

Universidade de Brasília
Departamento de Economia

FELLIPE BARROS PIANCÓ

IBOVESPA E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: UMA ANÁLISE DOS
DETERMINANTES DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO PELA
TEORIA DE PRECIFICAÇÃO POR ARBITRAGEM (APT)

Brasília/DF

Dezembro de 2014

Universidade de Brasília
Departamento de Economia

FELLIPE BARROS PIANCÓ

IBOVESPA E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: UMA ANÁLISE DOS
DETERMINANTES DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO PELA
TEORIA DE PRECIFICAÇÃO POR ARBITRAGEM (APT)

Monografia apresentada ao Departamento de
Economia da Universidade de Brasília como
requisito à obtenção do grau de Bacharel em
Ciências Econômicas.

Orientador: Clovis Zapata

Brasília/DF

Dezembro de 2014

Universidade de Brasília
Departamento de Economia

**IBOVESPA E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: UMA ANÁLISE DOS
DETERMINANTES DO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO PELA
TEORIA DE PRECIFICAÇÃO POR ARBITRAGEM (APT)**

Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília como
requisito à obtenção do grau de:

BACHAREL EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Por:

Fellipe Barros Piancó

BANCA EXAMINADORA

Prof. Clovis Zapata, Ph.D.

Orientador

Prof. José Guilherme Lara Resende, Ph.D.

Examinador

Em 15 de dezembro de 2014.

Brasília/DF

Dezembro de 2014

Dedicatória

*Dedico essa monografia aos meus pais,
Liberato Luiz França Piancó e Maria Cristina
Barros Piancó, bases que me sustentaram
durante toda a minha vida.*

Agradecimentos

A Deus, que me deu força de vontade para encarar mais esse desafio e sair vitorioso.

Aos meus pais, Liberato Luiz e Maria Cristina e à minha irmã, Bianca, pelos valores ensinados e pela confiança transmitida.

À Milena Marques Mendes Tavares, pela companhia, por me motivar quando estava desanimado e por me fazer acreditar em meu potencial.

Ao meu orientador, Professor Clovis Zapata, PhD, pela dedicação, motivação e contribuição, não somente com este trabalho, mas também com a minha formação acadêmica.

Aos colegas de trabalho e gestores da Caixa e da Funcef que contribuíram para o meu crescimento profissional e conhecimentos do mercado financeiro, sendo essenciais na formulação deste trabalho.

À Universidade de Brasília, ao conhecimento transmitido pelos docentes e às amizades aqui iniciadas.

Resumo

A Teoria de Precificação por Arbitragem (APT) foi apresentada por Ross (1976) como uma alternativa ao CAPM na explicação de retornos de ações. A escolha dessa metodologia se dá pela possibilidade de serem incluídas variáveis macroeconômicas como explicativas de ativos ou portfólios. Desde Chen (1986) a Ikoku e Okany (2014) tem sido investigado o poder de explicação das variáveis macroeconômicas nos mercados acionários. Os primeiros trabalhos, na década de 1970 a 1980, foram centrados em mercados de países desenvolvidos, sendo somente no final da década de 1990 e, principalmente, a partir dos anos 2000 que mercados acionários de economias emergentes passaram a ser mais estudados. Dessa forma, será investigado se os retornos do índice Ibovespa, carteira teórica composta pelos ativos mais negociados na bolsa de valores de São Paulo (Bovespa) pode ser explicado por variáveis que retratam o desempenho da economia brasileira, tais como produção industrial, vendas no varejo, indicadores antecedentes dos setores industrial e de serviço e índice de preços, ou que reflitam a conjuntura internacional, como índice de mercado da bolsa de Nova Iorque (S&P-500), taxa de câmbio, índice de volatilidade das ações do S&P-500, índice de preços de commodities. O modelo estimado indicou que o desempenho da economia brasileira não influencia os preços dos ativos, mas a conjuntura internacional explica bem o comportamento do Ibovespa. É interessante ressaltar a significância do fluxo de recursos estrangeiros na bolsa para o desempenho de nosso mercado, o que deve estar associado ao fato dos indicadores de conjuntura internacional serem mais significantes.

Palavras-chave: Ibovespa; APT; Variáveis macroeconômicas;

Sumário

1. Introdução	8
2. Revisão da literatura	9
2.1 Modelos de precificação de ativos	9
2.2. O modelo da Arbitrage Pricing Theory – APT	10
2.3. Modelos com fatores estatísticos x Modelos com variáveis macroeconômicas	12
2.4. Estimação de retornos de ativos ou portfólios pelo modelo APT com utilização de variáveis macroeconômicas	14
2.5. Modelo APT estimado por uma regressão multivariada não linear	16
2.6. Aplicações empíricas mais recentes da APT com variáveis macroeconômicas ...	20
2.7. Estudos para o Brasil	23
3. Os mercados acionários internacional e brasileiro	27
3.1. Resumo do desempenho dos principais mercados acionários globais	27
3.2. O mercado acionário brasileiro e a BMF&Bovespa	28
4. Relevância do estudo	30
4.1. Por que estudar a APT?	30
4.2. Importância da aplicação do estudo para o mercado brasileiro?	31
5. Modelo Econométrico	32
5.1. Seleção de variáveis	32
5.1.1. Atividade econômica	33
5.1.2. Inflação	34
5.1.3. Taxas de juros e prêmio de risco corporativo	34
5.1.4. Dados de conjuntura internacional	35
5.2. Resultados	36
6. Considerações finais	44

Lista de ilustrações

Tabela 1	25
Tabela 2	26
Figura 1	28
Figura 2	29
Tabela 3	36
Tabela 4	37
Figura 3	40
Figura 4	40
Figura 5	42
Figura 6	43
Tabela 5	46
Tabela 6	47

1. Introdução

Uma empresa emite ações para captar recursos financeiros e compartilhar os riscos com os compradores, que passam a ser sócios da companhia. A abertura de capital torna públicas as operações e as demonstrações financeiras da companhia aos investidores, que passam a acompanhar de perto seus resultados. Dessa forma é natural esperar que o desempenho da empresa seja correlacionado com o preço de suas ações. A realidade, no entanto, é que os preços muitas vezes não seguem esse raciocínio, abrindo espaço para a investigação do comportamento dos preços das ações.

O presente trabalho visa a investigar a relevância de variáveis macroeconômicas como uma alternativa para explicar o desempenho das principais empresas listadas na bolsa brasileira. O estudo está baseado na Teoria de Precificação por Arbitragem (APT, *Arbitrage Pricing Theory*), introduzida por Ross (1976), para investigar se variáveis observáveis explicam o comportamento de ativos mobiliários. Seguindo essa metodologia, busca-se identificar quais elementos da economia real explicariam o comportamento dos ativos negociados na bolsa de valores de São Paulo (Bovespa).

A monografia está constituída da seguinte forma. Após a introdução, a segunda seção apresenta a avaliação da literatura sobre o tema, composta por um resumo dos principais modelos de precificação de ativos, por uma revisão cronológica dos principais trabalhos que utilizaram a APT, terminando com aplicações para o mercado brasileiro. Na sequência, apresenta-se um resumo do desempenho dos principais mercados globais no período analisado. Posteriormente confronta-se a escolha da APT com críticas à sua aplicação empírica e é retratada a importância do estudo. No capítulo cinco é apresentado o modelo econométrico, as variáveis analisadas e os resultados obtidos. Por fim são feitas as considerações finais.

2. Revisão da literatura

2.1. Modelos de precificação de ativos

Atualmente, tanto o arcabouço teórico como as aplicações empíricas dos modelos de precificação de ativos têm sido amplamente estudados dada a grande importância tanto para investidores como para as próprias companhias. Para Ehrhardt e Brigham (2011) a principal questão para um investidor é se a ação que ele está comprando está em um preço justo. Antes de chegar a uma resposta para tal pergunta é necessário que o investidor leve em consideração o *trade off* entre risco e retorno, a importância da diversificação, a inflação (dado que apenas os retornos reais importam) e o prazo em que o investidor está decidido em aplicar os recursos. Esse raciocínio é resultado do aperfeiçoamento dos modelos de precificação de ativos, que seguem evoluindo em busca de igualar o valor de mercado ao valor intrínseco das ações, situação essa em que o mercado se encontra em equilíbrio.

O CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) foi desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) e Black (1972). O modelo tradicional é conhecido como versão de Sharpe-Lintner, o qual analisa o equilíbrio do mercado de capitais através da mensuração do risco de ativos e carteiras e da relação entre risco e retorno esperado. O modelo se baseia na alocação eficiente dos recursos do investidor, considerando situações de equilíbrio aquelas em que para uma dada variância, da carteira ou ativo, tem-se o máximo retorno esperado e para um dado retorno esperado tem-se uma variância mínima.

Javed (2010) afirma que, considerando investidores racionais que diversificam seus investimentos a ponto de neutralizar o risco não sistemático (aquele individual aos ativos), o desvio-padrão deixa de ser a melhor forma de se mensurar o risco. A melhor maneira de se captar o risco seria pelo β_i (parâmetro de sensibilidade do ativo em relação ao mercado) da equação do CAPM:

$$E[R]_i = r_{rf} + \lambda\beta_i \quad (1)$$

O CAPM, segundo Javed (2010), é basicamente uma relação entre a expectativa de retorno de um ativo ($E[R_i]$) e o portfólio de mercado descontado a taxa de juros livre de risco ($E_m - r_{rf} = \lambda$). Inclui-se a taxa de juros livre de risco (r_{rf}) no modelo por estar disponível a todos os investidores, tanto para tomar emprestado como para emprestar.

Black (1972) sugere a substituição de r_{rf} no modelo Sharpe-Lintner por um portfólio com beta zero (não correlacionado com o portfólio de mercado) que possui variância mínima.

Engle (1982) e Bollerslev (1986) propõem uma alternativa ao modelo tradicional após observarem que as distribuições dos retornos dos ativos variam ao longo do tempo. Atendendo a pressupostos do CAPM, as expectativas subjetivas dos agentes permanecem idênticas entre si, mas divergem do modelo original por serem condicionadas às informações disponíveis no momento. O modelo proposto recebe o nome de CCAPM, do inglês, CAPM Condicional.

Segundo o modelo APT (*Arbitrage Pricing Theory*), proposto originalmente por Ross (1976), o retorno de um ativo é explicado pela expectativa de retorno futuro do próprio ativo e por uma série de fatores ponderados pelas respectivas sensibilidades. O retorno esperado é uma combinação linear das sensibilidades e do retorno do ativo livre de risco (Javed, 2010),

2.2. O modelo da *Arbitrage Pricing Theory* – APT

O modelo foi proposto por Ross (1976) como uma alternativa ao modelo predominante de precificação de ativos, o CAPM. Em Dybvig e Ross (1985) é apresentada a equação inicial do modelo APT:

$$R_{it} = E[R_{it}] + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \delta_{jt} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Onde:

- $E_t[\epsilon_i(t)] = 0$
- $E_t[\epsilon_i(t)\epsilon_i(t)'] = \sigma_{ij}$, para $t = t'$
- $E_t[\epsilon_i(t)\epsilon_i(t)'] = 0$, para $t \neq t'$
- $E_t[\epsilon_i(t)|\delta_i(t)'] = 0$, para todo i, j, t e t'

Em que δ_j é o fator j utilizado para explicar o retorno do ativo i e β_{ij} é a sensibilidade do retorno do ativo i ao fator j . Assume-se que o risco idiossincrático ϵ_i é independente tanto das variáveis explicativas como do retorno do ativo i e possui média zero. Da mesma forma, assume-se que os fatores possuem distribuição normal.

Dybvig e Ross (1985) chegam à principal preposição do modelo em que o retorno esperado do ativo i ($E[R_i]$) é explicado pela taxa de juros livre de risco (agora representada por λ_0) e pelos prêmios de risco de cada fator (λ_j).

$$E[R_i] = \lambda_0 + \sum_{j=1}^k \lambda_j \beta_{ij} \quad (3)$$

Em que λ_0 permanece representado o retorno do ativo livre de risco, λ_j é o prêmio de risco de cada fator j . Para o caso em que ϵ_i for igual à zero, ou negligenciável, não há possibilidade de arbitragem, por isso o nome do modelo. Dybvig e Ross (1985) destacam que inúmeras aplicações teóricas do APT foram feitas chegando a conclusões distintas. Os autores resumem as contribuições nos seguintes pressupostos:

- Cada ativo possui pequena variância idiossincrática e pouca oferta na economia (ao menos no limite);
- Existe um portfólio que, ao menos aproximadamente, segue o fator j ;
- Alguns agentes mantêm um portfólio bem diversificado a ponto de não possuírem risco idiossincrático;
- Não há possibilidade de arbitragem (direta ou assintoticamente);
- Há eficiência de Pareto;
- Existem muitos ativos e todos com oferta positiva.

Embora não tenham se exaurido as condições necessárias para a validação do APT, os pressupostos acima são suficientes para ao menos obtermos boas aproximações com o modelo (Dybvig e Ross, 1985).

Existem dois grupos de trabalhos que realizaram testes empíricos do APT, um que se baseia em fatores calculados estatisticamente e outro em variáveis macroeconômicas observadas. Embora a primeira seja amplamente utilizada, Chen et al. (1986), McElroy e Burmeister (1988), Hamao (1988), Brown e Otsuki (1990), Antoniou et al. (1998), Azeez e Yonezawa (2006) e, mais recentemente, Malhotra (2010), Kristjanpoller e Morales (2011),

Králik (2012), Iqbal et al. (2012) e Gul e Khan (2013) e Ikoku e Okany (2014) estimam modelos baseados em variáveis macroeconômicas observáveis. Assim é possível interpretar os resultados pela teoria econômica e associar o desempenho da economia com o mercado acionário. Na sequência, apresenta-se uma avaliação a respeito dos grupos.

2.3. Modelos com fatores estatísticos x Modelos com variáveis macroeconômicas

Chen e Jordan (1993) aplicaram o modelo APT utilizando cargas fatoriais obtidas por processos estatísticos e, alternativamente, utilizando fatores macroeconômicos observados como variáveis dependentes. O estudo feito para o mercado acionário dos Estados Unidos foi um dos primeiros a comparar as duas metodologias.

Roll e Ross (1980), Brown e Weinstein (1983) e Chen e Jordan (1993) conduzem o teste por cargas fatoriais utilizando cinco fatores, obtidos pela metodologia de Bartlett's (1937). Para a análise com variáveis macroeconômicas, Chen e Jordan (1993) utilizam, além dos fatores de Chen et al (1986), um determinado índice de mercado e o preço do petróleo. Os fatores apresentados por Chen et al (1986) serão discutidos na seção seguinte.

Após estimarem os modelos, Chen e Jordan (1993) aplicam três testes a fim de comparar o poder de explicação dos dois modelos. Os testes de Davidson e Mackinnon (1981) e o teste U de Theil indicam que o modelo com cargas fatoriais é, ao nível de significância de 5%, superior ao modelo com variáveis macroeconômicas. Por fim, aplicaram uma regressão *cross-sectional* dos retornos em excesso para cada portfólio analisado, onde o modelo com cargas fatoriais obteve um R^2 marginalmente maior que o do modelo alternativo, 0,374 e 0,314, respectivamente.

Para testes realizados fora da amostra, o modelo com variáveis macroeconômicas foi superior ao alternativo pelos testes de Davidson e Mackinnon (1981) e o teste U de Theil. Embora a regressão *cross-sectional* tenha obtido resultado contrário, Chen e Jordan (1993) afirmam que nessa situação o modelo com variáveis macroeconômicas é mais adequado.

O modelo com cargas fatoriais, quando superior ao de variáveis macroeconômicas, apresentou vantagens apenas marginais. Chen e Jordan (1993) concluíram então que o fato de a segunda metodologia permitir interpretação econômica torna-a mais

interessante abrindo, assim, maior espaço para pesquisa com modelos baseados em variáveis macroeconômicas, onde novas variáveis podem ser propostas para explicar o movimento de ativos ou portfólios.

Mais recentemente Cauchie et al. (2004) compararam as duas vertentes de precificação de ativos pelo APT no mercado acionário suíço. Os autores se basearam na metodologia de Chen e Jordan (1993) para testar qual dos modelos é mais adequado. Cauchie et al. (2004) utilizam o método de Connor e Korajczyk (1993) para determinar o número de fatores para o modelo APT por cargas fatoriais. Embora o modelo indique que sejam necessários 4 fatores, os autores optaram por utilizar 5. Para a versão com variáveis macroeconômicas foi utilizado o teste de Mei (1993) para obter o número de variáveis explicativas a serem utilizadas. Foram definidas quatro variáveis: produção industrial, variação na inflação esperada no G7 (grupo dos sete países mais ricos do mundo), estrutura a termo da taxa de juros na Suíça e retorno do portfólio de mercado.

Em posse dos resultados dos dois modelos, Cauchie et al. (2004) estimaram uma matriz de covariância entre as sensibilidades e outra entre os prêmios de risco. O resultado é que para cada fator macroeconômico existe um fator calculado pelo método estatístico altamente correlacionado. Entretanto, os testes de Wilcoxon e David e MacKinnon (1981) concedem maior poder de explicação ao modelo com cargas fatoriais, que também obteve, em relação ao modelo com variáveis macroeconômicas, maior R^2 para os prêmios de risco (40,17% e 30,41%, respectivamente).

Cauchie et al. (2004) concluem que o modelo com cargas fatoriais é substancialmente mais robusto e eficiente na precificação de ativos. O prêmio de risco das variáveis macroeconômicas explica 65% da variância do prêmio de risco do modelo alternativo. Para os autores, além de abarcar o poder de explicação do desempenho econômico, o modelo por cargas fatoriais ainda capta outros fatores determinantes para a precificação de ativos.

Em termos práticos, no entanto, Cauchie et al. (2004) afirmam que os gestores de portfólios devem se manter atentos às variáveis macroeconômicas significantes. Esses fatores também devem ser levados em conta para estratégias de proteção de carteira (*hedge*) e para o cálculo de custo de capital para o mercado local.

Neste sentido, deve-se concordar com Connor e Korajczyk (1993) e Chen e Jordan (1993), que apontam categoricamente a robustez teórica da estimação do modelo APT com variáveis macroeconômicas que se mostra superior pela ampla possibilidade de interpretação econômica das sensibilidades e dos prêmios de risco. Dybvig e Ross (1985), ainda, afirmam que o APT é sempre aplicável a uma cesta de ativos no caso em que os fatores utilizados para explicar o retorno da cesta em questão são variáveis macroeconômicas escolhidas com base em argumentos econômicos. Levando em consideração os argumentos acima indicados na presente revisão da literatura e os objetivos do trabalho, o atual trabalho está calcado no modelo APT com variáveis macroeconômicas.

2.4. Estimação de retornos de ativos ou portfólios pelo modelo APT com utilização de variáveis macroeconômicas

Um dos primeiros trabalhos a estimar o APT com variáveis macroeconômicas foi o de Chen et. al (1986). O trabalho é amplamente citado na literatura por ter estabelecido a base para aplicação do modelo APT utilizando variáveis macroeconômicas. Considerando o modelo de dividendos esperados descontados para precificar as ações, parte-se do pressuposto que variáveis macroeconômicas ou retornos de ativos que não sejam de renda variável são relevantes quando afetam a taxa de desconto ou os fluxos de caixa esperados das empresas, ou ainda, alteram as oportunidades de investimento.

Para Chen et al. (1986), tanto variáveis reais como nominais afetam os fluxos de caixa esperados, sendo importante incluir na análise indicadores de inflação e taxas de juros. De diferentes formas tanto as expectativas de inflação, como as alterações inesperadas no nível de preços impactam sobre o fluxo de caixa da empresa. O ritmo da atividade econômica também influencia sobre o valor dos fluxos de caixa no presente.

Chen et al. (1986) usaram um modelo com variáveis mensais em que t corresponde ao período corrente e $t-1$ ao mês anterior. As variáveis escolhidas e as respectivas adaptações serão listadas a seguir.

Para medir o ritmo de atividade calcula-se a variação mensal, $\ln(t/t-1)$ da produção industrial americana. Já a inflação inesperada (UI_t) é definida pela diferença entre a inflação realizada (I_t) e a expectativa de inflação presente no mês anterior ($E[i_t]_{t-1}$).

$$UI_t = I_t - E[i_t]_{t-1} \quad (4)$$

Onde I_t é a primeira diferença do logaritmo natural do índice de preços ao consumidor dos EUA. Já $E[i_t]_{t-1}$, foi obtido por Fama e Gibbons (1984) ao aplicar a equação de Fisher às variáveis RHO_t (taxa de juros real *ex post* em t) e TB_{t-1} (*yield* da Treasury-Bill de $t-1$).

$$TB_{t-1} = E[RHO_t]_{t-1} + E[I_t]_{t-1} \quad (5)$$

Outra medida adotada para capturar a inflação inesperada é a diferença entre a projeção de inflação em t para $t+1$, $E[I_{t+1}]_t$, e a projeção em $t-1$ para o nível de preços em t ($E[I_t]_{t-1}$):

$$DEI_t = E[I_{t+1}]_t - E[I_t]_{t-1} \quad (6)$$

Chen et al. (1986) definem UPR_t como medida de alteração inesperada no risco de crédito e pode ser interpretada como a mudança na aversão ao risco. A variável é composta pela diferença entre o retorno de um portfólio com títulos corporativos com baixa classificação de risco contra o retorno de um portfólio de título públicos do governo americano de longo prazo (LGB_t).

A fim de medir o efeito do formato da estrutura a termo sobre a precificação dos ativos, adiciona-se a variável UTS_t , diferença entre LGB_t e TB_{t-1} . O objetivo é capturar o efeito de retornos inesperados dos títulos de longo prazo.

Chen et al. (1986) afirmam que as variáveis macroeconômicas selecionadas não devem ser suficientes para precificar ativos, portanto adicionam o índice de mercado da bolsa de valores de Nova Iorque o NYSE. São geradas duas séries temporais, uma ponderada pelo valor de mercado dos ativos e outra igualmente ponderada, buscando capturar efeitos imediatos sobre produção industrial e inflação.

Chen et al. (1986) utilizam a técnica de mínimos quadrados em dois estágios, proposta por Fama e MacBeth (1973). O primeiro estágio é uma regressão das séries temporais dos retornos mensais de portfólios compostos por ativos igualmente distribuídos

contra as variáveis escolhidas em um período de cinco anos. No segundo, é feita uma regressão *cross-section* entre os betas e o retorno do ativo, mês a mês, gerando assim o prêmio de risco associado a cada variável. A significância dos resultados é testada pelo teste *t* de *Student*.

Tanto a variação mensal da produção industrial, como a *UPR* possuem prêmios de risco positivos. Os agentes desejam se proteger dos riscos atrelados à queda na produção das empresas e da elevação do prêmio de risco de crédito corporativo, agravado pelo aumento de incertezas. *UTS* possui sinal negativo, indicando que uma queda no retorno do título público de longo prazo levaria os agentes ao mercado acionário em busca de maiores retornos, impulsionando assim o preço dos ativos mais arriscados. Infere-se dos prêmios de risco negativos associados às variáveis que medem a inflação (*UI* e *DEI*), que há uma tendência de proteção contra variações tanto no nível de preços como contra erros nas estimações (movimentos inesperados).

2.5. Modelo APT estimado por uma regressão multivariada não linear

McElroy e Burmeister (1988) introduziram uma versão do modelo APT estimado por um método de regressão multivariada não linear, impondo as exatas restrições ao modelo e obtendo, conjuntamente, estimadores tanto para sensibilidade como para prêmio de risco para os ativos. O modelo apresentado é uma alternativa à análise de Fama e MacBeth (1973) e visa a corrigir os problemas de robustez dos estimadores.

Inicialmente McElroy e Burmeister (1988) apontam os problemas em estimar os prêmios de risco (λ) regredindo, em *cross-section*, as sensibilidades dos fatores (β) contra os retornos mensais dos ativos. Se os resíduos não forem normais, as propriedades dos betas são desconhecidas. Não se garante que os fatores e os respectivos prêmios de risco serão os mesmos para diferentes portfólios. Por fim, os λ e os sinais dos fatores não possuem uma interpretação econômica direta.

Diferentemente da estimação em dois estágios de Fama e MacBeth (1973) utilizada por Chen et al. (1986) e outros autores, os resultados de McElroy e Burmeister (1988) não incorrem em erros em variáveis. Por serem estimados por mínimos quadrados os

estimadores obtidos são consistentes e obedecem, assintoticamente, a uma distribuição normal. Os prêmios de risco são estatisticamente diferentes de zero (individual e conjuntamente) para cada variável explicativa do modelo, atendendo as restrições do modelo APT.

Para escrever o APT na forma multivariada, McElroy e Burmeister (1988) substituem (3) em (2), mantendo os mesmos pressupostos assumidos até aqui e tomando λ_j constante ao longo do tempo para cada fator j . Temos, portanto, que:

$$R_i(t) = \lambda_0(t) + \sum_{j=1}^k \lambda_j \beta_{ij} + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} \delta_j(t) + \epsilon_i(t) \quad (7)$$

Assumindo ρ_i como o retorno em excesso do ativo i e reescrevendo (3) para utilizar a técnica *Nonlinear Seemingly Unrelated Regression* (NLSUR) de Gallant's (1975), temos:

$$\rho_i(t) \equiv R_i(t) - \lambda_0(t) = \sum_{j=1}^k (\lambda_j i_t + \delta_j(t)) \beta_{ij} + \epsilon_i(t) \quad (8)$$

onde i_T é um vetor com T uns ("1") e as demais variáveis são vetores definidas por:

- $R_i = (R_i(1), \dots, R_i(T))'$; $i = 1, \dots, N$
- $\lambda_0 = (\lambda_0(1), \dots, \lambda_0(T))'$
- $\delta_j = (\delta_j(1), \dots, \delta_j(T))'$; $j = 1, \dots, K$
- $\epsilon_i = (\epsilon_i(1), \dots, \epsilon_i(T))'$; $i = 1, \dots, N$

A estimação segue três etapas. A primeira coincide com a utilizada por Chen et al. (1986) em que os retornos históricos do ativo i são regredidos contra os fatores escolhidos. Para isso, os $(\lambda_j \beta_{ij})$ são substituídos por um intercepto α_i . O passo seguinte é estimar a matriz de covariância dos resíduos. Por fim, executa-se a regressão não linear (ITNLSUR) interagindo a matriz de covariância dos resíduos com os parâmetros λ e β (McElroy e Burmeister, 1988).

De maneira geral, McElroy e Burmeister (1988) observaram um coeficiente negativo do *spread* entre as taxas dos títulos públicos contra os corporativos quando regredido contra o retorno em excesso das ações analisadas. Os coeficientes do índice de mercado e do *spread* entre as taxas dos títulos públicos e a taxa de juros livre de risco possuem sinal positivo. Já os fatores que representam os movimentos inesperados da inflação e da atividade econômica (vendas exceto serviços) não possuem um padrão para todas as ações estudadas.

Azeez e Yonezawa (2006) buscam nas variáveis macroeconômicas explicações para movimentos que excederam aos dos lucros e dividendos das empresas listadas. Os autores acreditam que alterações nos fundamentos econômicos do país possam explicar a bolha dos ativos mobiliários observada entre 1980 e 1989. Para extrair os efeitos desse período o modelo é aplicado para outras duas amostras, 1973 a 1979 e 1990 a 1998, pré e pós bolha, respectivamente.

Azeez e Yonezawa (2006) afirmam que em um mercado eficiente os agentes precificam as ações de acordo com suas expectativas acerca do desempenho futuro das companhias. Dessa forma, considerando o modelo de fluxo de caixa descontado, as projeções das variáveis macroeconômicas que afetam os fluxos de caixa e/ou a taxa de desconto também refletem nos preços dos ativos mobiliários.

Para evitar o problema de multicolinearidade entre as projeções das variáveis macro e os retornos dos ativos, estima-se o APT com os componentes inesperados dessas variáveis contra o retorno do ativo ou portfólio escolhido. A literatura não define qual método é utilizado pelos agentes para geração de expectativas.

Autores como McElroy e Burmeister (1988) e Priestley (1996) utilizam o filtro de Kalman para obter as projeções de mercado por ser uma metodologia considerada mais robusta. Embora menos robustos, os modelos autoregressivos, como o utilizado por Azeez e Yonezawa (2006), possuem significativo poder explicativo. O essencial é obedecer às condições de média zero e não correlação serial dos resíduos, que, por sua vez, devem ser ruídos brancos.

Em seus estudos para o mercado acionário do Reino Unido, Priestley (1996) e Antoniou et al. (1998) testam a inclusão de variáveis como movimentos inesperados em preço de commodities, vendas no varejo e taxa de câmbio. Enquanto o primeiro concentra a maior parte do estudo em analisar modelos econométricos utilizados para computar as projeções dos

agentes, o segundo apenas assume sua conclusão de que o modelo mais adequado seria o Filtro de Kalman.

Priestley (1996) encontrou sete fatores significativos pelo modelo autoregressivo, risco de *default*, inflação esperada e inesperada, produção industrial, preço de *commodities*, oferta monetária e índice de mercado. Utilizando o Filtro de Kalman, risco de *default*, taxa de câmbio, oferta monetária, inflação inesperada e índice de mercado foram as variáveis significativas.

Antoniou et al. (1998), por sua vez, observam seis fatores significantes para precificar ações negociadas no mercado inglês. Movimentos inesperados na taxa de câmbio, risco de crédito, inflação esperada (diferença em relação a Priestley (1996)) e inesperada, oferta de moeda e índice de mercado. Entretanto, apenas os três últimos apresentam prêmios de risco equivalentes para diferentes amostras de ativos.

Azeez e Yonezawa (2006) partem desses modelos já estimados, mas acrescentam outra variável, visando a adequar o modelo ao mercado japonês. Assim, as variáveis independentes do modelo são os movimentos inesperados da oferta de moeda, inflação, produção industrial, estrutura a termo da taxa de juros, taxa de câmbio e variação do índice de preço de terrenos comerciais. O componente inesperado para estrutura a termo da taxa de juros é a diferença entre a taxa de um título público de longo prazo e uma taxa de curto prazo (*overnight*). Essa variável é apresentada em nível, sem a necessidade de aplicar a primeira diferença, como é feito com as demais variáveis explicativas.

A variável dependente do modelo é o retorno total em excesso do portfólio industrial da bolsa de Tóquio. Os ativos são ajustados pelos dividendos e subtraídos pela taxa de juros livre de risco. Das seis variáveis explicativas, quatro foram significativas em todos os períodos analisados: oferta monetária, inflação, taxa de câmbio e produção industrial. A estrutura a termo da taxa de juros foi significativa apenas na década de 80, período de baixas taxas de juros. Já o preço de terrenos não impactou de maneira significativa em nenhum período da amostra. Ao retirar esse fator da análise e estimar o modelo por ITNLSUR, Azeez e Yonezawa (2006) obtêm um resultado mais robusto, aumentando o poder explicativo da estrutura a termo da taxa de juros. Os sinais dos prêmios de risco se mantiveram estáveis ao longo do tempo, embora seus valores tenham aumentado durante a bolha e no período subsequente, no qual também se observou maior variância das variáveis macroeconômicas.

2.6. Aplicações empíricas mais recentes da APT com variáveis macroeconômicas

Malhotra (2010) estimou um modelo autorregressivo para 22 ativos listados no mercado americano utilizando variáveis macroeconômicas e índices financeiros das companhias. Para o período de 2000 a 2005 foram testados fatores que impactam no mercado como um todo: índice de inflação, oferta monetária, produção industrial, preço do petróleo, prêmio de risco corporativo, índice de mercado, fator tamanho (retorno de ações de empresas com menor capitalização descontado do de empresas maiores), taxa de câmbio e diferencial de juros de longo e curto prazo. As variáveis específicas a cada ativo são: número de negócios, razão preço sobre lucro (PE) e valor de mercado da companhia.

Os resultados de Malhotra (2010) confirmam que todos os ativos são positivamente correlacionados com o índice de mercado, mas as demais variáveis possuem coeficientes com sinais diferenciados por setor de atuação das empresas, ou características específicas de seus balanços ou modelos de negócio. O preço do petróleo foi positivamente correlacionado com empresas exploradoras da commodity e negativamente correlacionado com as demais. Taxa de câmbio, diferencial de juros e prêmio de risco apresentaram resultados variados. O volume de negócios foi significativo para metade da amostra e, na maioria, negativamente correlacionado com o retorno dos ativos, indicando que grandes operações, em geral, antecipam quedas no valor das empresas. O PE foi significativo e com coeficiente positivo para 13 empresas, indicando ser uma variável que antecipa um aumento de valor da companhia. O valor de mercado das companhias apresentou coeficiente positivo para ativos de grandes empresas e negativo para as médias, implicando, *coeteris paribus*, em menores retornos para as companhias médias que aumentarem sua capitalização.

Ao analisar as séries temporais Malhotra (2010) encontrou poucos ativos para os quais a inflação, oferta monetária, produção industrial e diferencial de juros foram significantes. Sabendo que as variâncias dos demais fatores explicaram, em média, 41% das variâncias dos ativos selecionados, pode-se extrair que, entre 2000 e 2005, portfólio de mercado, preço do petróleo, taxa de câmbio e indicadores financeiros das empresas explicaram melhor o desempenho das companhias que as variáveis representativas do setor real da economia americana.

Kristjanpoller e Morales (2011) aplicaram o APT para o mercado chileno utilizando fatores macroeconômicos observados que auxiliaram a aprimorar o modelo para o caso brasileiro. Foram utilizadas as taxas de juros de curto (90 dias) e longo prazo (10 anos), índice de preços ao consumidor e portfólio de mercado. De maneira inovadora, Kristjanpoller e Morales (2011) substituíram a produção industrial pelo índice mensal de atividade econômica (semelhante ao IBC-Br), que mede o desempenho dos diversos setores da economia e acrescentaram o preço do cobre, dada a importância da exportação do produto para a economia chilena.

Os resultados de Kristjanpoller e Morales (2011) indicam que o portfólio de mercado, o índice de preços ao consumidor e o preço do cobre explicam, de maneira geral o comportamento das ações selecionadas. O primeiro e o último contribuindo positivamente para a rentabilidade dos ativos mobiliários enquanto que a inflação tem efeito inverso. Os demais fatores, embora significantes para a maioria dos ativos, possuem interpretação relativa a cada empresa. Aplicando a segunda etapa do modelo de Fama e MacBeth (1973), Kristjanpoller e Morales (2011) obtêm prêmios de risco estatisticamente diferentes de zero para o índice de atividade econômica, a inflação e o preço do cobre.

Králík (2012) testou a capacidade de variáveis macroeconômicas explicarem o desempenho de dois índices da Bolsa de Valores de Bucareste – BET e o BET-FI (apenas empresas financeiras). Foram incluídas na análise produção industrial, inflação (para o consumidor e para o produtor), taxa de câmbio (leu romeno contra o euro), reservas internacionais no Banco Central Romeno, taxa de juros interbancária, taxa de juros oficial, oferta monetária, preço do petróleo (WTI), preço do ouro, taxa de juros de títulos de 3 meses e 10 anos do Tesouro americano e o índice de ações globais do banco Morgan Stanley (MSCI).

Usando o procedimento de *stepwise*, em que as variáveis são selecionadas automaticamente por ordem de significância estatística, Králík (2012) definiu como variáveis explicativas: taxa de câmbio, taxa de juros interbancária, MSCI, WTI e preço do ouro para o índice do setor financeiro (BET – FI) e as mesmas variáveis acrescidas da taxa de juros dos títulos com maturidade de 3 meses para o BET.

Duas constatações de Králík (2012) são especialmente importantes para o presente estudo. Primeiramente, as variáveis mais relevantes para explicar o mercado local são

negociadas internacionalmente, com exceção da taxa de juros interbancária e da taxa de câmbio. Em segundo lugar, existe uma mudança no perfil dos investidores desde a crise financeira de 2008, que abandonaram investimentos mais arriscados, como ações de empresas de países emergentes, e direcionaram seus recursos para ativos mais seguros, como o ouro.

Ikoku e Okany (2014) aplicaram o modelo APT para os mercados acionários da Nigéria e África do Sul. Os autores buscaram explicar as variações mensais dos portfólios de mercado (NSE – Nigéria e JALSH – África do Sul) pelo comportamento da inflação, da taxa de câmbio, dos preços do petróleo (Brent) e do ouro e das taxas de juros do interbancário e de títulos públicos de longo prazo (vencimento de 10 anos).

Para o período entre janeiro de 2008 e dezembro de 2012, Ikoku e Okany (2014) encontraram dois fatores igualmente significantes para os dois países, a taxa de câmbio (sensibilidade negativa) e o preço do petróleo (sensibilidade positiva). Apesar da discussão ser restrita, os coeficientes obtidos estão alinhados com o esperado para economias emergentes e exportadoras de petróleo, caso da Nigéria. Os agentes respondem positivamente em relação ao aumento de preços desse ativo e negativamente à depreciação das moedas locais que, embora facilitem as exportações, reduzem os ganhos dos investidores estrangeiros.

O preço do ouro, no entanto, se mostrou significativo apenas para o mercado nigeriano, cujo coeficiente negativo indica que o ativo é utilizado por investidores estrangeiros como *hedge* contra a volatilidade do mercado local. Mas a falta de significância sobre o mercado acionário sul-africano mostra que mesmo o país sendo importante exportador desse metal, isso não influencia, de maneira geral, na precificação das ações negociadas no mercado local.

Como será exposto posteriormente, o APT é criticado por resultados empíricos controversos. Como exemplo, pode-se citar Iqbal et al. (2012) e Gul e Khan (2013) que encontram resultados antagônicos para o mercado Paquistão. Iqbal et al.(2012) analisam 26 ativos em um período mais recente, de 2004 a 2008, e encontram quatro variáveis significativas (inflação, taxa de câmbio, oferta monetária e preço do petróleo). Gul e Khan (2013), no entanto, refutam a aplicação da teoria para o mercado local ao estudarem 37 ações no período entre 2000 e 2005 contra as variáveis de oferta monetária, taxas de juros e taxa de câmbio.

A controvérsia dos resultados, no entanto, conduz ambos os trabalhos à mesma conclusão. A literatura carece de novos estudos, visto que a maior quantidade de estudos pode conduzir a identificar os fatores determinantes para o mercado local.

2.7. Estudos para o Brasil

O modelo APT foi pouco utilizado para estudos empíricos de precificação de ativos que avaliem o mercado Brasileiro. Destacam-se os estudos de Schor et al. (1998) e de França et al. (1999). Enquanto o primeiro aplica o modelo com variáveis macroeconômicas, o segundo busca fatores calculados estatisticamente para explicar o movimento de ações.

Schor et al. (1998) separaram, por setor de atuação, 39 ações negociadas na bolsa de valores de São Paulo (Bovespa) em 10 grupos e estimaram os retornos médios mensais no período de janeiro de 1987 a novembro de 1997 contra os fatores econômicos já difundidos na literatura internacional.

Para capturar o valor projetado para produção industrial, os autores elaboraram um modelo estrutural univariado. Com algumas adaptações Schor et al. (1998) seguem Chen et al. (1986) e calculam duas séries para inflação. A primeira projetando o nível de preços com seis fatores estocásticos incluindo *dummies* nos períodos referentes aos planos de estabilidade econômica e subtraindo do valor realizado. Alternativamente, calculam a diferença entre as taxas do CDB (pré-fixado) e do CDI (*overnight*), assumindo-a como erro de projeção de inflação dos agentes.

Em razão da falta de dados para taxa de juros de títulos corporativos no Brasil, Schor et al. (1998) utilizaram como *proxy* de risco de crédito a série normalizada da diferença entre a taxa de juros de capital de giro e o CDI acumulado no mês. A taxa de juros real foi mensurada pela diferença entre o CDI e a inflação esperada.

Os fatores do modelo de Schor et al. (1998) são significantes para todos os grupos analisados. Foi observada uma correlação positiva entre as taxas de juros e os retornos da maioria dos grupos. Durante o período de alta inflação, muitas empresas brasileiras obtiveram ganhos financeiros que superavam a baixa rentabilidade operacional, o que impulsionava o preço das ações. Os componentes que mensuram a inflação esperada foram significantes para

a maior parte da amostra, indicando que uma inflação estimada superior à realizada reflete positivamente sobre o preço das ações, sendo que o raciocínio contrário também foi verificado.

França et al. (1999) se concentraram em estudar o comportamento dos ativos mais líquidos da bolsa de São Paulo no período posterior à estabilização econômica com a implementação do plano real. Por meio de uma análise fatorial, utilizando a técnica de principais componentes, os autores obtiveram 17 fatores explicativos para as 36 ações utilizadas. Embora a variância de tais fatores explique 85,84% da variância dos retornos dos ativos, França et al. (1999) reconhecem não ser possível identificar a natureza econômica dessas variáveis.

A tabela 1, apresentada abaixo, apresenta um resumo das variáveis utilizadas em trabalhos anteriores e que serviram de base para o presente estudo. São listadas, cronologicamente, ao lado da referência do estudo o mercado analisado e os fatores utilizados para precificar ativos selecionados.

Tabela 1 – Resumo das variáveis de estudos anteriores

Artigo	País	Variáveis explicativas
Chen et al. (1986)	EUA	Produção Industrial
		Inflação Inesperada
		Variação inesperada no risco de crédito
		Estrutura a termo da taxa de juros
		Portfólio de mercado
McElroy e Burmeister (1988)	EUA	Risco de crédito
		Taxas de juros de títulos públicos
		Portfólio de mercado
		Inflação Inesperada
		Variação inesperada na atividade
Priestley (1996)	Reino Unido	Preço de commodities
		Variação inesperada não preço de commodities
		Variação inesperada nas vendas no varejo
		Variação inesperada na taxa de câmbio
		Inflação Inesperada
		Produção Industrial
		Risco de crédito
		Oferta Monetária
		Portfólio de mercado
		Taxa de câmbio
Bonomo et al. (1998)	Brasil	Variação inesperada da produção industrial
		Inflação Inesperada
		Risco de crédito
		Taxa de juros real
Antoniou et al. (1998)	Reino Unido	Variação inesperada na taxa de câmbio
		Risco de crédito
		Inflação esperada
		Inflação Inesperada
		Oferta Monetária
		Portfólio de mercado
Azeez e Yonezawa (2006)	Japão	Variação Inesperada na oferta monetária
		Variação Inesperada na Produção Industrial
		Inflação Inesperada
		Variação inesperada da estrutura a termo da taxa de juros
		Variação inesperada na taxa de câmbio
		Variação nos preços de terrenos comerciais

Elaboração própria.

Tabela 2 – Resumo das variáveis de estudos anteriores, continuação.

Malhotra (2010)	EUA	Portfólio de mercado
		Preço do petróleo
		Taxa de câmbio
		Diferencial de juros
		Prêmio de risco corporativo
		Volume de negócios
		Razão preço sobre lucro (PE)
		Valor de mercado da empresa
Kristjanpoller e Morales (2011)	Chile	Taxas de juros de curto prazo
		Taxas de juros de longo prazo
		Inflação
		Portfólio de mercado
		Índice Mensal de atividade econômica
		Preço do Cobre
Králík (2012)	Romênia	Produção industrial
		Inflação
		Taxa de câmbio
		Reservas internacionais
		Taxa de juros interbancária
		Taxa de juros oficial
		Oferta Monetária
		Preço do petróleo
		Preço do ouro
		US Treasury (3 meses e 10 anos)
		MSCI global
Iqbal et al.(2012)	Paquistão	Inflação
		Taxa de câmbio
		Oferta Monetária
		Preço do petróleo
Gul e Khan (2013)	Paquistão	Oferta Monetária
		Taxa de câmbio
		Taxa de juros
Ikoku e Okany (2014)	Nigéria e África do Sul	Inflação
		Taxa de câmbio
		Preço do petróleo
		Preço do Ouro

Elaboração própria.

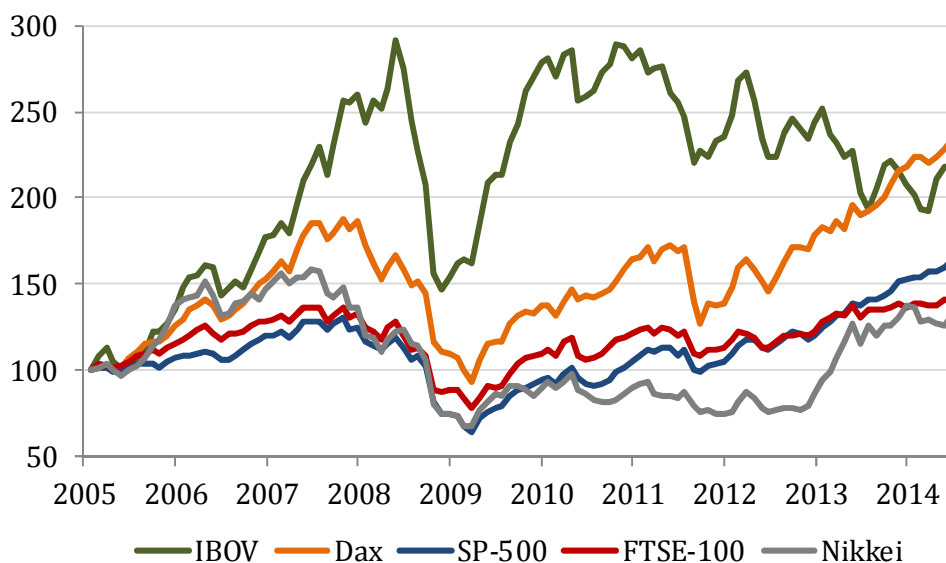
3. Os mercados acionários internacional e brasileiro

3.1. Resumo do desempenho dos principais mercados acionários globais

A presente seção procura apresentar um panorama do desempenho dos principais mercados acionários globais. Observa-se um comportamento análogo entre os índices de mercado das principais bolsas de valores internacionais: Dax: Alemanha, S&P-500: Estados Unidos, FTSE-100: Inglaterra, Nikkei: Japão e do índice brasileiro - o Ibovespa. A trajetória de valorização foi interrompida em 2008 pela crise financeira iniciada no mercado norte-americano. A recuperação, iniciada em 2009, foi intensificada com os programas de afrouxamento monetário dos principais bancos centrais do mundo: Bank of England – BoE e, especialmente, Federal Reserve dos Estados Unidos – Fed.

Embora tenham se recuperado do período mais agudo da crise, os mercados têm seguido trajetórias diferentes. Enquanto as bolsas norte-americana, alemã e inglesa têm mantido forte correlação e seguem em vigorosa valorização, a bolsa brasileira que, atingiu o patamar máximo no período anterior à crise, apresenta trajetória de desvalorização. A bolsa japonesa destoa ainda mais das demais, vindo a se recuperar dos efeitos negativos da crise apenas com a aplicação da política monetária expansionista não convencional, semelhante à adotada pelo Fed e pelo BoE, com taxas de juros perto de zero e compra de ativos financeiros (ampliação da base monetária). A figura 1 abaixo apresenta as trajetórias dos principais índices.

Figura 1 – Principais índices de bolsas de valores; média de janeiro de 2005 = 100; de janeiro de 2005 a agosto de 2014.



Fonte: Bloomberg; Elaboração própria.

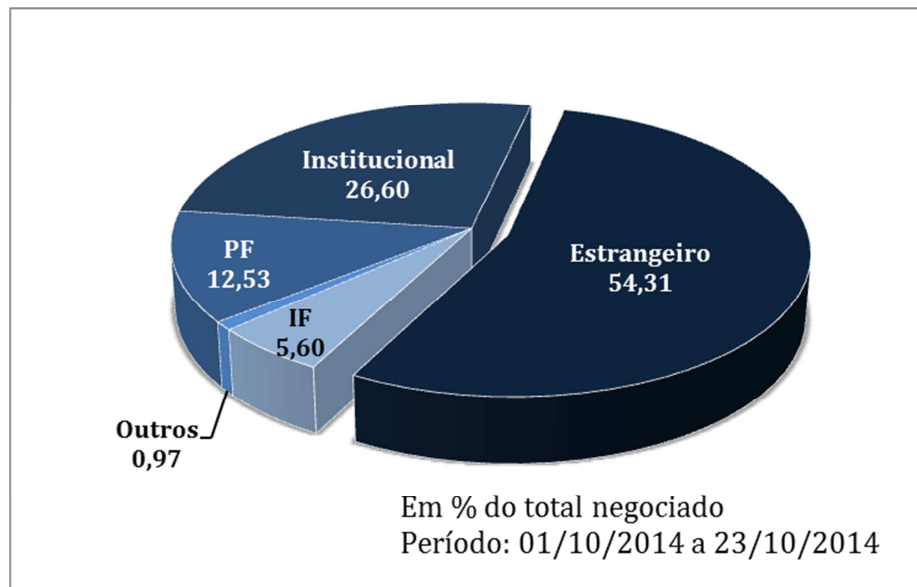
3.2. O mercado acionário brasileiro e a BMF&Bovespa

O primeiro espaço criado para negociação de valores mobiliários no Brasil foi a Bolsa de Valores do Rio de Janeiro, cujas operações se iniciaram em 1845. Posteriormente, em 1890, foi criada a Bolsa Livre precursora da Bovespa que apenas a partir da década de 1960 passou a ter características institucionais de Bolsa de Valores. A BM&FBOVESPA S.A. — Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros foi criada em maio de 2008 com a integração da BM&F (bolsa de derivativos) e da Bovespa (bolsa de ações) e é, desde o ano de 2000, a única bolsa de valores mobiliários em funcionamento no Brasil.

Com 365 empresas listadas e valor bursátil de R\$2,426 trilhões (outubro de 2014), a bolsa de São Paulo é a principal bolsa da América Latina e uma das mais importantes do mundo. Em outubro de 2014 foram negociados R\$4,926 trilhões na BMF&Bovespa entre ativos em pregão eletrônico, mercado de balcão organizado e outros. A Figura 2 abaixo apresenta a distribuição da participação dos investidores na bolsa de valores de São Paulo. O resultado é obtido pela soma do volume de operações de compra e venda de cada investidor dividido pelo volume total de negócios no dia. Embora a figura retrate apenas o período

acumulado de outubro, é uma boa estimativa do que se é observado historicamente na Bovespa.

Figura 2 – Participação dos investidores nas negociações da Bovespa.



Fonte: BMF&Bovespa; Elaboração própria

O índice Ibovespa é a carteira teórica que busca retratar o comportamento médio do mercado acionário brasileiro. Composto pelos ativos mais negociados e com maior representatividade no mercado brasileiro, o índice apresentou, em outubro de 2014, capitalização de R\$1,979 trilhão (aproximadamente 82% do valor total das ações listadas). O Ibovespa é ponderado pelo valor de mercado dos papéis em circulação das empresas que o compõe e limitado pela liquidez dos mesmos.

4. Relevância do Estudo

4.1. Por que estudar a APT?

Munshi (2014) afirma que a teoria de precificação por arbitragem surgiu como uma alternativa mais robusta que o CAPM. Entretanto, os problemas de utilizar mais de uma variável, especialmente, o de multicolinearidade, têm reduzido o número de pesquisas baseadas no modelo APT. O autor ressalta que as divergências entre os testes empíricos, em que os autores se basearam em suas respectivas intuições fracassaram na consolidação de um modelo para o APT.

A despeito dessa e de outras críticas, o modelo APT foi escolhido para o presente estudo por possibilitar explicar movimentos de ativos ou portfólios por variáveis do setor real da economia. As variáveis macroeconômicas refletem, de maneira agregada, o desempenho dos agentes econômicos de determinada economia. Da mesma forma, influenciam a tomada de decisão das empresas no que diz respeito à ampliação ou redução da capacidade produtiva, à contratação ou demissão de trabalhadores, entre outras. Portanto, é esperado que indicadores como produção industrial, vendas no varejo, inflação, taxas de juros, entre outros, afetem os preços das ações.

Diferentemente do exposto por Munshi (2014), as aplicações do APT com variáveis macroeconômicas seguem dois caminhos, o de utilizar variáveis que influenciam o fluxo de caixa das empresas para explicar o comportamento de seus ativos e, alternativamente, o de buscar variáveis que influenciam as decisões dos investidores.

O fato de não haver a consolidação de um modelo único se dá pela disparidade entre os modelos de negócios das empresas e a própria alteração na conjuntura. Adicionalmente, nada garante que a resposta de uma empresa a certo fator macroeconômico se sustentará em um ambiente conjuntural distinto. Justamente isso leva a modelos com resultados diversos para as mesmas variáveis ou a significância de diferentes variáveis. Aqui se torna importante a intuição do pesquisador, que analisa a conjuntura e enumera uma série de fatores macroeconômicos que tendem a influenciar os fluxos de caixa das empresas ou o comportamento dos investidores.

Munshi (2014) afirma que após o seu período áureo (entre as décadas de 1970 e 1980) a utilização da teoria de precificação por arbitragem foi reduzida. Entretanto, como apontado na revisão da literatura, existe uma diversidade de trabalhos recentes principalmente para mercados emergentes. Desta forma, o presente estudo utiliza o modelo para o mercado brasileiro. Tal teoria possibilita associar a teoria econômica e a intuição dos pesquisadores para identificar quais fatores observáveis influenciam os preços dos ativos negociados na bolsa brasileira. Será investigado se fatores que influenciam os fluxos de caixa das empresas, ou que determinam as tomadas de decisões dos investidores são significantes na precificação de ativos.

4.2. Importância da aplicação do estudo para o mercado brasileiro

O modelo APT ainda possui poucos estudos empíricos para o mercado acionário brasileiro. Será aplicado um modelo APT com variáveis macroeconômicas em um período de estabilidade econômica, posterior ao plano real.

A consolidação do plano real ao longo da década de 1990 e, posteriormente, a forte alta nos preços das commodities, o reequilíbrio do balanço de pagamentos e da dívida externa, o aumento da renda, entre outros fatores, contribuíram para o fortalecimento da economia local e recuperação da confiança dos agentes. O bom desempenho do setor real da economia brasileira foi acompanhado de uma forte tendência de alta nos ativos financeiros negociados na bolsa de valores, com conseqüente crescimento do volume de negócios e de capital negociado no mercado acionário brasileiro.

Com esse cenário torna-se interessante investigar se há correlação entre a economia real e a precificação das ações negociadas na bolsa de valores de São Paulo, a Bovespa. Como mencionado, a APT permite buscar em fatores econômicos explicações para as variações de preço de um ativo ou portfólio. Assim, espera-se avaliar quais variáveis observáveis são determinantes para precificação dos principais ativos no mercado acionário brasileiro. Individualmente, cada ativo responderá a esses fatores de maneira diferente, mas este estudo possibilitará uma visão geral de como se comportam as ações ante a conjuntura nacional e internacional.

5. Modelo Econométrico

5.1. Seleção de variáveis

As variáveis explicativas têm base nos estudos anteriores e na visão dos autores de fatores que influenciam as decisões dos agentes na precificação dos ativos refletindo diretamente sobre o índice Ibovespa. Mesmo os trabalhos mais recentes seguem Fama e MacBeth (1973) e McElroy e Burmeister (1988) utilizando Mínimos Quadrados Ordenados (MQO) para estimar o impacto das variáveis macroeconômicas sobre determinado ativo ou portfólio. Da mesma forma será empregado o MQO no presente trabalho, utilizando a variação das médias mensais do Ibovespa descontada do retorno acumulado no mês do CDI como variável dependente. Em razão da utilização de dados macroeconômicos de frequência mensal, se torna necessário adequar os retornos do ativo objeto. Utiliza-se a média mensal a fim de evitar que oscilações anormais e pontuais distorçam o modelo.

O período do estudo vai de janeiro de 2005 a agosto de 2014, completando 116 observações. O início se dá em 2005 em razão do início de algumas séries. Encerra-se em agosto de 2014, por ser a data mais recente em que possuímos os dados analisados. Foram testadas séries temporais mensais e diárias. Assim como em Schor et al. (1998), foi utilizado o *software Eviews 7*, em razão da maior familiaridade do autor e do professor orientador com este pacote econométrico.

A fim de encontrar fatores macroeconômicos que explicam o movimento do Ibovespa seguiu-se a literatura e foram testadas variáveis referentes ao Brasil e ao exterior. Para o Brasil empregaram-se indicadores de atividade econômica, inflação, taxa de juros, prêmio de risco corporativo e, de maneira inovadora, fluxo de capital estrangeiro aplicado em ações. Para mensurar efeitos da conjuntura internacional foram testadas taxas de juros, taxa de câmbio, índice da bolsa de Nova Iorque, índice de volatilidade de ações e preço de commodities.

Aplicaram-se modelos autoregressivos sobre as séries mensais para obter o erro de projeção. Também foram testadas as variações mensais das séries calculando-as pelo logaritmo natural da razão entre o dado em t e em $t-1$ (onde t é o período corrente e $t-1$ o imediatamente anterior).

Para as séries diárias de preços de ativos, foi calculada a média mensal das respectivas cotações e posteriormente a variação entre essas médias, da mesma forma que para as séries mensais. Calculou-se a média mensal de forma a evitar que movimentos pontuais em determinados dias do mês prejudiquem o modelo. A média dilui esse efeito pontual sem incorrer em perda de informação. As taxas de juros, por sua vez, foram testadas acumuladas no mês e no ano.

A variável dependente é o retorno do índice Ibovespa ajustado em relação à distribuição de dividendos e em excesso à taxa do CDI *overnight* acumulada no mês. As séries foram extraídas da plataforma Bloomberg.

5.1.1. Atividade econômica

As séries inicialmente estudadas foram: os índices de produção industrial e vendas no varejo, ambos divulgados com ajuste sazonal pelo IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e obtidas pelo Ceic Data. Inesperadamente, tais fatores foram não significantes, nos levando a procurar *proxys* para o desempenho da atividade econômica do Brasil. A primeira opção foi utilizar o IBC-Br, calculado pelo Banco Central do Brasil com ajuste sazonal, mas o coeficiente com sinal negativo obtido na estimação, não condiz com a teoria econômica e, portanto, não foi incluído no modelo.

A busca por séries alternativas se estendeu pelas variáveis:

- Consumo de eletricidade no Brasil em suas subdivisões (fonte: Eletrobras; banco de dados: IpeaData)
 - por todas os setores;
 - pela indústria e;
 - pelo comércio.
- Índice de Confiança da Indústria da FGV - Fundação Getúlio Vargas - e suas aberturas (fonte: FGV):
 - Situação Atual e;
 - Expectativas.

- Nível de Utilização da Capacidade Instalada – NUCI (banco de dados: IpeaData)
 - para o Brasil (fontes: CNI – Confederação Nacional da Indústria e FGV) e;
 - para o estado de São Paulo (fonte: Fiesp – Federação das Indústrias do Estado de São Paulo).
- Índice de Confiança do Consumidor, (fonte: Fecomércio/SP – Federação do Comércio do Estado de São Paulo; banco de dados: IpeaData)

Nenhuma das séries se mostrou significativa, e com coeficiente com sinal que faça sentido econômico. A inclusão desses fatores, em conjunto ou separadamente, muitas vezes diminuía o poder de explicação do modelo.

5.1.2. Inflação

O erro de projeção dos agentes para inflação foi calculado pela diferença entre taxas de juros flutuantes (CDI) e pré-fixadas (CDB), semelhante à metodologia introduzida por Schor et al (1998). No entanto, o coeficiente foi positivo, o oposto do esperado, e sua contribuição muito limitada, por isso optamos por excluí-lo do modelo.

Para medir efeitos da inflação sobre o Ibovespa, foram testados dois índices de preços o oficial, divulgado pelo IBGE, o IPCA (Índice de Preço ao Consumidor Amplo) e o divulgado pela FGV, o IGP-M (Índice Geral de Preços do Mercado). Ambos apresentaram coeficiente negativo, como esperado, mas não se mostraram significantes. Os dados foram extraídos do SGS (Sistema Gerador de Séries Temporais) do Banco Central do Brasil.

5.1.3. Taxas de juros e prêmio de risco corporativo

Assim como em Schor et al (1998), a taxa de juros livre de risco utilizada foi o CDI (Certificado de Depósito Interbancário) *overnight*. Seguindo o proposto por McElroy e Burmeister (1988), a taxa básica de juros foi descontada da variável dependente para

estimação do modelo. A adição de outras variáveis que meçam o efeito da taxa de juros sobre o Ibovespa seria redundante.

Para mensurar o risco corporativo, seguimos Schor et al (1998) e descontamos a taxa de média de capital de giro das empresas da taxa de CDI acumulada no mês. No entanto, não houve significância para a série. Assim como o CDI, as séries de CDB e da taxa média de capital de giro foram obtidas no SGS.

5.1.4. Dados para conjuntura internacional

As séries diárias para conjuntura internacional são: índice de preços de commodities CRB, cotação da taxa de câmbio (R\$/US\$), índice S&P-500 da Bolsa de Nova Iorque, índice de volatilidade da Bolsa de Nova Iorque (VIX), preço do petróleo WTI, taxas de juros dos mercados interbancários europeu e de Londres, Euribor e Libor, respectivamente. Dessas apenas as quatro primeiras se mostraram significantes e tiveram sinais com sentido econômico. Todas foram obtidas pela plataforma Bloomberg.

Em razão da grande participação da Vale e da Petrobras no Ibovespa, testamos a significância dos principais elementos de seus fluxos de caixa, os preços do minério de ferro exportado e do petróleo (WTI – *West Texas Intermediate*, e ICE Brent), respectivamente. Na ausência de uma série temporal extensa para o preço do minério, este foi estimado pela razão entre a série de valor das exportações e a de volume exportado, obtendo uma *proxy* para o preço de exportação do produto *FOB (Free on Board)*. Para o petróleo seguimos a métrica utilizada para as demais variáveis diárias.

Contrariando o esperado, nem o preço do petróleo, nem o do minério de ferro foram significantes. Acreditava-se que os elementos mais relevantes dos fluxos de caixa das principais empresas do índice Ibovespa fossem correlacionados com o retorno mensal do mesmo. Embora seja necessária uma avaliação individual das empresas para indicar o real motivo dessa disparidade, pode-se inferir que fatores políticos e de gestão tenham influenciado mais que os elementos determinantes do fluxo de caixa.

As taxas de juros internacionais Euribor e Libor foram significantes quando adicionadas ao modelo separadamente. Entretanto, os coeficientes de ambas foram positivos,

o oposto do esperado. Acreditava-se que as fortes quedas dessas taxas devido ao afrouxamento monetário observado em seus mercados contribuiriam para o mercado acionário brasileiro de duas formas. Primeiramente liberando capital financeiro em busca de maiores retornos e, em segundo lugar, facilitando e barateando o crédito para empresas brasileiras. Por não conseguir explicar a razão desse sinal positivo, optamos por não acrescentar nenhuma das variáveis ao modelo, apesar de contribuírem marginalmente para os testes de robustez.

5.2. Resultados

O movimento diferente da bolsa brasileira em relação a seus pares internacionais motivou a escolha de variáveis que pudessem explicar o comportamento das principais ações listadas no mercado brasileiro e ajudar a entender o porquê dessa divergência. Como exposto na seção anterior, a análise inicia-se por variáveis do setor real da economia e segue por outras que retratam a conjuntura internacional.

Abaixo segue uma tabela resumindo as variáveis significativas utilizadas no modelo precedidas pela variável dependente. Posteriormente é apresentado o resultado do modelo estimado e os principais testes de robustez.

Tabela 3 – Variáveis significativas no modelo

Variável	Indicador e Metodologia
IBOV_CDI_MEDIA_MOM	Variação das médias mensais do índice Ibovespa da BMF&Bovespa - CDI
CRB_MoM	Variação das médias mensais do índice CRB de preço de commodities
Dolar_MoM	Variação das médias mensais da taxa de câmbio spot (R\$/US\$)
SP50_MoM	Variação das médias mensais do índice S&P-500 da NYSE
VIX_MoM	Variação das médias mensais do índice de volatilidade do S&P-500 da NYSE
IE	Contratos em aberto do Ibov Futuro detido por investidores estrangeiros

Elaboração própria

Tabela 4 – Resultado da estimação por MQO utilizando o *Eviews*

Dependent Variable: IBOV_MEDIA_VAR_CDI				
Method: Least Squares				
Date: 11/11/14 Time: 13:13				
Sample (adjusted): 2005M01 2014M08				
Included observations: 116 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,003906	0,003527	-1.107.367	0,2706
VIX_MEDIA_VAR	-0,075703	0,032094	-2.358.750	0,0201
DOLAR_MEDIA_VAR	-0,262962	0,133537	-1.969.205	0,0514
CRB_REUTERS_MEDIA_VAR	0,297997	0,099152	3.005.466	0,0033
SP500_MEDIA_VAR	0,473556	0,146118	3.240.919	0,0016
IE	2,51E-07	7,61E-08	3.294.231	0,0013
R-squared	0,635516	Mean dependent var		-0,002184
Adjusted R-squared	0,618949	S,D, dependent var		0,06039
S.E. of regression	0,037278	Akaike info criterion		-3,690479
Sum squared resid	0,152863	Schwarz criterion		-3,548052
Log likelihood	2,200478	Hannan-Quinn criter,		-3,632662
F-statistic	3,835936	Durbin-Watson stat		1,451073
Prob(F-statistic)	0,000000			

Elaboração própria

Os resultados obtidos refletem a importância do setor produtor de bens primários, as commodities, para a economia brasileira. Assim como em Ribeiro et al. (2009) a variação mensal do índice de preços CRB, preço de uma cesta de commodities calculado pela *Thonsom Reuters*, foi significante a nível de 5%, com um coeficiente representativo e positivo.

Abe (2011) encontra um elevado poder de explicação do índice CRB sobre o Ibovespa inclusive no período da mais recente crise financeira global do biênio 2008 – 2009. Dois fatores explicam tal correlação positiva, a expressiva participação de empresas exportadoras de commodities na composição do índice e a importância desses produtos para a economia brasileira. Além de gerarem renda e emprego direta e indiretamente, a exportação de commodities gera um fluxo de divisas que contribui para o balanço de pagamentos e, conseqüentemente, para o fortalecimento e estabilidade da moeda brasileira.

A perspectiva de valorização do real, por sua vez, atrai investidores estrangeiros que, em sua maioria, estão sediados nos principais centros financeiros do mundo. Estes podem ter buscado os mercados emergentes pelo *boom* das commodities na primeira década

dos anos 2000 e posteriormente buscando maiores ganhos em virtude da crise econômica e do afrouxamento monetário utilizado para minimizá-la, nos países desenvolvidos.

Seguindo esse resultado e conhecendo a elevada participação dos investidores estrangeiros na Bovespa, busca-se analisar se os investimentos desses agentes influenciam o mercado como um todo. Para isso testou-se a variável IE, que além da elevada significância, contribui para uma melhor especificação do modelo. Seu coeficiente é pequeno pois é um dado de fluxo financeiro e não seria possível calcular sua variação.

Representando as perspectivas do investidor estrangeiro sobre o mercado acionário brasileiro, a inclusão de IE se dá pela elevada participação deste investidor na Bolsa de Valores de São Paulo, como já exposto. Essa constatação implica na necessidade de identificar, quais fatores são relevantes para as alocações de capitais estrangeiros. Naturalmente, o primeiro fator a ser testado, é a taxa de câmbio.

A variação da taxa de câmbio se mostrou significativa ao nível de 5% e negativamente correlacionada com o retorno do Ibovespa. Dessa forma, o mercado acionário brasileiro cede diante de uma depreciação do Real (elevação da taxa de câmbio) e sobe quando há o movimento contrário. Para Abe (2011) a desvalorização cambial pode ser provocada por investidores estrangeiros retirando recursos alocados no Brasil, como também pode ser a causa desse movimento.

A afirmação de Abe (2011) e a correlação positiva entre o Ibovespa e o fluxo de capital estrangeiro em seu índice futuro indica que momentos de desvalorização cambial são especialmente perversos para os ativos de renda variável. Isso torna importante prolongar a discussão sobre o impacto das variações cambiais sobre o mercado acionário brasileiro.

O resultado do modelo está em linha com o encontrado por Rossi (2012), em que apesar de benéfico para o setor exportador, a depreciação cambial é prejudicial ao mercado brasileiro. Os retornos de empresas importadoras ou com elevada dependência de insumos importados e/ou que possuem uma parte substancial de dívidas expressas em dólares americanos são negativamente correlacionados com a depreciação cambial em razão do encarecimento do passivo dessas companhias.

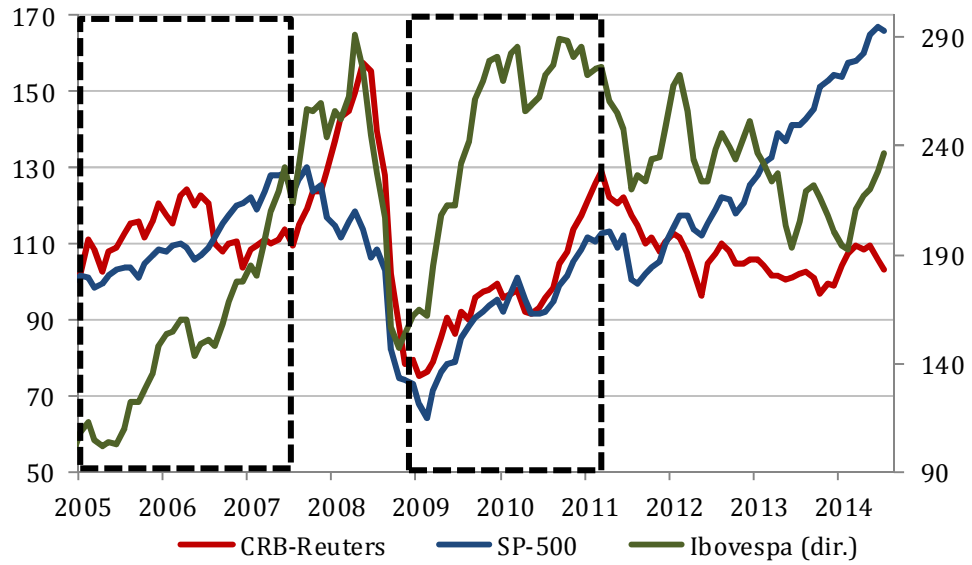
Rossi (2012) aponta que o uso de derivativos pode compensar essas perdas quando utilizado para proteger o passivo da empresa. No entanto tal correlação é não linear e expõe as empresas a riscos em momentos de forte desvalorização cambial, geralmente associados a crises internacionais. Nesses cenários há uma forte redução da liquidez no mercado de câmbio e observa-se uma intensa variação de preços, encarecendo, assim, os instrumentos de *hedge* e aumentando os riscos de contraparte. Adicionalmente, o autor não despreza o fato de algumas companhias utilizarem esses instrumentos não para proteger seus passivos e sim para especular. Nesses casos os efeitos tendem a ser mais perversos.

Embora a explicação para a correlação negativa entre a taxa de câmbio e o Ibovespa não fique clara, foram listados elementos que atestam a exposição do mercado acionário brasileiro a variações na taxa de câmbio. Isso gera indesejáveis níveis de volatilidade sobre os preços dos ativos e intensifica a importância de novos estudos sobre esse resultado, os quais, entretanto, fogem do escopo do presente trabalho.

A alta correlação positiva com o índice S&P-500 e a correlação negativa com o índice VIX confirmam a elevada exposição do mercado acionário brasileiro aos mercados internacionais. Abe (2011) afirma que o índice da bolsa de Nova Iorque captura os efeitos dos riscos sistêmicos do mercado. Entretanto, desde a crise financeira internacional de 2008 seu coeficiente se reduziu enquanto o poder de explicação da taxa de câmbio e do CRB aumentou. Isso ajuda a explicar os momentos de divergência entre o Ibovespa e os demais mercados acionários, reforçando a importância dessas variáveis para o modelo.

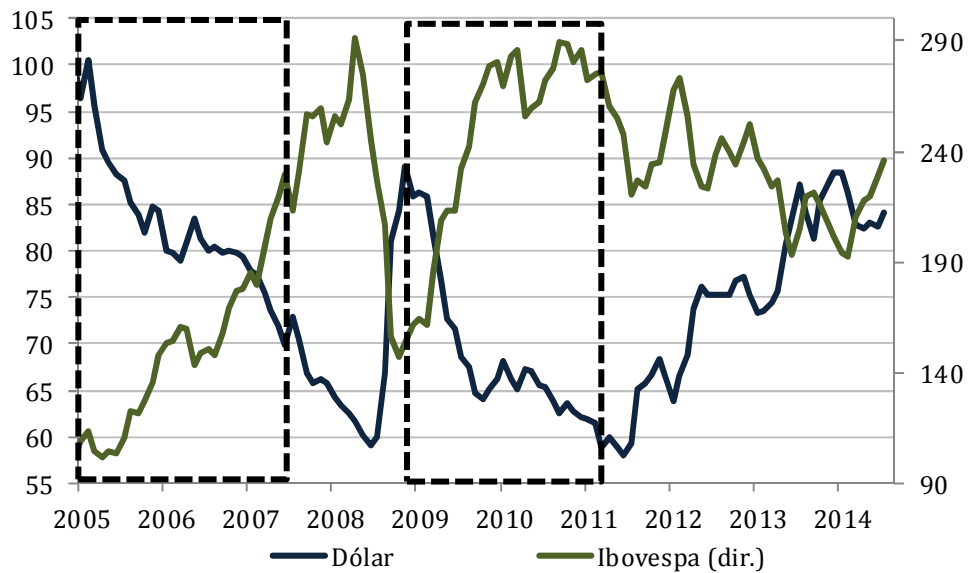
Antes da crise de 2008 e imediatamente após a mesma, observa-se uma valorização mais intensa no Ibovespa em relação ao S&P-500. Novamente o comportamento da taxa de câmbio e do CRB estão alinhados com os resultados do modelo e corroboram essa divergência. Desde meados de 2010 o contexto é outro, acompanhando a retração no preço das commodities, as principais ações brasileiras cederam enquanto o mercado americano seguiu em forte trajetória de alta. Na sequência são apresentados gráficos que ilustram essas relações em que os períodos citados estão em destaque.

Figura 3 – CRB, S&P-500 e Ibovespa; média de janeiro de 2005 = 100; janeiro de 2005 a agosto de 2014.



Fonte: Bloomberg; Elaboração própria.

Figura 4 – Taxa de câmbio (R\$/US\$) e Ibovespa; média de janeiro de 2005 = 100; janeiro de 2005 a agosto de 2014.



Fonte: Bloomberg; Elaboração própria.

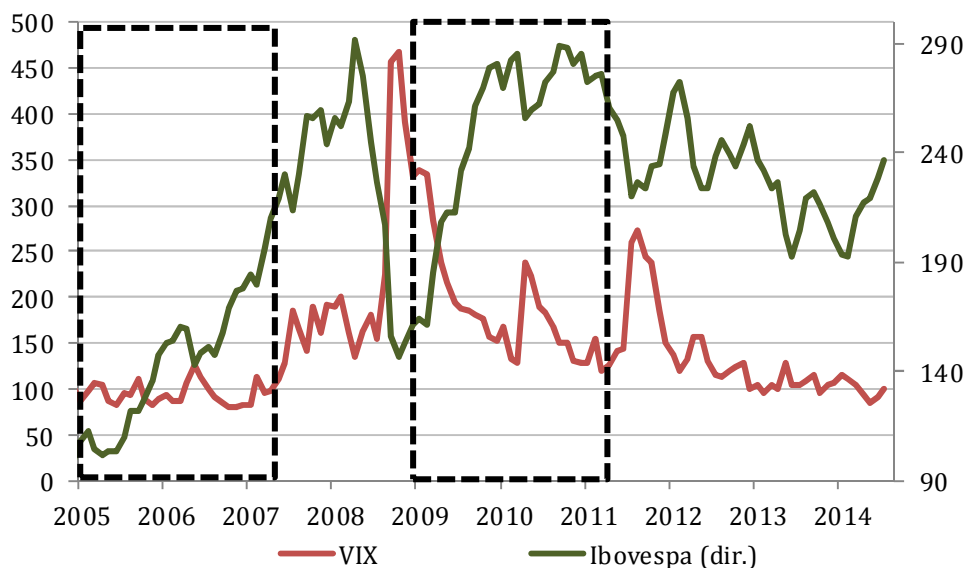
Embora na janela de tempo analisada de 116 meses entre 2005 e 2014 a variância S&P-500 tenha contribuído positiva e significativamente para a variância do Ibovespa, os movimentos recentes, como aponta Abe (2011), têm indicado uma diminuição nessa correlação. Foram apresentados argumentos para explicar esse fenômeno, mas é necessário acompanhar de perto a relação entre os dois mercados para concluir se há de fato uma inversão na correlação.

O VIX, indicador de volatilidade de mercado, foi adicionado para incluir fatores de risco sistêmico negligenciados pelo S&P-500, dada a evidência de recente diminuição em seu poder explicativo - Abe (2011). O VIX se mostrou significativo e com coeficiente negativo, contribuindo como uma medida de percepção global de risco. Quanto maior esse indicador, maior é a aversão ao risco dos investidores, o que afasta recursos aplicados na bolsa brasileira.

O VIX mede a volatilidade dos preços das ações que compõem o S&P-500. Assume-se aqui que a volatilidade, independente da forma como é calculada, é associada a uma medida de risco e, considerando que os investidores são racionais e, portanto, avessos ao risco, quanto maior esse indicador, maior a demanda por ativos de baixo risco, como os títulos públicos americanos. Da mesma forma, é menor a disposição dos agentes em assumirem investimentos mais arriscados, como a bolsa brasileira, que além do risco dos ativos, possui também o risco cambial para os investidores estrangeiros.

Estendendo a análise feita sobre a taxa de câmbio, o S&P-500 e o CRB para o VIX, observa-se que sua variação não explica de maneira substancial os momentos de divergência entre o Ibovespa e o índice da bolsa de Nova Iorque, mas é possível observar que os momentos de valorização do mercado brasileiro coincidem com aqueles em que o VIX se encontra em patamares mais baixos.

Figura 5 – VIX e Ibovespa; média de janeiro de 2005 = 100; janeiro de 2005 a agosto de 2014.

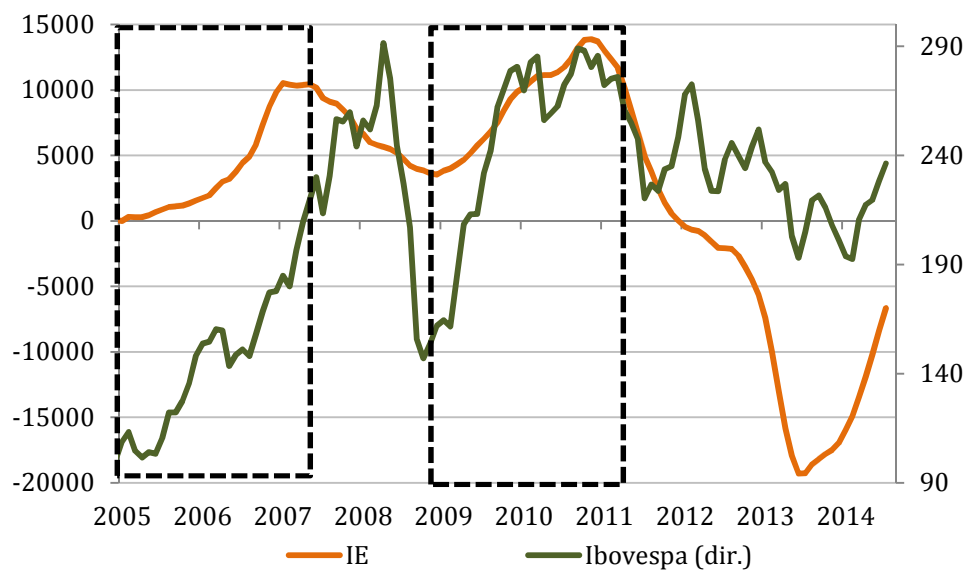


Fonte: Bloomberg; Elaboração própria.

O fato do VIX apresentar, desde 2011, trajetória descendente concomitantemente com o Ibovespa indica que, mesmo em um cenário de baixa aversão ao risco, o mercado brasileiro não tem atraído recursos financeiros. Atendo-se ao modelo pode-se deduzir que a queda do preço das commodities juntamente com a desvalorização do real ante o dólar tem levado a uma desvalorização dos principais ativos negociados na Bovespa. Nesse cenário, mesmo com baixa aversão a risco, os investidores estrangeiros estão optando em retirar seus recursos do mercado brasileiro, o que contribui, de acordo com o modelo estimado, para a queda de preço das ações brasileiras.

No gráfico abaixo a variável IE é o estoque líquido das posições dos investidores estrangeiros no índice futuro do Ibovespa. O modelo indicou que IE é positivamente correlacionada com a variável dependente e pode-se observar que assim como o CRB e a taxa de câmbio explica bem o comportamento do mercado brasileiro, mesmo em momentos em que este se destoa dos mercados internacionais.

Figura 6 – IE e Ibovespa; média de janeiro de 2005 = 100; janeiro de 2005 a agosto de 2014.



Fonte: Bloomberg; Elaboração própria.

6. Considerações finais

Apesar de nos últimos anos a economia brasileira ter mantido a estabilidade econômica e ter investido em ampliar o mercado interno, mais intensamente pelo lado da demanda, a exposição do mercado acionário local à conjuntura internacional é extremamente relevante. O presente estudo mostra que a aplicação do modelo APT ao Ibovespa indica a importância de fatores ligados à percepção de risco global e a preços de ativos negociados internacionalmente em detrimento do desempenho do setor real da economia brasileira, no que diz respeito a investimentos em renda variável.

Recentemente, observa-se uma volatilidade muito grande e uma pressão contra os mercados emergentes, inclusive o brasileiro, causada pelos temores das consequências da elevação das taxas de juros nos Estados Unidos. O efeito no Brasil, apesar de ter sido agravado pela concorrida eleição presidencial, confirma que, embora o mercado acionário local seja sólido, os determinantes mais significativos para o principal índice de ações são relacionados ao setor exportador de commodities ou à conjuntura internacional.

Pelos resultados do modelo, é possível inferir que o mercado brasileiro deve ser utilizado por muitos agentes como instrumento de diversificação ou especulação e não como investimento de longo prazo. Talvez a maior disseminação dos investimentos em ações para pessoas físicas e institucionais brasileiras contribua para mudar o padrão do investidor na bolsa de valores e, conseqüentemente, os determinantes dos preços dos ativos.

Por outro lado, os resultados obtidos podem ser reflexo dos ativos listados na Bolsa de São Paulo e, especialmente, daqueles que compõe o Ibovespa. Importantes grupos industriais e redes varejistas instalados no Brasil e que se beneficiariam de um melhor desempenho da economia local são subsidiárias de multinacionais e não têm ações negociadas na bolsa brasileira. Dessa forma, boa parte do índice de mercado é composta por ações de exploradores e comercializadores de commodities, empresas afins, bancos e empresas que fornecem serviços de utilidade pública como saneamento, energia elétrica e gás.

Ainda se tornam necessários novos estudos a fim de explorar mais profundamente a relação dos fatores macroeconômicos locais com ativos de renda variável negociados na Bolsa de São Paulo. De fato a análise aqui apresentada é generalista e cada ativo deve ser estudo dado individualmente ou agrupado por setores, pois existem fatores determinantes

específicos para cada segmento. Essa é uma grande vantagem do APT, a flexibilidade de se adaptar aos ativos a serem precificados.

Foram listados aqui, os fatores mais relevantes para os ativos mais negociados na Bovespa, ou seja, Vix, taxa de câmbio, CRB, S&P-500 e posição dos investidores estrangeiros explicam o comportamento do mercado acionário brasileiro como um todo. Para novos estudos, sugere-se aplicar o modelo APT a segmentos específicos de empresas listadas e testar tais variáveis adicionando outros fatores que sejam específicos ao setor analisado.

Anexos:

Tabela 4 – Séries utilizadas no modelo; janeiro de 2005 a agosto de 2014.

	Ibov_Media_Var_CDI	CRB_Media_Var	Dolar_Media_Var	CRB-Reuters_Media_Var	Vix_Media_Var	SP500_Media_Var
janeiro-05	-0.057939445315	-0.0172712	-0.00827576	0.013363741582	0.075599482	-0.014956438
fevereiro-05	0.070953250253	-0.00370229	-0.03527211	0.020893957998	-0.137733233	0.015303596
março-05	0.026132543530	0.026951633	0.041032867	0.085959961108	0.114269417	-0.003949946
abril-05	-0.095341927622	0.004023924	-0.050250692	-0.026562930084	0.096697652	-0.025834626
maio-05	-0.042913828004	-0.005044505	-0.051595618	-0.051805321922	-0.034578626	0.011826139
junho-05	0.008916094589	0.001761187	-0.013882629	0.046356789298	-0.162842404	0.020147227
julho-05	-0.022066452998	-0.018481481	-0.015882461	0.012726706461	-0.071559395	0.016483448
agosto-05	0.050615248423	-0.007418084	-0.00580509	0.034205836712	0.158856579	0.001662317
setembro-05	0.085390294910	0.011327173	-0.029188328	0.023041469273	-0.025272392	0.001342207
outubro-05	-0.014532176267	0.012860785	-0.015696745	0.000769049518	0.167958687	-0.028084703
novembro-05	0.028925435432	-0.000917542	-0.021148843	-0.034803935414	-0.206749612	0.037384398
dezembro-05	0.047035858259	0.01234144	0.033480296	0.038281343796	-0.075876565	0.019767734
janeiro-06	0.074026672155	0.023082104	-0.006995038	0.040019606152	0.066645536	0.013107184
fevereiro-06	0.025527097268	0.010979343	-0.050220303	-0.028718739929	0.03550801	-0.001626174
março-06	-0.008459744138	-0.001990775	-0.0033048	-0.016173863030	-0.064341716	0.013301499
abril-06	0.026199405907	0.026350855	-0.010900551	0.059118118037	0.013037315	0.006505364
maio-06	-0.016699194316	0.03459709	0.023436613	0.015905867561	0.198903161	-0.009400394
junho-06	-0.118924009121	0.005123261	0.030797472	-0.035255295885	0.157406828	-0.029004689
julho-06	0.022769711889	0.017501616	-0.025415798	0.022113861473	-0.098865025	0.005664253
agosto-06	0.004473335721	0.00888438	-0.01564268	-0.019264809209	-0.137904084	0.021129703
setembro-06	-0.031019216321	0.002170862	0.005255184	-0.092012387349	-0.091481996	0.023536368
outubro-06	0.054748489451	0.015480498	-0.008922656	-0.019246178232	-0.074798931	0.034002391
novembro-06	0.054236565555	0.021075808	0.004049871	0.021377499959	-0.044189523	0.018348777
dezembro-06	0.040314508995	0.013357363	-0.003975398	0.002139625804	0.013486583	0.01981354
janeiro-07	-0.007886881272	-0.000735203	-0.004837861	-0.064354863825	0.007088683	0.005450307
fevereiro-07	0.030147623576	0.020369026	-0.019813046	0.045003468834	0.010159954	0.014384392
março-07	-0.036616908285	0.039835003	-0.004361196	0.011052592176	0.306928845	-0.026541405
abril-07	0.078708600364	0.019579274	-0.026842836	0.017091795724	-0.159058079	0.039505752
maio-07	0.053765916535	0.02008138	-0.026141945	-0.011484330441	0.027810954	0.031930619
junho-07	0.037139969664	0.020677615	-0.023140516	0.011368515747	0.116958887	0.002216207
julho-07	0.036820758730	0.013800359	-0.027009937	0.020686934098	0.14461186	0.004095452
agosto-07	-0.084446132038	-0.011608546	0.042132354	-0.038119891082	0.370754873	-0.044431281
setembro-07	0.069427137465	0.012208705	-0.033953349	0.047741717296	-0.119873887	0.028798196
outubro-07	0.097059122711	0.007632015	-0.053072613	0.036982892752	-0.149537387	0.028019964
novembro-07	-0.012124561677	-0.003197886	-0.016595907	0.039731096793	0.291396385	-0.050808358
dezembro-07	0.007829414203	0.002643791	0.008648769	-0.001318200050	-0.166852228	0.01076826
janeiro-08	-0.071346216599	0.013023359	-0.006693108	0.040719312434	0.17595019	-0.070333015
fevereiro-08	0.039331457800	0.05839482	-0.025519885	0.059850900838	-0.014050361	-0.017480299
março-08	-0.024430678738	0.033470467	-0.011720827	0.044623207253	0.062711399	-0.028394212
abril-08	0.033850025891	0.005190592	-0.013499208	0.012970527349	-0.228696636	0.039839942
maio-08	0.094362478487	0.010430961	-0.016118364	0.031402481780	-0.163883042	0.023614816
junho-08	-0.066948673359	-0.003325403	-0.024802981	0.052703786611	0.188968339	-0.045165174
julho-08	-0.128273263856	0.001784582	-0.017009254	-0.014686742715	0.095303594	-0.064615192
agosto-08	-0.085014869108	-0.04450465	0.013356995	-0.106750588053	-0.161428487	0.019022182
setembro-08	-0.102747353697	-0.048344643	0.10987548	-0.087604736760	0.37919167	-0.051613857
outubro-08	-0.294208050592	-0.137045617	0.193554473	-0.223388546348	0.704659389	-0.228092046
novembro-08	-0.070367022013	-0.113178607	0.038803468	-0.146754472326	0.023617951	-0.092687994
dezembro-08	0.033811673725	-0.073408957	0.055120169	-0.120125870602	-0.178393643	-0.006223695
janeiro-09	0.041749233500	0.048544088	-0.03801787	0.015741357431	-0.159408891	-0.013752797
fevereiro-09	0.006696179380	-0.020766756	0.005619023	-0.057452609891	0.019668039	-0.072269921
março-09	-0.027011270717	-0.013884711	-0.003307249	0.015364462702	-0.017154482	-0.061593916
abril-09	0.127173146803	0.064252189	-0.048994678	0.033103039469	-0.162842724	0.113528986
maio-09	0.110537096008	0.056349511	-0.064180059	0.080466092180	-0.174215783	0.062007547
junho-09	0.015189916576	0.03949326	-0.054800449	0.058658479479	-0.092920767	0.025931117
julho-09	-0.007665972814	-0.003805495	-0.013216049	-0.047355409511	-0.107791625	0.01042619
agosto-09	0.077660496862	0.04471536	-0.045596839	0.065605697777	-0.032064358	0.076008452

Tabela 5 – Séries utilizadas no modelo; janeiro de 2005 a agosto de 2014. Continuação.

setembro-09	0.036829203563	-0.003552578	-0.013987617	-0.025139022529	-0.016333235	0.033910669
outubro-09	0.070986091607	5.14736E-05	-0.044635948	0.059926109551	-0.027427847	0.021884294
novembro-09	0.024328076914	0.05984305	-0.00715853	0.016500973299	-0.019518271	0.018931822
dezembro-09	0.024162754331	0.031639001	0.013776712	0.008003398243	-0.113127267	0.020295687
janeiro-10	0.000358340309	0.028085404	0.017713911	0.017371284213	-0.028480868	0.011821169
fevereiro-10	-0.045165831518	-0.024187983	0.030792562	-0.040169122939	0.087907581	-0.031114665
março-10	0.038817393191	0.036708745	-0.029332316	0.011105096813	-0.237926681	0.056135075
abril-10	0.003021150972	0.018681692	-0.016783802	0.012700772569	-0.019499864	0.038540712
maio-10	-0.115396010354	-0.021942338	0.033145162	-0.064427278424	0.605665384	-0.062243066
junho-10	0.003640289670	-0.026114676	-0.003708512	-0.005794224356	-0.065124738	-0.037771317
julho-10	0.004130670951	0.010069674	-0.022000244	0.016765837296	-0.157172068	-0.003289236
agosto-10	0.028333396587	0.054890097	-0.005710031	0.027576033023	-0.032573356	0.006902329
setembro-10	0.009703696648	0.052521791	-0.023526062	0.031349689934	-0.094362115	0.031504548
outubro-10	0.032739005371	0.032626629	-0.019883431	0.059519966385	-0.100071215	0.043170713
novembro-10	-0.011487906665	0.004290746	0.016545994	0.032588124265	-0.013720283	0.02303842
dezembro-10	-0.035689751264	0.032194787	-0.011557111	0.052039640241	-0.134339541	0.034945892
janeiro-11	0.009221701791	0.056477119	-0.010650486	0.030911224029	-0.014564977	0.032562863
fevereiro-11	-0.056295709018	0.043598529	-0.004500977	0.030453954359	0.006590805	0.029574577
março-11	0.001240277644	0.010271326	-0.005276467	0.037249031860	0.173074414	-0.012669108
abril-11	-0.005275105507	0.01628839	-0.045955447	0.025357383094	-0.243543663	0.020500721
maio-11	-0.066242457719	-0.02947153	0.018467536	-0.054492636131	0.04026603	0.005098098
junho-11	-0.032217477595	-0.002831033	-0.016817821	-0.011450266321	0.124479214	-0.038869806
julho-11	-0.040134851550	-0.007303811	-0.015547003	0.010064029806	0.003872692	0.029013521
agosto-11	-0.126173549104	-0.017186977	0.021456587	-0.038301616910	0.599838468	-0.111551019
setembro-11	0.019124139000	-0.029229096	0.094903214	-0.021426235117	0.041953827	-0.009686985
outubro-11	-0.022064407294	-0.041290132	0.008256776	-0.040916731713	-0.106820119	0.02800335
novembro-11	0.034789344589	-0.021396603	0.014088356	0.012305446796	-0.027394945	0.015777657
dezembro-11	-0.003503012566	-0.030828928	0.025542263	-0.032099047274	-0.243140002	0.013692822
janeiro-12	0.046823108667	0.014898547	-0.028751553	0.023499975265	-0.213710992	0.045020878
fevereiro-12	0.068487536758	0.021975434	-0.04069671	0.016249688336	-0.093603608	0.039137093
março-12	0.008995577897	0.005582516	0.043097672	-0.005886467006	-0.130475178	0.026811345
abril-12	-0.069461539776	-0.021958309	0.034480363	-0.038591936869	0.097500761	-0.002025458
maio-12	-0.098298767335	-0.020683021	0.068716498	-0.047259138012	0.164119256	-0.033112417
junho-12	-0.050607979104	-0.012814967	0.031491772	-0.061886965393	0.006129889	-0.01335109
julho-12	-0.007680245831	0.012810691	-0.011248368	0.081285235037	-0.184817062	0.027052251
agosto-12	0.056797973311	0.015366673	-0.000411185	0.028214141988	-0.112925985	0.031606555
setembro-12	0.025853017481	0.010656494	-0.000389618	0.022237903829	-0.026141117	0.028088258
outubro-12	-0.030813386062	-0.014528801	0.001320486	-0.020324911487	0.062848595	-0.003889174
novembro-12	-0.029027584810	-0.018180696	0.020154639	-0.030022489645	0.025819438	-0.030580953
dezembro-12	0.035111266314	0.014930891	0.003439175	-0.000756795545	0.037752683	0.019720278
janeiro-13	0.026315278862	0.002856089	-0.024153829	0.011690875203	-0.250197836	0.04004402
fevereiro-13	-0.066048460341	-0.007261167	-0.027264259	-0.000439088779	0.041154271	0.021330222
março-13	-0.024235489868	-0.003945044	0.004856941	-0.014388213609	-0.076862385	0.025150299
abril-13	-0.042552570056	-0.008197772	0.009062779	-0.025440968975	0.069347427	0.0127332
maio-13	0.006852284244	-0.004676189	0.017923178	0.000948737372	-0.034498737	0.043077512
junho-13	-0.117415306409	-0.00115651	0.064704045	-0.013877360626	0.24683955	-0.012932193
julho-13	-0.057625933401	-0.00942838	0.03455474	0.008147504770	-0.211820251	0.030362025
agosto-13	0.052708823799	0.003013789	0.041572988	0.011641125362	0.016708449	0.000849524
setembro-13	0.061939426482	-0.000959291	-0.034418678	0.001255251250	0.033357186	0.010174949
outubro-13	0.001955486051	-0.018102377	-0.033981558	-0.015583488488	0.04757244	0.019285067
novembro-13	-0.032455685464	-0.008079219	0.04790066	-0.038218079324	-0.17578952	0.036261004
dezembro-13	-0.046871475266	0.002101094	0.020797991	0.022440766171	0.09361922	0.013496225
janeiro-14	-0.041466522888	-0.004849587	0.015019312	-0.005370018561	0.003416516	0.008033596
fevereiro-14	-0.044523641841	0.017071849	-0.000572372	0.056321986480	0.08278088	-0.002924628
março-14	-0.014397840113	0.046585696	-0.023693347	0.028703265369	-0.04180107	0.025263054
abril-14	0.081653905952	0.020732695	-0.041465986	0.016789623522	-0.043993777	0.000397018
maio-14	0.022994532143	0.006731855	-0.00451344	-0.005999796701	-0.12936209	0.013587637
junho-14	0.001798412294	-0.010499562	0.006436942	0.005871727574	-0.077802681	0.029881111
julho-14	0.029608440147	-0.009188271	-0.005003425	-0.029961521687	0.063360533	0.013271183
agosto-14	0.025900101280	-0.012863229	0.019003794	-0.029102893233	0.092786279	-0.005880158

Referências Bibliográficas:

ABE, M.M., A crise de 2008 e seu impacto em países economicamente dependentes de commodities, Escola de Economia de São Paulo, 2011.

ANTONIOU, A., GARRETTE, I. e PRIESTLEY, R., Macroeconomic variables as common pervasive risk factors and the empirical content of the arbitrage pricing theory, *Journal of Empirical Finance* 5, p. 221–240, 1998.

AZEEZ, A.A. e YONEZAWA, Y., Macroeconomic factors and the empirical content of the Arbitrage Pricing Theory in the Japanese stock market, *Japan and the World Economy*, v.18, p. 568-591, 2006.

BARTLETT. M.S., The statistical conception of method factors, *British Journal of Psychology*, v. 28, p. 97-104, 1937.

BLACK, FISHER, Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *Journal of Business*, v. 45, p. 444–455, 1972.

BMF&BOVESPA, Metodologia do índice Bovespa, Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/Indices/download/Nova-Metodologia-do-Indice-Bovespa-R.pdf>, Acesso em 31 de outubro de 2014.

BMF&BOVESPA, Sítio da Holding BMF&Bovespa, Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/home.aspx?idioma=pt-br>. Acesso em 31 de Outubro de 2014.

BMF&BOVESPA, Perfil histórico da BMF&Bovespa, <http://ri.bmfbovespa.com.br/static/ptb/perfil-historico.asp?idioma=ptb>. Acesso em 31 de outubro de 2014.

BOLLERSLEV, T., Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, Amsterdã: North Holland v. 31, p. 307–327, 1986.

BROWN, S.J. e OTSUKI, T., Macroeconomic factors and the Japanese equity markets: the CAPMD project. In: Elton, E.J., Gruber, M.J. (Eds.), *Japanese Capital Markets*, Harper & Row, 1990.

BROWN, S. e WEINSTEIN, M., A new approach to testing asset pricing models: The bilinear paradigm, *Journal of Finance*, p.711–743, 1983.

CAUCHIE, S., HOESLI, M. e ISAKOV, D., The determinants of stock returns in a small open economy, *International Review of Economics and Finance*, Amsterdã: North Holland, v. 13, p. 167-185, 2004.

CHEN, N. F., ROLL, R. e ROSS, S. A., Economic Forces and Stock Market, Chicago: The University of Chicago Press, *Journal of Business*, v. 59, p. 383–403, 1986.

CHEN, S. J., e JORDAN, B. D., Some empirical tests in the arbitrage pricing theory: Macrovariables vs. derived factors. *Journal of Banking and Finance*, Amsterdã: North Holland, v. 17(1), p. 65–89, 1993.

CONNOR, G., e KORAJCZYK, R. A., A test for the number of factors in an approximate factor model, *Journal of Finance*, v. 48(4), p. 1263–1291, 1993.

DAVIDSON, R., e MACKINNON, J., Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses, *Econometrica*, v. 49(3), p. 781–793, 1981.

DYBVIIG, P. H. e ROSS, S. A., Yes, The APT is Testable, *The Journal of Finance*, Vol. 40, Hoboken: Wiley, n. 4, p. 1173-1188, setembro de 1985.

ENGLE, R. F., Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with estimates of UK inflation, *Econometrica*, v. 50, p. 987–1007, 1982.

EHRHARDT, M. C., BRIGHAM, E. F., Risk, Return, and the Capital Asset Pricing Model, In:_____, 13 ed., *Financial Management: Theory and Practice*, Mason, OH: South-Western Cengage Learning, 2011, p. 217–266.

FAMA, E.F. e MACBETH, J., Risk, return and equilibrium: some empirical tests, *Journal of Political Economy*, Chicago: The University of Chicago Press, v. 81, p. 607–636, 1973.

FAMA, E. e GIBBONS, M., A comparison of inflation forecast. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdã: North Holland, v.13, p. 327-48, 1984.

FRANÇA, C.R., RAPOSO, D. H. e AMARAL, F.H., Um teste empírico da teoria da precificação da arbitragem (Arbitrage Pricing Theory – APT) no mercado de capitais brasileiro pós-real, 1999.

GALLANT, A.R., Seemingly Unrelated Nonlinear Regressions, *Journal of Econometrics*, Amsterdã: North Holland, v.3, p. 35–50, 1975.

HAMAQ, Y., An empirical examination of the Arbitrage Pricing Theory, *Japan and World Economy*, Amsterdã: North Holland, v. 1, p. 45–62, 1988.

IKOKU, A. E. e OKANY, C. T., Did the Economic and Financial Crises Affect Stock Market Sensitivity to Macroeconomic Risk Factors? Evidence from Nigeria and South Africa, *International Journal of Business*, v. 19(3), p. 276–290, 2014.

JAVED, A. Y. Alternative Capital Asset Pricing Models: A Review of Theory and Evidence. *Working Papers & Research Reports*, RR n. 179, 2010.

KRÁLIK, L. I., Macroeconomic Variables and Stock Market, *Revista Română de Statistică*, Supliment Trim II/2012, p. 197–203, 2012.

KRISTJANPOLLER, W. e MORALES, M., Arbitrage Pricing Theory Applied to the Chilean Stock Market, *Lecturas de Economía*, Medellín: Universidad de Antioquia, v. 74, p. 37-59, 2011.

LINTNER, J., The Valuation of Risk Assets and Selection of Risky Investments in Stock Portfolio and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, v.47, p. 13–47, 1965.

MALHOTRA, K., Autoregressive multifactor APT model for U.S. Equity Markets, *Munich Personal RePEc Archive*, n. 23418, 2010.

McELROY, M. e BURMEISTER, E., Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression Model: Iterated Nonlinear Seemingly Unrelated Regression Estimates, *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 6, n. 1, p. 29-42, 1988.

MEI, J., Explaining the cross-section of returns via a multi-factor APT model, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 28(3), p. 331–345, 1993.

MOSSIN, J., Equilibrium in a Capital Asset Pricing Market, *Econometrica*, v. 34, p. 768–83, 1966.

MUNSHI, J., The rise and fall of the Arbitrage Pricing Theory, disponível online em SSRN 2459086, 2014.

PRIESTLEY, R., The arbitrage pricing theory, macroeconomic and financial factors, and expectations generating processes, *Journal of Banking & Finance*, v. 20, p. 869–890, 1996.

ROSS, STEPHEN A., An Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, v. 13, p. 341–360, 1976.

ROSSI JÚNIOR, J. L., Understanding Brazilian companies' foreign exchange exposure, *Emerging Markets Review*, Amsterdã: Elsevier, v. 13, p. 352–365 , 2012.

RIBEIRO, A. C., DYLEWSKI, C., VARGAS, F. M., ABE, M., Commodities e mercado de ações em economias emergentes, *Caderno de Pesquisas: Investimentos (I)*, Escola de Economia de São Paulo, p. 20-31, 2009.

SCHOR, A., BONOMO, M. A. e PEREIRA, P. L. V., Arbitrage pricing theory (APT) e variáveis macroeconômicas: Um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro, Rio de Janeiro: Departamento de Economia PUC-RIO, Texto para discussão n. 391, 1998.

SHARPE, W. F., Capital Asset Pricing Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, v. 19, p. 425–442, 1964.