>1</sup>Trabalha na MSW Capital na avaliação operações de M&A. Mestrado pelo Instituto COPPEAD de Administração, Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rua Lauro Muller, 116/ 1208 - Torre do Rio Sul, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22290-160, Brasil. E-mail: arebeschini@gmail.com

<sup>2</sup>Professor Titular de Finanças, Pesquisador CNPq, Instituto COPPEAD de Administração, Universidade Federal do Rio de Janeiro. Caixa Postal 68514, Rio de Janeiro, RJ, CEP 21941-972, Brasil. E-mail: rleal@ufrj.br

## ABSTRACT

*This article tested the empirical version of the Arbitrage Pricing Theory (APT) proposed by Burmeister, Roll and Ross (1994) with the returns of Brazilian stock funds from December 2002 to December 2012. The version of the APT herein used the market risk and four macroeconomic systematic risk factors in the form of innovations, named investor confidence index, interest rate term structure, inflation, and economic activity. Market risk displays the greatest explanatory power and, jointly with the interest rate term structure, were the only factor coefficients displaying consistent sign and significance across all periods and fund categories. The APT explains historical fund returns better than the single CAPM, but it was not possible to obtain reliable estimates for the macroeconomic factors risk premia to use in forecasting.*

*Keywords: Arbitrage Pricing Theory (APT), Brazilian equity funds, macroeconomic factors, systematic risk, CAPM*

## 1 – INTRODUÇÃO

○ Brasil contava com a décima maior indústria de fundos de investimento do mundo que reunia 854 bilhões de dólares estadunidenses em ativos sob gestão ao final do primeiro trimestre de 2015, correspondendo a 2,3 por cento do valor mundial. Os fundos de investimento em ações (FIA) brasileiros correspondiam a 6,7 por cento do valor gerido no Brasil. O País era superado pelos EUA (US\$ 18202 bilhões), Luxemburgo (US\$ 3552 bilhões), Irlanda (US\$ 2039 bilhões), França (US\$ 1845 bilhões) e Alemanha (US\$ 1786 bilhões), entre outros, cujos fundos de ações correspondiam, respectivamente, a 56, 33, 25, 19 e 16 por cento do total sob gestão. A indústria de fundos de investimento brasileira é a maior da América Latina, superando amplamente a mexicana, a segunda maior da região, com US\$ 119 bilhões de ativos sob gestão (International Investment Funds Association, 2015).

Os FIAs são o principal veículo para investimentos em ações disponíveis para investidores individuais brasileiros. Entender os fatores que podem influenciar os retornos de carteiras de ações como os FIA pode salientar aspectos relevantes para a decisão de gestores e investidores. Este artigo visa testar a capacidade explicativa e preditiva de uma versão empírica da Teoria de Apreçamento por Arbitragem, ou *Arbitrage Pricing Theory* (APT), proposta por Burmeister, Roll e Ross (1994), para retornos de FIAs brasileiros em um período de 10 anos (dezembro de 2002 a dezembro de 2012). O fatores de risco

sistemático propostos por esses autores derivam de conceitos macroeconômicos que, supostamente e de forma geral, deveriam ser os fundamentos a impelir o comportamento dos ativos financeiros, como sugeriram Chen, Roll e Ross (1986) em seu teste seminal da APT.

Burmeister *et al.* (1994) defendem que a abordagem multifatorial da APT tem poder explicativo superior ao do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) no mercado dos EUA. Alguns trabalhos já buscaram testar a APT para a previsão ou descrição de retornos de ações listadas na bolsa brasileira, tais como: Garcia e Bonomo (2001), para o período de janeiro de 1976 a dezembro de 1992; Schor, Bonomo e Pereira (2002), para o período entre janeiro de 1987 e novembro de 1997; e Leal *et al.* (2004), para o período entre janeiro de 1996 e dezembro de 2001. Contudo, esses estudos definiram suas carteiras segundo critérios como o setor de atividade, o tamanho das empresas ou o valor relativo das ações (baratas ou de crescimento). A verificação da APT aplicada a FIAs vai ao encontro da sugestão de Schor *et al.* (2002) e Burmeister *et al.* (1994) de que ela pode ser útil na gestão de carteiras de investimento.

A contribuição almejada, portanto, é oferecer uma análise de carteiras administradas de forma ativa segundo perfis de risco microeconômico. Os FIAs foram divididos em sobreviventes, novos e liquidados, o que também permitirá observar como o modelo se comporta para fundos que permaneceram ativos durante todo o período amostral ou que iniciaram ou encerraram suas atividades nessa época. A amostra também permite contemplar a influência dos fatores de risco sistemático antes e depois da crise financeira internacional. Finalmente, o alongamento dos prazos de vencimento dos títulos de dívida brasileira permitirá a inclusão de fatores sugeridos na literatura internacional que não puderam ser implementados por estudos brasileiros precedentes.

Burmeister *et al.* (1994) oferecem razões para se analisar a APT aplicada a FIAs. A APT pode proporcionar mais um instrumento de gerenciamento de carteiras de ativos, desde que a representação empírica de seus fatores de risco sejam apropriadas. A APT pode permitir que uma carteira com gestão passiva tenha menos ativos do que o índice que segue, mas com a mesma sensibilidade às principais fontes de risco sistemático da economia que o índice, bastando que tenha os mesmos coeficientes de sensibilidade (betas) em relação aos diversos fatores. Esta forma de gestão também pode ser útil ao excluir (ou incluir) ativos que não compõem o índice a ser seguido. Pode-se, também, reduzir ou eliminar toda a exposição de uma carteira de ativos a um determinado risco, tal como a atividade econômica. A APT também pode aumentar as oportunidades de apostas em relação aos fatores de risco na gestão ativa. Por exemplo, caso o investidor acredite que a atividade econômica será maior do que a esperada pelo mercado

financeiro, ele aumenta sua exposição em relação a esta variável, de forma que a sua carteira tenha maior correlação com o fator.

A versão da APT efetivada empregou um índice de confiança, a estrutura a termo da taxa de juros, a inflação, a atividade econômica e o risco de mercado como fatores de risco sistemático. Esses fatores foram calculados de forma que refletissem mudanças inesperadas nesses conceitos econômicos. Os resultados indicam que alguns deles são estatisticamente significativos para a maioria dos FIAs, em certos períodos, sugerindo que a APT oferece aumento no poder explicativo a respeito dos retornos históricos dos FIA em relação ao CAPM. Por outro lado, o único fator, além do risco de mercado, que foi consistentemente significativo para todas as amostras de fundos e períodos foi o que representa a estrutura a termo da taxa de juros. Os resultados são mais influenciados pelo período de análise, antes ou depois da crise financeira, do que pelas diferentes categorias de fundos. Os únicos fatores com comportamento consistente nos dois subperíodos, e que podem contribuir para uma gestão ativa, são o risco de mercado e a estrutura a termo das taxas de juros.

Os coeficientes estimados para cada FIA e fatores de risco em períodos selecionados foram usados em regressões seccionais para se obter estimativas dos prêmios de risco para cada um dos cinco fatores. A análise dos prêmios de risco mostrou que eles são significativos para alguns fatores de risco em alguns períodos, mas não houve estabilidade suficiente para considerar que essas estimativas dos prêmios de risco fossem confiáveis para previsão de retornos dos ativos. Nesse aspecto, a versão operacional da APT aquilatada neste artigo aumenta o poder explicativo sobre os retornos históricos dos FIA em relação ao CAPM, mas fracassa quanto ao aspecto crucial de oferecer previsões sobre os retornos dos FIA.

O estudo prossegue com uma revisão de literatura na seção 2. A seção 3 apresenta a especificação da amostra, dá detalhes sobre as variáveis empregadas e propõe o modelo a ser testado. Ela é seguida pela seção 4 que analisa os principais aspectos dos resultados derivados das estimativas dos modelos. A seção 5 traz as conclusões, discute algumas limitações e propõe sugestões para futuras investigações.

## 2 – REVISÃO DA LITERATURA

Fama e French (2004) alegam que os modelos mais explorados nos livros didáticos e usados na prática para explicar a relação entre risco e retorno são o CAPM e a APT. O CAPM foi considerado o modelo ideal para a análise dos retornos de ativos

durante muito tempo. Ele descreve, de forma bem conhecida, a relação entre a rentabilidade esperada de um ativo qualquer com o risco não diversificável (ou sistêmico) de mercado. Sendo assim, com apenas uma equação, é possível explicar o comportamento do retorno dos ativos (SCHOR *et al.*, 2002). O CAPM, porém, foi alvo de muitas críticas. Uma delas, levantada por Roll em 1977, sugere a incapacidade do modelo ser testado empiricamente devido à impossibilidade de se observar a carteira de mercado (FAMA e FRENCH, 2004; SCHOR *et al.*, 2002).

A APT propõe um modelo teórico que supõe a inexistência de arbitragem e é mais genérica do que o CAPM uma vez que supõe que os retornos dos ativos são gerados por uma série de fatores de risco. O modelo surgiu como uma alternativa ao CAPM e apresenta outras vantagens por não necessitar de algumas hipóteses restritivas do CAPM como, por exemplo, a de equilíbrio econômico de Pareto. Huberman (1982) afirmou que a APT é válida mesmo em condições de desequilíbrio na economia, desde que tal situação não crie oportunidades de arbitragem. Fama e French (2004) asseguram, ainda, que hipóteses acerca da distribuição dos retornos dos ativos e sobre a estrutura de preferências dos indivíduos, necessárias para o CAPM, também não são necessárias na APT. A APT não só busca explicar a relação entre os fatores de risco e os retornos dos ativos, como também considera se esses fatores são apreçados pelo mercado. Ou seja, ela identifica se o investidor exige um retorno maior (ou menor) por estar exposto a um determinado fator de risco sistêmico (ELTON, GRUBER e BLAKE, 1995). Apesar das diferenças entre o CAPM e a APT, os dois modelos estabelecem uma relação linear entre os retornos esperados dos ativos e são consistentes com o princípio da diversificação, em que efeitos idiossincráticos tendem se anular em carteiras grandes. Os riscos sistemáticos influenciam todos os retornos de ativos e não são eliminados pela diversificação nos dois modelos.

A APT considera que o risco sistemático pode ser medido de diversas maneiras, porém, não especifica exatamente quais e quantos são os fatores de risco sistemático. A escolha dos fatores observáveis fica a critério do analista. Existem três alternativas para a escolha das variáveis a serem usadas como fatores na estimação do modelo APT. A primeira são as variáveis microeconômicas, relacionadas aos atributos específicos de cada ativo (dividendos, tamanho da empresa, setor de atividade, etc.). A segunda é extrair os fatores por meio de procedimentos estatísticos, como a análise de componentes principais, a partir de carteiras de ativos suficientemente diversificadas que representem os riscos sistemáticos do mercado acionário, tal como Roll e Ross (1980). A terceira é usar variáveis macroeconômicas (inflação, juros, risco de crédito, etc.) como fatores de risco, assim como Chen *et al.* (1986). Burmeister *et al.* (1994) alegam que a vantagem da

última abordagem é fornecer um conjunto de fatores que permitem uma interpretação econômica tanto da exposição ao risco quanto dos prêmios de risco.

É importante notar que as variáveis que representam os fatores de risco devem ter média zero, ao representarem inovações, e não ser correlacionadas para que o modelo seja válido. A independência entre as variáveis explicativas é importante para garantir as condições de não arbitragem e de linearidade do modelo uma vez que ele tem as mesmas propriedades de um modelo de múltiplos fatores (HAUGEN, 2001).

Uma série de estudos documentou a relação entre variáveis macroeconômicas e os retornos de ações. Chen *et al.* (1986) arbitraram quatro variáveis como fatores explicativos da variação dos retornos dos ativos: a taxa de crescimento real da produção industrial; a taxa de inflação não esperada; a estrutura a termo da taxa de juros (*spread* entre títulos de longo e curto prazo do governo dos EUA); e o risco de crédito (diferença de rendimento entre títulos privados e do governo dos EUA com o mesmo prazo). Este foi o primeiro estudo que apresentou uma alternativa empírica clara ao CAPM, na medida em que, além de evidenciar as fontes de riscos sistemáticos sobre os retornos dos ativos, sugere interpretações para os resultados obtidos (SCHOR *et al.*, 2002). Por outro lado, os fatores empregados por Chen *et al.* (1986) foram escolhidos de forma um tanto arbitrária, mas nem por isso ilógica do ponto de vista econômico (HAUGEN, 2001, p. 263).

Bilson, Brailsford e Hooper (2001) observaram que a maioria dos estudos focou em mercados desenvolvidos e que grande parte da literatura sobre modelos de múltiplos fatores para mercados emergentes emprega variáveis microeconômicas ou fatores de impacto mundial, como os índices globais de ações. Alguns dos primeiros estudos com diversos mercados emergentes usando modelos de múltiplos fatores incluíram o Brasil. Harvey (1995) testou um modelo de apreçamento de ativos cujas cargas de risco são medidas em relação ao excesso do retorno do mercado mundial sobre o retorno de um ativo livre de risco. Os resultados para o Brasil mostraram que o beta para o retorno do mercado mundial não era significativamente diferente de zero e que a parte inesperada do prêmio de risco mundial estava relacionada a informações do mercado local, como o rendimento de dividendos e a taxa de juros. O estudo de Harvey (1995) abordou o período terminado em junho de 1992, época em que o mercado brasileiro ainda era muito fechado e realmente mantinha um beta próximo de zero com o mercado mundial.

Bilson *et al.* (2001), por sua vez, investigaram se um conjunto de variáveis macroeconômicas globais e locais tinha poder explicativo sobre os retornos dos mercados emergentes entre 1985 e 1997. Ao contrário do que foi identificado por Harvey (1995), o Brasil apresentou beta diferente de zero (0,822) em relação ao retorno do índice de

mercado mundial. O estudo também mostrou que, dentre as variáveis macroeconômicas locais testadas (oferta de moeda, inflação, atividade produtiva e câmbio), apenas o beta da oferta de moeda era significativo (0,255). Os resultados desses autores já sugeriam alguma dificuldade para fatores macroeconômicos explicarem os retornos de ações no Brasil.

Os estudos brasileiros, em geral, concluíram que a adição de fatores macroeconômicos em um modelo multifatorial melhora o poder explicativo sobre os retornos históricos em relação a versões empíricas do CAPM, mas a significância dos fatores adicionais é inconsistente entre os estudos. Garcia e Bonomo (2001) usaram dados do mercado brasileiro anteriores ao Plano Real, no período de 1976 a 1992, para testar os modelos CAPM e APT. O Índice Bovespa (Ibovespa) foi empregado para representar a carteira de mercado local e o prêmio de risco foi calculado a partir da diferença entre o retorno do índice e a taxa de juro dos Certificados de Depósito Interbancários (CDI). Para o teste da APT, foi empregado um modelo de dois fatores, a carteira de mercado local e a inflação. O fator de risco de mercado foi representado pela diferença entre os retornos do Ibovespa e do CDI e o fator de risco de inflação inesperada foi calculado pela diferença entre as taxas de juro de Certificados de Depósito Bancário (CDB) de 30 dias e do CDI. Tanto o CAPM quanto a APT foram estimados pelo *Generalized Method of Moments* (GMM). Os autores criaram três carteiras de ações negociadas no mercado brasileiro com base no tamanho (valor de mercado) das empresas (pequena, média e grande) para testar os modelos. O modelo de dois fatores mostrou que o beta médio em relação à carteira de mercado aumenta com o tamanho das empresas. Ele também evidenciou que o desempenho das carteiras era positivamente relacionado com a variação inesperada da inflação. Os resultados sugeriram que grandes empresas ofereciam melhor proteção contra a inflação. Os autores concluíram que a introdução do fator de inflação inesperada era essencial para o apreçamento de carteiras em seu período de estudos com inflação elevada, anterior ao Plano Real.

Neves e Amaral (2002) analisaram os modelos CAPM e APT no mercado brasileiro depois do Plano Real. Foram observados os retornos de 45 ações negociadas no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2000. O Ibovespa representou a carteira de mercado e o prêmio de risco foi calculado a partir da diferença entre o retorno deste índice e o CDI. Já no caso da APT, foram testados quatro modelos, para cada um foram escolhidos, respectivamente, de forma arbitrária, 15, 16, 17 e 18 fatores macroeconômicos. Os resultados indicaram que as ações negociadas na bolsa foram impactadas por variações ocorridas nas bolsas dos EUA e que o modelo APT apresentou desempenho superior ao CAPM. As análises também não descartaram a validade do

modelo CAPM, apenas constataram que o poder explicativo melhora com o acréscimo de fatores macroeconômicos.

Schor *et al.* (2002) implementaram a APT no mercado acionário brasileiro empregando variáveis macroeconômicas na forma preconizada por Chen *et al.* (1986), como inovações. Eles analisaram os retornos médios mensais de 39 ações no período entre janeiro de 1987 e novembro de 1997. Os fatores empregados representaram a produção industrial, a inflação, o risco de crédito, a taxa de juro real e a carteira de mercado. As ações foram distribuídas em dez grupos de acordo com o setor de atividade e os excessos de retorno dos ativos foram calculados em relação à taxa de juros nominal do período, buscando neutralizar o efeito da inflação. Seus resultados mostraram que nem todos os coeficientes associados aos fatores macroeconômicos eram significativos. Os coeficientes fatores de risco de crédito e inflação, por exemplo, apresentaram significância ao nível de dez por cento para a maioria das dez carteiras. Já os prêmios de risco de todos os fatores, estimados por regressões seccionais, não apresentaram significância. Os autores concluíram que, embora não houvesse evidência de que todos os fatores contribuíssem de forma generalizada para os retornos dos ativos, suprimir alguns fatores para algumas carteiras significaria a omissão de variáveis explicativas. Apesar do fracasso ao estimar os prêmios de risco, os autores concluíram que houve melhora na explicação dos retornos históricos das carteiras com o uso da APT e sugerem que ela pode ser mais uma ferramenta no gerenciamento de carteiras no mercado brasileiro de ações.

Leal *et al.* (2004) ilustraram uma aplicação da APT no Brasil empregando os mesmos cinco fatores de risco de Schor *et al.* (2002) no período entre janeiro de 1996 e dezembro de 2001. A intenção do estudo era verificar se carteiras classificadas segundo o critério valor-crescimento eram apreçadas de forma sistematicamente diferente segundo a APT. Nessa análise, os fatores de produção industrial e inflação não apresentaram coeficientes significativos. Já os fatores de taxa de juros real e a carteira de mercado foram significativos para todas as carteiras. Os autores observam que a classificação de carteiras segundo o preço de mercado relativo (valor-crescimento) não proporcionou evidência de diferenças sistemáticas de apreçamento. Os estudos brasileiros precedentes não trazem evidências conclusivas a respeito de todos os fatores de risco sugeridos por Burmeister *et al.* (1994), mas sugerem que fatores baseados na taxa de juros podem ser relevantes. A adição de fatores de risco macroeconômicos aumenta o poder explicativo em relação ao CAPM simples no mercado brasileiro. Por outro lado, não houve sucesso na obtenção de prêmios de risco esperados significativos para os fatores.

### 3 – AMOSTRA E METODOLOGIA

O uso de fatores macroeconômicos na estimação da APT deve satisfazer algumas características. As variáveis que representam os fatores são compostas por movimentos antecipados e por inovações, a parte não prevista. O modelo deve considerar apenas o componente não previsível das séries macroeconômicas para que a multicolinearidade entre elas seja mínima. Os fatores, portanto, devem ter média nula, variância positiva e não serem autocorrelacionados. A seguir é apresentada a descrição dos fatores de risco empregados e sua forma de cálculo. Esta seção também contempla o critério de seleção dos FIA, oferece estatísticas descritivas sobre todas as variáveis e apresenta os modelos estimados.

#### 3.1 Fatores de risco macroeconômicos

##### Índice de confiança

Burmeister *et al.* (1994) calcularam a diferença entre a taxa de retorno (ganho de capital mais juro) de títulos de dívida com prazo de 20 anos de empresas privadas e do governo dos EUA. Essas diferenças foram centradas em sua média para que seus valores representem alterações inesperadas na série. Os autores chamaram essa diferença de índice de confiança (IC) e alegaram que ele busca medir alterações inesperadas na propensão ao risco dos investidores uma vez que ela se deriva de um prêmio de risco de crédito. Um valor positivo de IC indica aumento da confiança dos investidores porque a taxa de retorno dos títulos privados subiu, refletindo o ganho de capital decorrente da queda na taxa de desconto a eles aplicada em relação aos títulos da dívida pública. A propensão dos investidores a gastar ou investir aumenta com a confiança, potencialmente aumentando os retornos das empresas. O retorno de uma carteira com exposição positiva ao IC aumentará se o índice subir.

A maioria das empresas brasileiras não se financia pela emissão de títulos de dívida com prazo tão longo. Leal e Carvalhal-da-Silva (2008) relataram um prazo médio de oito anos. Schor *et al.* (2002) mediram o IC pela diferença entre a taxa média para empréstimos de capital de giro das empresas, apurada pelo Banco Central do Brasil (BC), e a taxa acumulada mensal de juros do CDI diário, que reflete a taxa preferencial para grandes operações no mercado interfinanceiro brasileiro. Nesse caso, quanto maior a diferença entre as duas taxas, menor a confiança do investidor.

Este artigo empregará a diferença entre a taxa vendor média mensal anualizada calculada pelo BC (série numero 3945 na base de dados de séries temporais SGS -

Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BC) e a taxa anualizada do CDI acumulada no mês (série número 4392 na mesma base de dados) para estimar o IC. Vendor é uma forma de financiamento de vendas onde uma empresa vende a prazo um produto ao seu cliente (em geral um fornecedor vende a um cliente tradicional) e recebe o pagamento à vista de um banco, que, por sua vez, financia o comprador. Nessa operação, a empresa vendedora torna-se garantidora de seu cliente. A taxa vendor média reflete melhor a taxa de empréstimos de curto prazo para grandes empresas do que a taxa média de capital de giro, que inclui empresas muito heterogêneas, a maioria de pequeno porte. As diferenças serão centradas em sua média. O IC será negativo quando a diferença estiver abaixo da média histórica, nesse caso sugerindo maior confiança do mercado, e positivo na situação inversa. Espera-se que os fundos analisados apresentem beta negativo para este fator.

#### Estrutura a termo da taxa de juros

A estrutura a termo da taxa de juros (ET) é o segundo fator e mede alterações inesperadas no comportamento da curva de taxas juros. Burmeister *et al.* (1994) o mediram pela diferença entre o rendimento dos títulos do governo dos EUA com vencimentos em 20 anos e 30 dias. Estas diferenças foram centradas na média. Uma diferença positiva significava que o rendimento dos títulos de longo prazo aumentou em relação aos de curto prazo, indicando que os investidores exigem maior compensação para realizar investimentos com prazos mais longos. Logo, os FIAs que forem positivamente expostos a este fator também deveriam oferecer retorno maior.

Schor *et al.* (2002) e Leal *et al.* (2004) não incluíram esse fator em sua análise uma vez que possivelmente não havia dados de taxas de longo prazo nos períodos que investigaram. Em vez disso, eles analisaram o impacto da taxa de juros real sobre os retornos de carteiras de ações. Este artigo se aproximará mais do modelo proposto por Burmeister *et al.* (1994) ao avaliar o impacto de mudanças inesperadas nas expectativas das taxas de juros futuras sobre os retornos dos FIAs pela diferença entre as taxas do swap DI x Pré de 360 dias e de 30 dias. A série também será centrada em sua média. Contudo, como o Brasil não dispõe de muitas aplicações financeiras de longo prazo, não se empregou prazo tão longo como Burmeister *et al.* (1994).

Supõe-se que quanto maior esse *spread*, menor o retorno dos ativos reais, pois haveria menos estímulo ao investimento de longo prazo pelas empresas, o que potencialmente fará com que seu valor não aumente. Consequentemente, espera-se que *spreads* menores estejam associados a retornos maiores para os FIAs e, portanto, um coeficiente de sensibilidade negativo.

As operações de swap são derivativos muito líquidos no Brasil e a Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBovespa) calcula suas taxas diariamente. As taxas empregadas serão estimadas por meio da interpolação das informações oferecidas pela BM&FBovespa, como mostra a Equação 1, e calculadas conforme a Equação 2, onde  $r_{T_1}$ ,  $r_{T_2}$  e  $r_{T_3}$  são as taxas de juros anuais para os períodos  $T_1$ ,  $T_2$  e  $T_3$  em que  $T_1 < T_2 < T_3$ , medidos como frações do ano.

$$r_{T_2} = \left[ (1 + r_{T_1})^{T_1} \times (1 + f_{T_1, T_3})^{T_2 - T_1} \right]^{1/T_2} - 1 \quad Eq. 1$$

$$f_{T_1, T_3} = \left[ \frac{(1 + r_{T_3})^{T_3}}{(1 + r_{T_1})^{T_1}} \right]^{1/(T_3 - T_1)} - 1 \quad Eq. 2$$

### Risco de inflação

Burmeister *et al.* (1994) afirmam que o fator de risco de inflação inesperada (INF) pode ser calculado pela diferença entre a inflação realizada (medida no final do período analisado) e a prevista (medida no início do período analisado). Garcia e Bonomo (2001) construíram o fator de inflação inesperada brasileiro por meio da diferença entre taxas de juros pré e pós fixadas. Schor *et al.* (2002) e Leal *et al.* (2004) estimaram o fator pela diferença entre o CDI e o CDB prefixado. O CDI expressa a taxa nominal de juros efetiva do período e o CDB prefixado incorpora, no início do período, a expectativa de inflação para o período subsequente.

Este estudo empregará esse procedimento. INF será a diferença entre a taxa média de captação do CDB prefixado, obtida na base de dados do BC supracitada (série 3954), e a taxa anualizada do CDI acumulada no mês, a mesma aplicada no fator IC. As diferenças também serão centradas em sua média. Nesse caso, INF é negativo quando a diferença estiver abaixo da média histórica das diferenças, indicando que a inflação foi maior do que a esperada, uma surpresa negativa. Espera-se que os FIAs apresentem beta negativo para este fator.

### Atividade econômica

O quarto fator é a atividade econômica (AE) que, no modelo de Burmeister *et al.* (1994), representa mudanças inesperadas no nível da atividade real. Uma alteração inesperada positiva no nível de atividade indica que a taxa de crescimento da economia aumentou. Retornos de carteiras positivamente expostas a este fator de risco deveriam

aumentar. Esses autores estimaram AE pela diferença na atividade real entre o final e o início do período de referência.

Schor *et al.* (2002) usaram a diferença entre a previsão no início e no fim do período para a taxa de crescimento da produção industrial do período de referência. Eles obtiveram as previsões por meio de um modelo estrutural. Leal *et al.* (2004) calcularam a variação mensal na produção industrial para representar este fator. Eles alegam que esta abordagem pode ser mais propícia porque dispensa o emprego de um modelo de previsão. Este artigo adotará esta última forma de implementação por meio da variação da produção industrial mensal dessazonalizada medida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponível na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata - <http://www.ipeadata.gov.br>). A série receberá o mesmo tratamento dos demais fatores para garantir que a média seja igual a zero no período estudado. Espera-se que quanto maior AE, maior o retorno dos FIAs.

#### Risco de mercado

O quinto e último fator representa o risco de mercado (RM) que, segundo Burmeister *et al.* (1994), é a parte do retorno de um índice de mercado dos EUA que não é explicada pelos quatro fatores definidos anteriormente. Grande parte das empresas apresenta exposição positiva ao risco de mercado e uma variação positiva no risco de mercado aumentaria o retorno esperado das empresas. Neste estudo, o fator de risco de mercado será a série dos resíduos da regressão do excesso de retorno mensal do índice Ibovespa (série 7832 na base de dados do BC) em relação à taxa de juros livre risco, representada pela taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) mensal (série 4390 na base de dados do BC), sobre os quatro fatores descritos anteriormente (índice de confiança, estrutura a termo da taxa de juros, inflação inesperada e atividade econômica), como sugerido por Schor *et al.* (2002).

### 3.2 Análise preliminar dos fatores

A Tabela 1 mostra que todos os fatores de risco têm média zero. As variáveis que medem os movimentos não esperados do índice de confiança (IC), da estrutura a termo da taxa de juros (ET) e da inflação (INF) apresentam autocorrelação serial no período analisado. Além disso, a série de IC não apresentou estacionariedade. Calculou-se a primeira diferença de cada uma destas três séries e suas médias foram centradas em zero para corrigir o problema. Os novos fatores de índice de Confiança (IC'), estrutura a termo da taxa de juros (ET') e inflação (INF') se enquadram nos parâmetros do modelo

depois de transformados. Os modelos serão estimados com os dois conjuntos de fatores, mas os fatores transformados não permitem interpretação econômica.

**Tabela 1 – Estatísticas descritivas dos fatores de risco**

Estatísticas descritivas selecionadas dos fatores de risco no período de dezembro de 2002 a dezembro de 2012. Os fatores devem representar movimentos não antecipados no período analisado, logo as séries foram calculadas para terem média nula e não serem autocorrelacionadas.

Fatores de Risco	Média	Desvio Padrão	Teste ADF <sup>1</sup>	Autocorrelação <sup>2</sup>	Sinal esperado do coeficiente
Índice de confiança (IC)	0,00	1.36	Não	1 – 36	Negativo
Estrutura a termo (ET)	0,00	1.27	Sim	1 – 36	Negativo
Inflação (INF)	0,00	0.55	Sim	1 – 36	Negativo
Atividade econômica (AE)	0,00	1.99	Sim	-	Positivo
Risco de mercado	0,00	6.46	Sim	-	Positivo
Índice de confiança* (IC')	0,00	13.57	Sim	-	n.a.
Estrutura a termo* (ET')	0,00	360.10	Sim	-	n.a.
Inflação* (INF')	0,00	399.19	Sim	-	n.a.

\* Séries transformadas

<sup>1</sup> Rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 1%.

<sup>2</sup> Defasagens em que as autocorrelações são significativas ao nível de 1%.

A Tabela 2 apresenta as correlações entre os fatores de risco. As variáveis índice de confiança, estrutura a termo da taxa de juros e inflação, não transformadas, são correlacionadas, o que pode afetar os coeficientes de modelos de regressão linear. As correlações sugerem dois modelos, um com fatores sem transformação (IC, ET, INF, AE e RM), que pode padecer de problemas de multicolinearidade, e outro usa os fatores transformados no lugar dos correlacionados entre si (IC', ET', INF', AE e RM).

**Tabela 2 – Correlação entre os fatores de risco**

Frequência mensal no período de dezembro de 2002 a dezembro de 2012. Acima da diagonal estão as correlações entre as variáveis explicativas não transformadas (IC, ET, INF e AE). Abaixo da diagonal as correlações entre as variáveis explicativas transformadas (IC', ET' e INF') e não transformadas (AE).

	IC	ET	INF	AE
IC	1.00	0.29 *	-0.21 *	-0.38 *
ET	-0.10	1.00	-0.35 *	0.00
INF	-0.02	0.02	1.00	0.09
AE	-0.20 *	0.10	-0.08	1.00

\* indica significância ao nível de 5 por cento.

### 3.3 FIAs

As variáveis dependentes são os excessos dos retornos mensais de cada FIA selecionado  $i$  ( $R_{i,t}$ ) apurados no período entre dezembro de 2002 e dezembro de 2012 e obtidos do sistema Quantum Axis®. O retorno mensal de cada FIA  $i$  foi calculado usando a cota de fechamento do mês analisado ( $c_{i,t}$ ) e a do mês anterior ( $c_{i,t-1}$ ) conforme a expressão  $c_{i,t}/c_{i,t-1} - 1$ . Os excessos dos retornos mensais dos FIAs foram calculados subtraindo a taxa de juros SELIC acumulada no mês analisado do retorno mensal de cada um dos fundos.

Foram selecionados FIAs não exclusivos e com gestão ativa, classificados pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (Anbima) como “Ações Ibovespa Ativo”, que, segundo o Quantum Axis®, têm como objetivo superar o Ibovespa. Foram considerados apenas fundos que não admitem alavancagem. Os FIAs foram classificados segundo três categorias e períodos: (1) fundos sobreviventes, com retornos entre o último dia de negócios entre dezembro de 2002 e dezembro de 2012 (120 retornos mensais); (2) fundos novos, aqueles que iniciaram sua operação depois de dezembro de 2002, sendo usados os retornos entre o último dia de negócios de dezembro de 2007 e de dezembro de 2012 (60 retornos mensais); (3) fundos liquidados, aqueles que deixaram de existir entre 2003 e 2012, cujos retornos considerados foram aqueles entre o último dia de negócios de dezembro de 2002 e dezembro de 2007 (60 retornos mensais ou menos). A intenção é avaliar o impacto do viés de sobrevivência sobre os resultados. A seleção resultou em 73 FIAs, sendo 28 sobreviventes, 29 novos e 16 liquidados. A lista com os nomes dos fundos de cada categoria está disponível com os autores.

A Tabela 3 apresenta estatísticas descritivas dos retornos mensais dos FIAs segundo a classificação. Como seria de se esperar, a média das médias e das medianas dos FIAs sobreviventes é maior do que as dos liquidados, com os novos situando-se entre essas duas categorias. A volatilidade dos fundos sobreviventes é a menor. A menor média dos mínimos mensais foi observada entre os fundos liquidados.

### Tabela 3 – Estatísticas descritivas para os retornos mensais dos FIAs

Os fundos sobreviventes apresentaram os 120 retornos mensais entre janeiro de 2003 e dezembro de 2012. Os fundos novos apresentaram o primeiro retorno mensal depois de janeiro de 2003 e somente os 60 retornos entre janeiro de 2008 e dezembro de 2012 foram considerados. Os fundos liquidados deixaram de apresentar retornos depois de janeiro de 2003 e somente os retornos observados entre janeiro de 2003 e dezembro de 2007 foram considerados. A tabela apresenta a média das estatísticas descritivas dos retornos mensais em percentual de cada FIA.

Média dos (as)	Sobreviventes	Novos	Liquidados	Todos
Médias (%)	1,69	0,48	-0,56	0,54
Medianas (%)	1,67	-0,03	-1,38	0,09
Desvios-padrão (%)	6,69	8,11	7,46	7,42
Máximos (%)	17,79	34,16	29,53	27,16
Mínimos (%)	-24,26	-15,12	-16,53	-18,64
Nºs de observações	120,00	60,00	59,19	79,73

#### 3.4 Modelos

As séries mensais dos cinco fatores macroeconômicos de risco sistemático  $j$  descritos ( $F_{j,t}$ ) foram usadas para estimar os coeficientes ( $\beta_{i,j}$ ) do modelo empírico que representa a APT, segundo a proposta de Burmeister *et al.* (1994), por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Essa estimativa está descrita na Equação 3 para cada FIA  $i$ , na qual  $\varepsilon_i$  é o resíduo. As principais propriedades desejadas desse modelo são a covariância nula entre os fatores e resíduos não correlacionados entre si para cada par de fundos.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^5 \beta_{i,j} F_{j,t} + \varepsilon_i \quad Eq.3$$

Supondo que o valor esperado dos fatores e dos resíduos seja zero,  $E(F_j)=0$  e  $E(\varepsilon_i)=0$ , então o retorno esperado de um determinado fundo é:  $E(R_i) = \alpha_i$ . A teoria da APT pode ser expressa conforme a Equação 4, onde  $r_f$  é a taxa livre de riscos,  $\lambda_j$  os prêmios de risco esperados para cada um dos cinco fatores e  $b_{i,j}$  são os coeficientes verdadeiros. O lado direito da Equação 4 é igual ao intercepto  $\alpha_i$  da Equação 3. A Equação 5, portanto, decorre da substituição do intercepto na Equação 3 pelo lado direito da Equação 4. Ela mostra que os modelos empíricos estimados representados pela Equação 3 são consistentes com o modelo teórico da APT retratado pela Equação 4 quando os fatores têm valor esperado nulo, tal como foram construídos neste artigo.

$$E(R_i) = r_f + \sum_{j=1}^5 b_{i,j} \lambda_j \quad Eq.4$$

$$R_{i,t} = r_f + \sum_{j=1}^5 b_{i,j} \lambda_j + \sum_{j=1}^5 \beta_{i,j} F_j + \varepsilon_{i,t} \quad Eq.5$$

A Equação 5 mostra que o excesso de retorno de um fundo é explicado pela soma de três parcelas. A primeira é igual ao retorno esperado como recompensa para os

fatores de risco dado pela APT (termos em  $\lambda_j$ ). A segunda é o retorno como recompensa por acontecimentos inesperados (termos segundo os valores dos fatores que estão na forma de surpresas). A terceira é atribuída a um componente aleatório ( $\varepsilon_{i,t}$ ) que pode ser explicado pela boa ou má sorte do investidor ao selecionar o fundo  $i$ , quando apresenta retorno acima ou abaixo do estimado pelos fatores de risco.

Os coeficientes verdadeiros, e desconhecidos,  $b_{i,j}$  são estimados pelos  $\beta_{i,j}$  obtidos em um primeiro estágio pela Equação 3. Os prêmios de risco  $\lambda_j$  são estimados em um segundo estágio, por meio de regressões seccionais representadas pela Equação 6, em um procedimento similar ao adotado por Fama e MacBeth (1973).

$$\bar{R}_t - r_f = a_i + \sum_1^5 \beta_{i,j} \tilde{\lambda}_j + \xi_i \quad \text{Eq. 6}$$

A Equação 3 foi estimada inicialmente para os primeiros 60 meses da amostra para os fundos sobreviventes (dezembro de 2002 a novembro de 2007). O período de 60 meses se justifica por apresentar um número razoável de observações e ser amplamente empregado em aplicações comerciais no cálculo do beta. Os coeficientes beta estimados inicialmente foram atribuídos ao mês 61 (dezembro de 2007). Houve também a estimativa dos betas para dezembro de 2012, calculados com base no período de 60 meses anteriores (dezembro de 2007 a novembro de 2012), possibilitando a estimativa de uma regressão seccional tal como a Equação 6 para cada um desses dois meses. É importante notar que não há superposição entre os períodos de estimativas nos dois casos.

O procedimento adotado para os fundos novos e liquidados foi similar. Os coeficientes beta para os fundos novos foram obtidos segundo a Equação 3 para os 60 meses entre dezembro de 2007 e novembro de 2012 e foram atribuídos como estimativas para os coeficientes dos fatores da APT de dezembro de 2012. Os betas para os fundos liquidados foram estimados de maneira análoga para os 60 meses entre dezembro de 2002 e novembro de 2007, gerando as estimativas dos coeficientes da APT em dezembro de 2007. Apenas uma regressão seccional tal como a Equação 6 foi estimada para cada uma dessas amostras de fundos, em dezembro de 2007 para os liquidados e dezembro de 2012 para os novos. A próxima seção apresenta os principais resultados das estimativas dos modelos.

## 4 – RESULTADOS DOS MODELOS

A Equação 3 foi estimada com os cinco fatores macroeconômicos sem transformação (IC, ET, INF, AE, RM) (Modelo 1) e com os três fatores transformados (IC', ET' e INF') e os dois não transformados (AE e RM) (Modelo 2). Os resultados indicam que o fator de risco de mercado (RM) apresentou o maior poder explicativo em todos os casos, com coeficientes, na média, próximos de 1. Apenas a estrutura a termo da taxa de juros (ET) exibiu coeficientes consistentemente significativos e negativos para todas as amostras e períodos. Os demais fatores macroeconômicos atingiram significância estatística para a maioria dos FIAs apenas em um dos períodos. A evidência sugere que a APT oferece aumento no poder explicativo dos retornos históricos dos FIAs em relação ao CAPM. Já os prêmios de risco ( $\lambda$ ) estimados no segundo estágio são significativos para alguns fatores de risco em alguns períodos, sem consistência de forma geral, e não parecem ser confiáveis para a previsão de retornos dos FIAs. O objetivo principal de um modelo de apreçamento de ativos é oferecer previsões razoáveis para seus retornos. Mesmo considerando carteiras de ativos, tal como os FIA, os resultados sugerem que a forma implementada da APT não ofereceria estimativas confiáveis para os retornos esperados dos fundos.

A próxima seção dá mais detalhes sobre os resultados das regressões temporais do primeiro estágio e os coeficientes de sensibilidade estimados ( $\beta_{i,j}$ ) para os fatores de risco para os dois conjuntos de fatores (Modelos 1 e 2). Ela é seguida da seção que apresenta a evidência sobre as regressões seccionais do segundo estágio e as estimativas dos prêmios de risco ( $\lambda_j$ ).

### 4.1 Análise dos coeficientes de sensibilidade ( $\beta_{i,j}$ )

Os resultados obtidos por meio das regressões temporais para os Modelos 1 e 2 estão resumidos na Tabela 4. As estimativas dos modelos para cada FIA foram omitidas por falta de espaço, mas estão disponíveis com os autores. O fator de risco de mercado (RM) é significativo ao nível de cinco por cento para todos os fundos nos dois modelos, com exceção de dois fundos liquidados. RM é o fator que apresenta maior poder explicativo e consistência. Os FIAs são fundos de ações diversificados e sem alavancagem, que deveriam manter betas elevados em relação a índices de mercado representativos. De fato, as médias dos coeficientes para RM fica acima de 0,90 para todos os fundos sobreviventes e novos em todos os períodos, e é 0,70 para os fundos liquidados.

Esses resultados são consistentes com os relatados em Schor *et al.* (2002) e Leal *et al.* (2004). O principal contraste é que aqui os coeficientes ficaram mais próximos de 1 enquanto houve mais dispersão nos outros estudos, possivelmente em função dos diferentes critérios de formação das carteiras escolhidos por cada um. Os resultados de Schor *et al.* (2002) se referem a carteiras organizadas por setor de atividade entre janeiro de 1987 e novembro de 1997. O fator de risco de mercado é significativo para todas as carteiras e seus coeficientes se situam no intervalo entre 0,56 (setor de papel e celulose) e 1,23 (setor de energia). Leal *et al.* (2004) relatam que todos os coeficientes de suas cinco carteiras, organizadas segundo ordenamento pela razão *price-to-book* no período entre janeiro de 1996 e dezembro de 2001, são significativos com valores entre 0,53 e 0,77.

Todos os FIAs sobreviventes apresentaram interceptos positivos e significativos no primeiro período (dezembro de 2002 a novembro de 2007), que foi uma época de valorização do mercado no Brasil. A maioria dos fundos liquidados também apresenta interceptos positivos e significativos no primeiro período, embora sua magnitude média seja menor do que a dos sobreviventes. A maioria dos interceptos torna-se negativa e significativa para os FIAs sobreviventes e novos no período mais recente (dezembro de 2007 a novembro de 2012), que inclui a crise financeira internacional. O comportamento do intercepto parece estar relacionado aos acontecimentos não capturados pelos fatores em cada período. Embora esta pareça ser uma conjectura razoável diante da evidência, deve-se lembrar que o intercepto significativo também pode representar a capacidade do gestor de fazer escolhas que agregaram ou destruíram valor para os cotistas. Contudo, se isso for verdadeiro, os gestores não conseguiram "gerar alfa" no período da crise financeira internacional.

Além de RM, ET (diferença entre as taxas do *swap* DI x Pré de 360 dias e de 30 dias) foi o fator que demonstrou maior consistência e poder explicativo no Modelo 1. Ele é significativo e negativo para a grande maioria dos FIAs nos dois subperíodos. O aumento do *spread* na estrutura a termo acima da média de sua série histórica amostral acarreta retornos negativos nos FIAs. Esses resultados são consistentes com o que se esperava para o fator. Carteiras de ações tendem a apresentar retornos negativos quando há aumentos relevantes na inclinação da estrutura a termo das taxas de juros. Schor *et al.* (2002) e Leal *et al.* (2004) não incluíram esse fator em suas análises uma vez que contemplaram períodos de escassez de dados para taxas de prazos mais longos.

A primeira diferença de ET é empregada no Modelo 2 (ET'). ET' parece ser influenciado pelos subperíodos, pois não há significância estatística no mais recente, enquanto a maior parte dos coeficientes dos FIA sobreviventes e liquidados são positivos e significativos no período anterior à crise. Os FIAs apresentaram retornos maiores quando a mudança na inclinação da estrutura a termo foi maior antes da crise. Este foi

um período de redução das taxas de juros, com reduções bruscas de ET, e é possível que esse comportamento reflita a reação dos FIAs à redução da taxa de juros de curto prazo pelo BC, que se dá muito rapidamente, enquanto as taxas de longo prazo reagem mais lentamente.

O fator que representa a surpresa na taxa de inflação (INF) apresenta coeficientes negativos e significativos para a maioria dos FIAs sobreviventes e liquidados no primeiro subperíodo. Não há coeficiente significativo no segundo subperíodo. INF, portanto, se comporta como esperado, mantendo relação negativa com os retornos dos FIAs, particularmente no período anterior à crise financeira, ou neutra, no período da crise financeira. O comportamento de INF é similar ao de ET. O comportamento semelhante de ET e INF é consistente com uma estrutura a termo relativamente plana que pode decorrer da forma de construção desses fatores como diferenças de taxas no tempo, embora INF se dê no prazo de 30 dias e ET em 360 dias. Schor *et al.* (2002) também relatam coeficientes negativos e significativos para seu fator de inflação enquanto em Leal *et al.* (2004) o fator não apresenta significância.

A primeira diferença de INF (INF') usada no Modelo 2 sugere que os retornos dos FIAs sobreviventes e liquidados aumentam com a "aceleração" das surpresas na taxa de inflação. O maior contraste entre os Modelos 1 e 2 é que a primeira diferença de INF é negativa e significativa para praticamente todos os FIAs sobreviventes e novos no subperíodo mais recente. Há uma "aceleração" brusca de INF em 2010 que provavelmente é responsável pelo resultado. Ademais, esses resultados sugerem que as empresas podem não ter reajustado suas margens em compasso com a inflação, perdendo valor de mercado, ou que a "aceleração" de INF reduziu a demanda por seus produtos.

IC é a surpresa na diferença entre taxas de juros para empresas e para o setor público com o mesmo prazo. Os retornos dos FIAs aumentam quando esse *spread* de risco ultrapassa a média de sua série amostral para fundos sobreviventes e novos no subperíodo mais recente. Não há significância na imensa maioria dos casos no subperíodo anterior à crise. A surpresa nesse *spread* tem queda brusca no início do período amostral e permanece negativa durante o subperíodo anterior à crise, no qual o retorno do mercado foi positivo, e passa a ficar positiva no subperíodo posterior à crise internacional. Enquanto no período anterior à crise houve expansão do crédito, no período mais recente, as empresas brasileiras enfrentaram maior restrição ao crédito no início da crise financeira, o que pode explicar o aumento do *spread* de risco de crédito e suas surpresas.

O comportamento do IC, porém, não confirma o que se esperava. Os coeficientes desse fator são negativos, quando significativos, em Schor *et al.* (2002) enquanto que em Leal *et al.* (2004) eles são positivos, quando significativos, como neste artigo. Esses dois artigos implementaram o fator da mesma forma, como diferença entre o custo médio do capital de giro e a taxa CDI. A amostra de Leal *et al.* (2004), contudo, situa-se em um período muito mais turbulento de crises internacionais do que a de Schor *et al.* (2002) que tem apenas poucos meses no período da crise da Ásia. Os resultados sugerem, de forma geral, que o fator se comporta de maneira diferente conforme o período de estudo, com coeficientes positivos quando há mais crises internacionais no período de análise, talvez em função das surpresas no risco de crédito, que pode levar os investidores a buscar refúgio nas ações, quando a volatilidade dos títulos de dívida aumenta.

A primeira diferença de IC também mantém relação positiva com os retornos dos FIAs sobreviventes e novos no subperíodo mais recente. Essa associação, porém, era negativa e significativa no subperíodo mais antigo para os fundos sobreviventes e positiva e significativa para a maioria dos fundos liquidados que, contudo, apresentam retornos mais baixos que os sobreviventes nesse período. Uma aceleração no *spread* de risco representado por IC, está negativamente associada aos retornos dos FIAs sobreviventes no subperíodo mais antigo mas, curiosamente, pode ter influenciado positivamente os fundos liquidados.

Finalmente, AE simboliza a surpresa na atividade econômica e apresenta coeficientes positivos e significativos para a maioria dos FIAs novos e sobreviventes no subperíodo mais recente. Todavia, um número bem menor de coeficientes de AE são negativos e significativos no subperíodo mais antigo. AE praticamente não contribui para o Modelo 2. Esses resultados sugerem que os retornos dos FIAs se associaram positivamente à surpresa em AE, apontando para um comportamento cíclico no período mais recente. Contudo, os FIAs não mantiveram uma relação clara com as surpresas na atividade econômica no período anterior à crise financeira. É possível que o otimismo que reinava em relação ao Brasil no primeiro subperíodo tenha sobrepujado qualquer impacto potencial de surpresas, positivas ou negativas, de AE, enquanto que um comportamento cíclico tenha prevalecido no segundo subperíodo. O fator sobre a surpresa na atividade econômica não apresentou significância nos trabalhos de Schor *et al.* (2002) e Leal *et al.* (2004).

Os valores do  $R^2$  ajustado são elevados para a maioria dos FIAs uma vez que eles apresentam alta correlação com o fator de mercado (RM) nos dois tipos de modelo. Os FIAs liquidados, porém, apresentam  $R^2$  ajustado abaixo de 0,50. A fim de testar a restrição do CAPM sobre o APT de que todos os coeficientes dos fatores de risco adicionais ao fator de risco de mercado são nulos, foi feito um teste de Wald. Para a

maioria dos FIAs, a probabilidade da restrição ser válida é nula, evidenciando que a APT acrescenta informação ao descrever o excesso de retorno dos FIAs analisados.

#### Tabela 4 – Resumo dos Resultados das Regressões Temporais

Resumo dos resultados obtidos das regressões temporais (Equação 4) para o Modelo 1, que usa os fatores de riscos não transformados (IC, ET, INF, AE e RM), e para o Modelo 2, que usa alguns fatores de risco transformados (IC', ET' e INF') e fatores não transformados (AE e RM). A tabela resume os resultados e mostra o número de fundos que apresentaram coeficientes significativos ao nível de 5 por cento e o sinal predominante dos coeficientes significativos em parêntesis em cada período analisado nos Painéis A e B. Os painéis C e D trazem as médias dos coeficientes estimados para cada fator. A coluna "Teste de Wald" mostra o número de fundos que rejeitam a hipótese nula de que os coeficientes estimados para IC, ET, INF e AE, no caso do Modelo 1, ou IC', ET', INF' e AE, no caso do Modelo 2, são nulos conjuntamente, verificando que a APT acrescenta poder explicativo ao modelo, ao nível de 5 por cento.

##### Painel A: Modelo 1

Fundos	Período	$\alpha$	IC	ET	INF	AE	RM	Teste de Wald
Sobreviventes (28 fundos)	12/2002 - 11/2007	28(+)	2	24(-)	22(-)	7(-)	28(+)	25
Sobreviventes (28 fundos)	12/2007 - 11/2012	24(-)	24(+)	28(-)	0	26(+)	28(+)	28
Novos (29 fundos)	12/2007 - 11/2012	18(-)	16(+)	24(-)	0	20(+)	29(+)	26
Liquidados (16 fundos)	12/2002 - 11/2007	13(+)	1(-)	9(-)	9(-)	5(-)	14(+)	10

##### Painel B: Modelo 2

Fundos	Período	$\alpha$	IC	ET	INF	AE	RM	Teste de Wald
Sobreviventes (28 fundos)	12/2002 - 11/2007	28(+)	26(-)	23(+)	9(+)	1(-)	28(+)	27
Sobreviventes (28 fundos)	12/2007 - 11/2012	24(-)	28(+)	0	28(-)	1(-)	28(+)	28
Novos (29 fundos)	12/2007 - 11/2012	18(-)	24(+)	0	29(-)	0	29(+)	29
Liquidados (16 fundos)	12/2002 - 11/2007	13(+)	11(+)	9(+)	4(+)	1(+)	14(+)	10

##### Painel C: Médias dos coeficientes do Modelo 1

Fundos	Período	$\alpha$	IC	ET	INF	AE	RM
Sobreviventes (28 fundos)	12/2002 - 11/2007	2,02	-0,07	-0,96	-1,21	-0,21	0,92
Sobreviventes (28 fundos)	12/2007 - 11/2012	-0,79	0,76	-1,37	-0,42	0,49	0,96
Novos (29 fundos)	12/2007 - 11/2012	-0,77	0,75	-1,35	-0,61	0,47	0,99
Liquidados (16 fundos)	12/2002 - 11/2007	1,28	-0,11	-0,67	-0,83	-0,13	0,70

##### Painel D: Médias dos coeficientes do Modelo 2

Fundos	Período	$\alpha$	IC	ET	INF	AE	RM
Sobreviventes (28 fundos)	12/2002 - 11/2007	2,02	-0,08	0,00	0,00	-0,11	0,92
Sobreviventes (28 fundos)	12/2007 - 11/2012	-0,79	0,10	0,00	-0,05	-0,05	0,95
Novos (29 fundos)	12/2007 - 11/2012	-0,77	0,10	0,00	-0,06	-0,07	0,98
Liquidados (16 fundos)	12/2002 - 11/2007	1,28	0,05	0,00	0,00	-0,05	0,70

## 4.2 Análise dos Prêmios de Risco Estimados ( $\lambda_j$ )

Esta seção apresenta as estimativas da Equação 6 para os prêmios de risco implícitos para cada fator a partir do vetor de coeficientes de cada FIA  $i$  para cada fator  $j$  ( $\beta_{i,j}$ ) e dos excessos de retorno para os meses de dezembro de 2007 para os fundos sobreviventes e liquidados e dezembro de 2012 para os fundos sobreviventes e novos. Estes prêmios de risco poderiam ser empregados na previsão do retorno dos FIAs.

Os resultados estão na Tabela 5 e não são encorajadores. O prêmio de risco para o fator AE é negativo e significativo para todas as amostras analisadas no Modelo 1, exceto para os fundos sobreviventes em dezembro de 2012. Este resultado, porém, é contra intuitivo, pois seria de se esperar que o prêmio de risco associado à atividade econômica fosse positivo. O fator que representa o índice de confiança apresenta prêmios de risco negativos e significativos para os fundos sobreviventes e novos, ambos no subperíodo mais recente. Este resultado corresponde ao esperado. Os demais fatores não apresentam significância em mais do que um tipo de fundo. O prêmio de risco de mercado (RM) não apresenta significância em nenhum dos casos. Os resultados com o Modelo 2, com as primeiras diferenças dos fatores IC, ET e INF, não são muito diferentes, mas trazem prêmio de risco positivos e significativos para o risco de mercado nos fundos sobreviventes no subperíodo mais antigo e fundos novos no subperíodo mais recente.

De forma geral, os resultados das estimativas dos prêmios de risco não são conclusivos e confiáveis para que os valores estimados possam ser considerados representativos dos prêmios de risco esperados dos cinco fatores usados nesta investigação. Os resultados aqui mostrados não deixam de ser consistentes com os de Schor *et al.* (2002), que não encontraram significância estatística para todos os prêmios de risco que estimaram. Leal *et al.* (2004) não realizaram regressões seccionais.

Em suma, tanto os coeficientes de sensibilidade ( $\beta$ ) quanto os prêmios de risco ( $\lambda$ ) são significativos para alguns fatores de risco em alguns períodos. Embora não haja evidência de que todos os fatores contribuam de forma generalizada para os retornos dos FIAs, a adição desses fatores pode atenuar o problema das variáveis omitidas. O prêmio de risco de mercado é a variável explicativa mais importante, como esperado, seguido do fator que reflete a estrutura a termo das taxas de juros. É possível dizer que há ganho no poder descritivo em relação ao CAPM na medida em que a APT adiciona variáveis com valor explicativo aos retornos dos FIAs, embora ao custo de maior complexidade. Contudo, não houve ganho detectável no poder preditivo, uma vez que a instabilidade das estimativas dos prêmios de risco não permitiu que se obtivessem valores confiáveis para a previsão.

**Tabela 5 – Regressões seccionais para estimar os prêmios de risco**

Resultados das regressões seccionais (Equação 7) com os coeficientes estimados para o Modelo 1 (Equação 4), que usa os fatores de riscos não transformados (IC, ET, INF, AE e RM), e para o Modelo 2, que usa alguns fatores de risco transformados (IC', ET' e INF') e não transformados (AE e RM). A variável dependente foram os excessos dos retornos mensais em relação à taxa livre de riscos dos seguintes FIAs: sobreviventes em dezembro de 2007 e dezembro de 2012; novos em dezembro de 2012 e liquidados em dezembro de 2007.

Fatores de Risco	FIAs sobreviventes		FIAs novos	FIAs liquidados
	(12/2007)	(12/2012)	(12/2012)	(12/2007)
Modelo 1				
IC	-1,76	3,90*	2,52*	3,47
ET	-3,02*	-3,84	-3,39*	2,62
INF	0,56	2,53*	0,88	0,96
AE	-2,97*	5,48	-7,20*	-5,28*
RM	8,86	1,33	-2,87	2,18
Modelo 2				
IC'	-4,13	-13,21	-22,77*	30,83
ET'	-528,61	-613,49	-412,10*	-1153,92
INF'	-547,86	44,00	241,57*	1606,97
AE	-3,18*	-5,64	-3,59*	-6,24
RM	15,21*	-7,00	5,22*	5,34

\* indica significância ao nível de 5 por cento.

## 5 – CONCLUSÃO

Uma versão operacional da *Arbitrage Pricing Theory* com fatores macroeconômicos, proposta por Burmeister, Roll e Ross (1994), foi avaliada com os retornos de fundos de investimento em ações (FIA) brasileiros. A análise considerou os retornos dos FIAs entre dezembro de 2002 e dezembro de 2012. A amostra consistiu de 28 FIAs que permaneceram ativos durante todo o período, que foram analisados em dois subperíodos: de dezembro de 2002 a novembro de 2007 e de dezembro de 2007 a novembro de 2012. Esses fundos foram chamados de sobreviventes. Além disso, foram considerados 16 fundos liquidados durante o período, somente entre dezembro de 2002 e novembro de 2007. Finalmente, foram analisados também 29 fundos novos, que iniciaram suas atividades durante o período, no subperíodo entre dezembro de 2007 e novembro de 2012.

Os resultados evidenciaram que há ganho no poder de explicação dos retornos passados dos FIAs com um modelo APT com fatores macroeconômicos em relação ao

CAPM. Os fatores que representaram o *spread* na estrutura termo das taxas de juros (ET) e o risco de mercado (RM) foram significativos para todas as amostras e subperíodos, sendo os coeficientes do primeiro negativos e do segundo positivos, como era esperado. Esses foram os dois fatores que apresentaram comportamento mais consistente. Como alegaram Burmeister et al. (1994), a APT pode oferecer mais oportunidades de apostas na gestão ativa, pelo menos em relação a ET, pois caso a gestora preveja que a curva de taxas de juros aumentará sua inclinação, ela pode se expor mais a ativos que tenham ganhos com esse movimento.

Por outro lado, os fatores de risco empregados para representar os choques inesperados no *spread* de risco de crédito (IC), inflação (INF) e atividade econômica (AE) apresentaram resultados que variaram de acordo com o tipo de fundo e o período de análise. Os coeficientes não revelaram um comportamento consistente nos dois períodos para todos os tipos de fundos, o que torna seu uso como parâmetro para gestão ativa de fundos pouco confiável.

O estudo estimou os prêmios de risco desses cinco fatores a partir dos coeficientes obtidos e mostrou que somente alguns deles são significativos em certos períodos. Esses prêmios de risco não podem ser considerados confiáveis para uso dessa versão operacional da APT na previsão dos retornos dos FIAs, pois não houve consistência nas estimativas obtidas. De forma geral, os resultados para os FIAs nos períodos estudados não revelaram de forma categórica que os fatores de risco macroeconômicos possam ser empregados para prever o retorno de carteiras de ações brasileiras. Os resultados de estudos anteriores ainda não podem ser desafiados, pois a evidência aqui apresentada é consistente com eles, especialmente no que tange ao acréscimo no poder explicativo dos retornos históricos oferecido pela APT em relação ao CAPM e ao seu fracasso para fazer previsões.

Sendo assim, ainda há espaço para mais pesquisas sobre o tema, uma vez que novas variáveis podem ser consideradas para ampliar o entendimento das fontes de risco sistemático do mercado de ações brasileiro. Não se considerou, por exemplo, o impacto de variáveis macroeconômicas externas, como aquelas que descrevem a economia e o mercado monetário global, relações de troca e bolsas internacionais. A presença de investidores estrangeiros no mercado acionário foi bastante elevada no período analisado. Fatores que possam explicar o comportamento desses agentes, tal como a taxa de câmbio, um índice de aversão internacional ao risco e o preço de *commodities*, podem ser relevantes para os ativos brasileiros.

Naturalmente, formas alternativas para representar os conceitos macroeconômicos aqui contemplados podem se mostrar mais eficazes e ser experimentadas à medida que

séries temporais mais longas fiquem disponíveis. Os dados divulgados semanalmente na pesquisa Focus que consolidam expectativas dos agentes econômicos poderia substituir alguns fatores como inflação e a taxa de juros. O índice do Banco Central (IBC), que visa mostrar a evolução da atividade econômica brasileira, apesar de ser recente e não contemplar totalmente o período analisado, pode ser um indicador mais realista da atividade econômica do país do que a variação da atividade industrial, particularmente nos últimos anos em que a atividade do setor industrial descolou dos demais setores, não refletindo a evolução da economia nacional de maneira fiel.

## 6 – REFERÊNCIAS

- BILSON, C.; BRAILSFORD, T.; HOOPER, V. Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 9, n. 4, p. 401–426, 2001.
- BURMEISTER, E.; ROLL, R.; ROSS, S. A practitioner's Guide to Arbitrage Pricing Theory. In: **A practitioner's Guide to Factor Models**. Charlottesville: The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts, 1994. p. 1-30.
- CHEN, N.-F.; ROLL, R.; ROSS, S. Economics forces and the stock market. **Journal of Business**, v. 59, n. 3, p. 383-403, 1986.
- ELTON, E.; GRUBER, M.; BLAKE, C. Fundamental economic variables, expected returns, and bond fund performance. **The Journal of Finance**, v. 50, n. 4, p. 1229-1256, 1995.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Capital Asset Pricing Model: theory and evidence. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 18, n. 3, p. 25-46, 2004.
- FAMA, E. F.; MACBETH, J. D. Risk, return, and equilibrium: empirical tests. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.
- GARCIA, R.; BONOMO, M. Tests of conditional asset pricing models in the Brazilian stock market. **Journal of International Money and Finance**, v. 20, n. 1, p. 71-90, 2001.
- HARVEY, C. R. Predictable risk and return in emerging markets. **Review of Financial Studies**, v. 8, n. 3, p. 773–816, 1995.
- HAUGEN, R. **Modern Investment Theory**. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall, 2001.
- HUBERMAN, G. A simple approach to Arbitrage Pricing Theory. **Journal of Economic Theory**, v. 28, n. 1, p. 183-191, 1982.

INTERNATIONAL INVESTMENT FUNDS ASSOCIATION. **Worldwide regulated open-end fund assets and flows – first quarter 2015**. Washington, DC: International Investment Funds Association, 7 Aug. 2015.

LEAL, R. P. C.; CARVALHAL-DA-SILVA, A. L. Development of the Brazilian Bond Market. In: BORENSZTEIN, E.; COWAN, K.; EICHENGREEN, B.; PANIZZA, U. (Org.). **Bond markets in Latin America: on the verge of a Big Bang?** Cambridge, MA: MIT Press, 2008. p. 185-215.

LEAL, R. P. C. et al. Uma ilustração da implementação do APT para carteiras de ações de valor e de crescimento brasileiras. **Revista Eletrônica de Administração**, v. 10, n. 4, 2004.

NEVES, A. W.; AMARAL, H. F. do. A precificação de ativos de renda variável no Mercado de Capitais Brasileiro: uma visão comparativa entre a Arbitrage Pricing Theory e o Capital Asset Pricing Model. In: ENCONTRO da Associação Nacional de Programas de Pós-graduação em Administração, 26., 2002, Salvador. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2002.

ROLL, R.; ROSS, S. An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory. **The Journal of Finance**, v. 35, n. 5, p. 1073-1103, 1980.

SCHOR, A.; BONOMO, M.; PEREIRA, P. V. Arbitrage Pricing Theory (APT) e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, v. 1, n. 1, p. 1-17, 2002.

