

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

MATHEUS VACARO GALLINA

**AVALIAÇÃO DO MODELO DE FAMA E FRENCH E DO MODELO CAPM NO
MERCADO BRASILEIRO**

Porto Alegre

2013

MATHEUS VACARO GALLINA

**AVALIAÇÃO DO MODELO DE FAMA E FRENCH E DO MODELO CAPM NO
MERCADO BRASILEIRO**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Nelson Seixas dos Santos.

Porto Alegre

2013

MATHEUS VACARO GALLINA

**AVALIAÇÃO DO MODELO DE FAMA E FRENCH E DO MODELO CAPM NO
MERCADO BRASILEIRO**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovado em: Porto Alegre, 26 de Novembro de 2013.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Nelson Seixas dos Santos – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Antônio Ernani Lima
UFRGS

Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó
UFRGS

RESUMO

A teoria de apreçamento de ativo vem sendo estudada há décadas, buscando explicar os retornos dos ativos. Durante esse período diversos modelos foram propostos para tentar explicar estes retornos, entre eles, o CAPM e o modelo de três fatores de Fama e French. Enquanto o CAPM aponta apenas os retornos da carteira de mercado como fator de risco, Fama e French (1993) apresentam um modelo com três fatores de risco, acrescentando os fatores, tamanho e *book-to-market equity*. Este trabalho testa o desempenho destes modelos entre os anos de 1996 e 2013, verificando a relevância dos seus fatores de risco para explicar os retornos de empresas com alta liquidez no mercado acionário brasileiro. Os resultados indicam um desempenho superior do modelo CAPM ao modelo de três fatores para as empresas da amostra e ainda rejeita, na maioria dos casos, o uso das variáveis extras propostas pelo modelo de Fama e French (1993).

PALAVRAS-CHAVE: CAPM, Fama e French, Três Fatores, Modelos de Precificação de Ativos, Mercados Financeiros, Ações, Bovespa.

ABSTRACT

The asset pricing theory has been studied for decades, seeking to explain asset returns. During this period, several models have been proposed to explain these returns, among which the CAPM and the Fama and French three-factor model. While CAPM indicates only the returns of the market portfolio as a risk factor, Fama and French (1993) suggest a model with three risk factors, adding size and book-to-market equity as extra factors. This paper tests the performance of such models between years 1996 and 2013, checking the relevance of their risk factors to explain the returns of high liquidity companies in Brazilian stock market. Results indicate better performance of the CAPM to the three-factor model for the sample companies, also, in most cases, rejects the extra factors proposed in Fama and French (1993) model.

KEYWORDS: CAPM, Fama e French, Three Factor, Capital Asset Pricing Model, Financial Markets, Stocks, Bovespa.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Relação entre risco e retorno esperado.	12
Figura 2 - PETR4 - Retornos trimestrais	30
Figura 1 - VALE5 - Retornos trimestrais.....	30
Figura 3 - VALE5 - Valor de mercado (trimestral)	31
Figura 4 – PETR4 - Valor de mercado (trimestral)	31
Figura 5 - VALE5 - Índice VP/VM (trimestral)	31
Figura 6 – PETR4 - Índice VP/VM (trimestral)	31

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Regressão de BBAS3 – Modelo CAPM.....	33
Tabela 2 – Regressão de BBDC4 – Modelo CAPM.....	33
Tabela 3 – Regressão de CRUZ3 – Modelo CAPM.....	34
Tabela 4 – Regressão de CSNA3 – Modelo CAPM.....	35
Tabela 5 – Regressão de ITSA4 – Modelo CAPM.....	35
Tabela 6 – Regressão de PETR4 – Modelo CAPM.....	36
Tabela 7 – Regressão de USIM5 – Modelo CAPM.....	37
Tabela 8 – Regressão de VALE5 – Modelo CAPM.....	37
Tabela 9 – Resumo dos resultados do modelo CAPM.....	38
Tabela 10 – Regressão de BBAS3 – Modelo de três fatores.....	40
Tabela 11 – Regressão de BBDC4 – Modelo de três fatores.....	41
Tabela 12 – Regressão de CRUZ3 – Modelo de três fatores.....	41
Tabela 13 – Regressão de CSNA3 – Modelo de três fatores.....	42
Tabela 14 – Regressão de ITSA4 – Modelo de três fatores.....	43
Tabela 15 – Regressão de PETR4 – Modelo de três fatores.....	43
Tabela 16 – Regressão de USIM5 – Modelo de três fatores.....	44
Tabela 17 – Regressão de VALE5 – Modelo de três fatores.....	45
Tabela 18 – Resumo dos resultados do modelo de três fatores.....	46

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF - Dickey-Fuller Aumentado
AMEX - American Stock Exchange
APT - Teoria de Apreçamento por Arbitragem
BBAS3 - Ação do Banco do Brasil ON
BBDC4 - Ação do Banco Bradesco PN
BOVESPA - Bolsa de Valores de São Paulo
CAPM - Modelo de precificação de ativos financeiros
CDI - Certificado de Depósito Interbancário
CRUZ3 - Ação da Souza Cruz ON
CSNA3 - Ação da Companhia Siderurgica Nacional ON
DF - Dickey-Fuller
FAC - Função de Autocorrelação
FACP - Função de Autocorrelação Parcial
HML - High minus Low
IBOV - Índice da Bolsa de Valores de São Paulo
IBOVESPA - Índice da Bolsa de Valores de São Paulo
ITSA4 - Ação da Itausa PN
L/P - Lucro sobre Preço
MQO - Mínimos Quadrados Ordinários
NASDAQ - National Association of Securities Dealers Automated Quotations
NYSE - New York Stock Exchange (Bolsa de Nova York)
PETR4 - Ação da Petrobras PN
PRM - Prêmio de risco de mercado
SMB - Small minus Big
USIM5 - Ação da Usiminas PNA
VALE5 - Ação da Vale do Rio Doce PNA
VM - Valor de Mercado
VP - Valor Patrimonial

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	TEORIA DE APREÇAMENTO DE ATIVOS	11
2.1	MODELO DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS FINANCEIROS (CAPM)	11
2.2	TESTES EMPÍRICOS - CAPM	13
2.3	TEORIA DE APREÇAMENTO POR ARBITRAGEM (APT)	16
2.4	O MODELO DE TRÊS FATORES DE FAMA E FRENCH (1992-1993).....	17
2.5	TESTES DO MODELO DE TRÊS FATORES NO BRASIL.....	19
3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA	21
3.1	MÉTODO DE PESQUISA.....	21
3.2	SELEÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	23
3.2.1	Carteira de mercado	23
3.2.2	Taxa de retorno livre de risco	24
3.2.3	Retorno dos ativos	24
3.2.4	Valor de Mercado (VM) e Índice VP/VM.....	24
3.2.5	Teste de estacionariedade das séries.....	25
3.3	METODOLOGIA ECONOMETRICA	27
3.3.1	Técnica de regressão	27
3.3.2	Critérios de seleção de modelos	28
3.4	COLETA DE DADOS.....	29
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	32
4.1	MODELO CAPM.....	32
4.2	MODELO DE TRÊS FATORES DE FAMA E FRENCH (1993)	39
5	CONCLUSÃO	47
	REFERÊNCIAS.....	49
	ANEXO A – Séries Temporais	52
	ANEXO B – FACs e FACPs	65

1 INTRODUÇÃO

A busca por modelos de precificação de ativos cada vez mais eficientes sempre foi um assunto que esteve na pauta dos pesquisadores em finanças. Os estudos sobre o tema iniciam-se com os artigos de Markowitz (1952) e Arrow (1964)¹. Markowitz (1952) define que os investidores tomam decisões de investimentos considerando dois parâmetros: a média e a variância dos retornos dos ativos. Além disso, optam por investimentos com mais retornos e menos variância (risco), ou seja, os indivíduos são avessos ao risco. Arrow (1964) formula a hipótese do modelo de equilíbrio geral para mercados financeiros completos. Esta hipótese é muito importante para os modelos de precificação de ativos que usam como premissa o equilíbrio de mercado.

Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) desenvolvem o Modelo de Precificação de Ativos Financeiros (CAPM - *Capital Asset Pricing Model*) baseando-se nesses trabalhos. Segundo o modelo, o retorno de um ativo é determinado pelo retorno do ativo livre de risco e pelo prêmio de mercado ponderado pelo fator beta, (medida da sensibilidade dos retornos deste ativo em relação aos retornos da carteira de mercado). O CAPM continua a ser muito utilizado até os dias de hoje por ser um modelo simples que apresenta resultados satisfatórios.

Entretanto, após a formulação do CAPM, estudos empíricos foram elaborados com o intuito de testar a validade do modelo, em alguns deles os resultados encontrados apontaram ineficiências para a explicação dos retornos dos ativos com CAPM tradicional (no capítulo seguinte apresentamos mais detalhes sobre os resultados desses artigos). Alguns testes identificaram falhas no poder de explicação do modelo de Sharpe-Lintner-Mossin sugerindo que outros fatores, além do fator de risco de mercado (beta), poderiam ajudar na explicação dos retornos dos ativos.

Após essas constatações novos estudos iniciam uma busca por variáveis que ajudassem a aprimorar os modelos de precificação de ativos. Fama e French (1993), baseados nesses estudos, elegem dois fatores extras que apresentaram os melhores resultados e formulam o modelo de três fatores. Os fatores extras são: tamanho, obtido pelo valor de mercado da empresa (VM); e o índice *Book-to-Market*

¹ Este artigo foi publicado em 1953, porém foi traduzido e publicado em inglês apenas em 1964.

Equity, definido pela relação entre o valor patrimonial e o valor de mercado da empresa (índice VP/VM).

A literatura sobre o tema é controversa, os modelos descritos anteriormente ainda geram dúvidas sobre a sua validade. O objetivo desse trabalho é avaliar os desempenhos do modelo CAPM e do modelo de três fatores ao tentar explicar os retornos de ações com alta liquidez listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) e, além disso, analisar qual dos dois modelos é mais eficiente na explicação dos retornos dos ativos da amostra. Para cumprir com os objetivos propostos, primeiramente selecionamos um grupo de empresas que estiveram presentes em todas as carteiras teóricas do índice Ibovespa. Após isso, regredimos as séries temporais dos retornos destes ativos (de acordo com metodologia descrita no capítulo 3) e avaliamos os resultados obtidos em todas as empresas da amostra com cada um dos modelos.

No caso do modelo de três fatores, ao invés de aplicarmos a metodologia usada pelos autores, adicionamos os fatores extras, VM e índice VP/VM, na regressão das séries temporais e avaliamos a significância dos mesmos na empresa da amostra. Os resultados do modelo CAPM e do modelo de três fatores foram comparados através dos dados de coeficiente de determinação ajustado (R^2 -ajustado) e dos critérios de informação observados nas regressões.

O trabalho está dividido em cinco capítulos, inicialmente, o presente capítulo de introdução descreve, sucintamente, sobre o tema abordado e expõe os problemas e objetivos que serão discutidos no trabalho. O capítulo 2 apresenta uma revisão bibliográfica sobre a teoria de apreçamento de ativos. No capítulo 3 descrevemos a metodologia utilizada para aplicação e análise dos modelos estudados no mercado brasileiro. O capítulo 4 apresenta, interpreta e compara os resultados obtidos nos testes dos modelos, e finalmente, no capítulo 5 apontamos as principais conclusões do trabalho sobre os modelos, observando os resultados encontrados.

2 TEORIA DE APREÇAMENTO DE ATIVOS

2.1 MODELO DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS FINANCEIROS (CAPM)

A teoria moderna de apreçamento de ativos começa a ser fundamentada por Markowitz (1952) e Arrow (1964). Os estudos sobre a relação entre o retorno e a variância de ativos e sobre o equilíbrio em mercados financeiros são o arcabouço teórico para a formulação do modelo CAPM, de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), assim como para os estudos posteriores sobre modelos de precificação de ativos.

Em *Portfolio Selection*², Markowitz define que as decisões de investimento dos agentes para seleção de uma carteira de ativos consideram dois fatores: o retorno esperado e a variância do retorno dos ativos financeiros. Esses fatores são utilizados para calcular a distribuição de probabilidades das alternativas de investimento e comparando-as os investidores tomam suas decisões de investimentos. Para a tomada de decisão, Markowitz, considera que os investidores buscam maximizar o retorno esperado, considerando que são avessos ao risco (alta variância) e assim, caso tenham que se sujeitar a ativos com alta variância, os investidores exigirão altos retornos esperados desses ativos como forma de recompensa.

Arrow (1964) contribui com a formulação do modelo de equilíbrio geral em mercados financeiros completos. Mostrando que, caso existam suficientes ativos financeiros, as alocações de equilíbrio em uma economia com mercados financeiros completos são idênticas às alocações de equilíbrio em uma economia walrasiana.

Partindo das premissas de Markowitz (1952), sobre o comportamento dos investidores e de Arrow (1964), sobre o equilíbrio em mercados financeiros, o modelo CAPM começa a ser formulado por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), Estes autores escreveram seus modelos de forma independente. Inicialmente achavam que os modelos eram incompatíveis e chegavam a conclusões diferentes, porém, posteriormente, os modelos se revelam semelhantes.

² MARKOWITZ, Harry. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, p. 77-91. mar. 1952.

A primeira contribuição do artigo de Sharpe (1964) foi a definição da *Capital Market Line* (Figura 1), através da qual Sharpe ilustrou que existe uma relação linear entre a taxa de retorno esperada e o risco de um ativo. Tal relação ocorre com os mercados em equilíbrio e pressupondo racionalidade dos investidores na sua tomada de decisão. Sua teoria é descrita no artigo conforme o trecho abaixo:

In equilibrium, capital asset prices have adjusted so that the investor, if he follows rational procedures (primarily diversification), is able to attain any desired point along a capital market line.' He may obtain a higher expected rate of return on his holdings only by incurring additional risk. (SHARPE, 1964, p. 425).

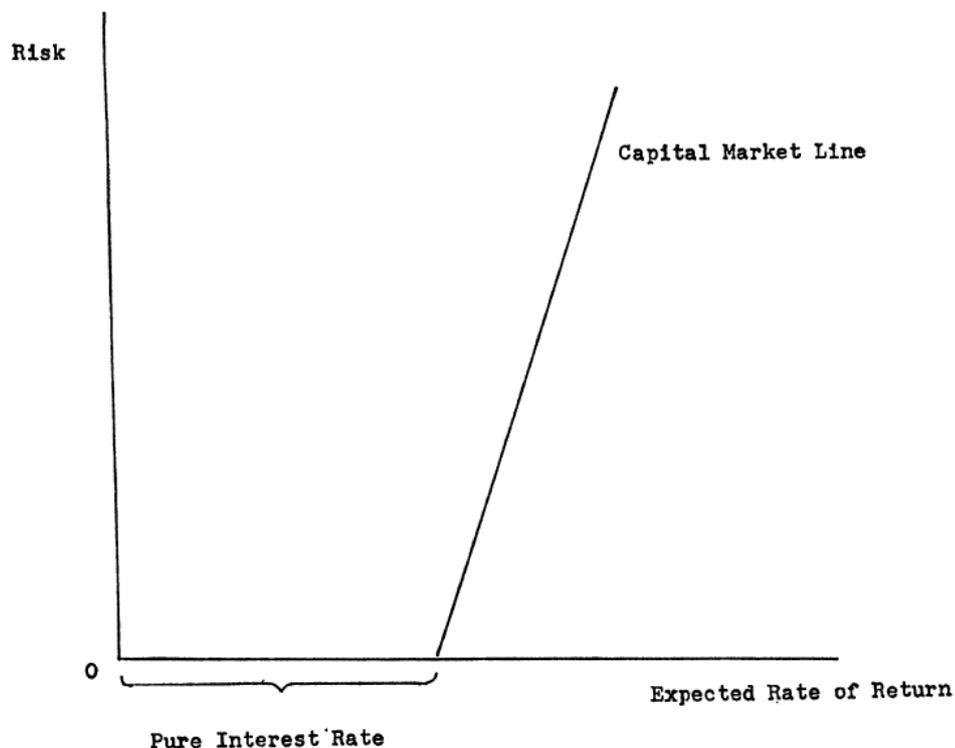


Figura 1 - Relação entre risco e retorno esperado (fonte: Sharpe, 1964, p. 426).

A partir disso, para chegar às condições de equilíbrio no mercado de capitais, Sharpe (1964) aponta quatro condições que devem ser consideradas: (a) taxa de juros comum para qualquer investidor, podendo, o mesmo, emprestar ou tomar empréstimos (inclusive com o ativo livre de risco) quando e quanto quiser; (b) expectativas homogêneas dos investidores em relação ao retorno esperado, desvio padrão e coeficiente de correlação dos ativos; (c) investidores escolhem carteiras

que maximizem seus retornos esperados e todos são avessos ao risco; (d) todos investidores tem a mesma opinião sobre o retorno esperado de qualquer ativo.

Nessas condições o artigo demonstra que os ativos irão se ajustar para um equilíbrio, onde o retorno esperado do ativo será uma função linear ao risco do mesmo e que esse risco pode ser mensurado através da sensibilidade do retorno do ativo em relação ao retorno da carteira de mercado eficiente. Este parâmetro ficou conhecido como o risco sistemático ou beta do ativo.

O modelo CAPM de Sharpe-Lintner-Mossin associa essas relações e define o retorno esperado de um ativo conforme a seguinte equação:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i(E(R_m) - R_f) \quad (1)$$

Segundo a equação, o retorno esperado de um determinado ativo ($E(R_i)$) é igual ao prêmio de risco de mercado ($E(R_m) - R_f$), ponderado pela sensibilidade do ativo às variações do mercado (β_i), somado à taxa de juros do ativo livre de risco (R_f). O coeficiente beta do ativo pode ser calculado conforme a equação (2):

$$\beta_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{Var(R_m)} \quad (2)$$

Na equação 2, β_i é igual à covariância entre o retorno do ativo (R_i) e o retorno de mercado (R_m), dividido pela variância do retorno da carteira de mercado. Também podendo ser estimado através da regressão entre os retornos históricos do ativo e os retornos históricos da carteira de mercado.

2.2 TESTES EMPÍRICOS - CAPM

Após a formulação do modelo CAPM de Sharpe-Lintner-Mossin, diversos estudiosos decidiram testar a sua validade usando, principalmente, dados de ativos das bolsas de valores dos EUA. Jensen (1968) sugere uma alteração para testar o modelo através da regressão temporal usando o método de mínimos quadrados ordinários (MQO), conforme a seguinte expressão:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Ao descontar a taxa livre de risco do retorno do ativo, a regressão deve testar duas hipóteses para validar o CAPM de Sharpe: (a) o intercepto (α_i) deve ser igual a zero; (b) o beta (b_i) do ativo deve ser significativo.

Black, Jensen e Scholes (1972) procuraram validar as hipóteses do CAPM testando se a relação entre o beta e o retorno das ações era linear e positiva. Para isso testam o modelo usando o método da carteira, ou seja, agrupam os ativos em dez carteiras separadas de acordo com os betas históricos das ações. A amostra estudada é composta por retornos mensais de ações listadas na NYSE entre o período de 1926 e 1965.

Os resultados não foram satisfatórios para aceitar o modelo, as divergências encontradas são explicadas conforme o seguinte trecho:

The time series regressions of the portfolio excess returns on the market portfolio excess returns indicated that high-beta securities had significantly negative intercepts and low-beta securities had significantly positive intercepts, contrary to the predictions of the traditional form of the model. [...] we were led to reject the hypothesis that γ_0 [intercepto] was equal to zero; we therefore concluded that the traditional form of the asset pricing model is not consistent with the data. (BLACK; JENSEN; SCHOLES, 1972, p. 44).

Fama e MacBeth (1973) testam o CAPM tradicional utilizando dados de retornos mensais das ações negociadas na NYSE entre 1926 e 1968, aplicando o método de carteiras.

Os autores se propõem a testar três hipóteses para validar o modelo, são elas: (i) relação linear entre o retorno esperado de uma ação e o seu risco medido pelo beta; (ii) o beta é uma medida completa de risco na presença de uma carteira eficiente; (iii) maiores riscos devem estar associados a maiores retornos, considerando que os investidores são avessos ao risco.

Os resultados apresentados por Fama e MacBeth (1973) não possibilitaram rejeitar nenhuma das três hipóteses formuladas, ou seja, o artigo conclui que existia uma relação entre risco e retorno, que o retorno médio das ações da NYSE foram válidos na explicação dos retornos das carteiras e que nenhuma outra medida de risco, além do beta, influenciou sistematicamente o retorno médio das ações.

Outros testes realizados no período rejeitam a versão Sharpe-Lintner-Mossin do CAPM. Chegam à conclusão de que existe uma relação positiva entre beta e retorno médio, mas é excessivamente horizontal. Em regressões, O modelo tradicional do CAPM prevê que o intercepto seja equivalente à taxa livre de risco e que o prêmio de risco de mercado (PRM) seja o retorno esperado do mercado além da taxa livre de risco ($E(R_m) - R_f$). As regressões concluem, consistentemente, que o intercepto é maior do que a taxa livre de risco média e o PRM é menor do que o retorno excedente médio do mercado. Esses resultados são encontrados em testes como os de Douglas (1969), Black, Jensen e Scholes (1972), Miller e Scholes (1972) e Blume e Friend (1973).

Contrariando os resultados negativos obtidos por alguns estudos da época, Roll (1977) expõe argumentos contra os testes realizados para validar o CAPM tradicional. Roll (1977) se baseia, principalmente, nos testes de Black, Jensen e Scholes (1972) e Fama e Mac Beth (1973) e argumenta contra os resultados encontrados pelos autores.

Algumas de suas principais conclusões foram: (a) O modelo CAPM não poderia ser testado, a menos que a exata composição da carteira de mercado fosse conhecida e utilizada nos testes. Portanto, a teoria somente poderia ser testada se todos os ativos da economia fossem identificados e incluídos na amostra. (b) A utilização de uma *proxy* para a carteira de mercado está sujeita a duas dificuldades: primeiro, a *proxy*, poderia ser uma carteira eficiente, mesmo quando a carteira de mercado não é; segundo, a maioria das *proxies* apresentariam alta correlação entre elas e com a carteira real de mercado, fossem ou não eficientes. A alta correlação faria parecer com que a composição exata da carteira real não fosse importante, enquanto isso poderia gerar conclusões muito diferentes da realidade. (c) Em qualquer amostra de retornos individuais, sempre haveria um número infinito de carteiras eficientes *ex-post*. Para cada uma destas carteiras eficientes, os betas da amostra estariam linearmente relacionados aos retornos individuais dos ativos da amostra. Em outras palavras, se os betas fossem calculados utilizando-se qualquer uma das carteiras eficientes, eles satisfariam a relação de linearidade, fosse ou não, esta carteira, a carteira de mercado real.

2.3 TEORIA DE APREÇAMENTO POR ARBITRAGEM (APT)

O APT é um modelo teórico que surgiu como uma alternativa ao modelo CAPM. O modelo se baseia na hipótese de não arbitragem dos ativos, ou seja, nenhum investidor é capaz de obter lucros sem a contrapartida de se incorrer riscos adicionais. Partindo dessa hipótese, a inexistência de arbitragem leva a uma relação linear entre os retornos dos ativos. O modelo pode ser representado pela equação abaixo desenvolvida por Ross (1976):

$$E_i - \rho \approx \beta_{i1}(E^1 - \rho) + \dots + \beta_{ik}(E^k - \rho) \quad (4)$$

[...] where E^l is the return on all portfolios with $\alpha\beta^s = 0$ for $s \neq 1$ and $\alpha\beta^l = 1$. The constant ρ is now the return on all $\alpha\beta = 0$, i.e., zero-beta portfolios. Thus, the risk premium on an asset is the β -weighted sum of the factor risk premiums. (ROSS, 1976, p. 353)

Ross (1976) expõe uma versão detalhada do APT, o artigo apresenta um modelo com algumas características similares às do CAPM, pois estabelece uma relação linear entre os retornos esperados dos ativos, porém apontando hipóteses que respondem a algumas das críticas feitas ao modelo tradicional. Diferentemente do CAPM, o modelo APT não necessita de hipóteses sobre a distribuição dos retornos dos ativos nem sobre a estrutura de preferências dos indivíduos. Sendo assim, o APT é válido para situações de desequilíbrio, basta que o modelo não apresente oportunidades de arbitragem na economia.

Algumas falhas empíricas do modelo CAPM, podem ser resolvidas ao adotarmos o APT. Descartando a ideia de carteira de mercado, o APT deixa de lado a discussão sobre como identificá-la e sobre que dados utilizar em estudos empíricos. Como em Ross (1976) não são definidos quais fatores adicionais possuem influência sobre os retornos dos ativos, abre-se espaço para essa discussão. Os estudos subsequentes sobre o assunto seguem essa direção, buscando, através de testes empíricos, quais fatores macroeconômicos afetam os retornos esperados dos ativos.

2.4 O MODELO DE TRÊS FATORES DE FAMA E FRENCH (1992-1993)

O modelo APT sugeriu uma nova pauta para os modelos de precificação de ativos, indicando que os retornos dos ativos poderiam ser descritos por diversos fatores além do fator único proposto pelo CAPM de Sharpe-Lintner-Mossin. Novos artigos surgiram propondo a validade de alguns fatores para a explicação dos retornos dos ativos.

Banz (1981) identifica que o valor de mercado (VM) de uma empresa acrescenta poder explicativo à regressão dos retornos médios pelo beta de mercado. Empresas pequenas apresentaram retornos médios maiores, enquanto empresas grandes, retornos menores, dado o beta estimado. Bhandari (1988) indica que existe uma relação positiva entre alavancagem³ e os retornos médios de uma empresa. Em testes incluindo tamanho (VM) e o beta, a alavancagem ajudou a explicar os retornos médios de uma ação.

Stattman (1980) e Rosenberg, Reid e Lanstein (1985) testam a variável *Book-to-Market equity* (relação entre valor patrimonial e valor de Mercado; índice VP/VM) e ambos observam uma relação positiva entre a variável estudada e os retornos médios das ações do mercado americano. Chan, Hamao, e Lakonishok (1996) testam a mesma variável e concluem que o índice VP/VM também é válido para as ações do mercado japonês. Basu (1977) mostra que, em seus testes, a variável Lucro-Preço (L/P), junto com tamanho (VM) e o beta de mercado, melhoram a explicação dos retornos médios de ações dos EUA.

A série de estudos apresentados não corroboram para a validade do modelo CAPM tradicional, e sugerem a existência de anomalias que podem aumentar o seu poder explicativo. Nesse Contexto Fama e French (1993) desenvolvem o modelo de três fatores.

Em Fama e French (1992) os autores avaliaram o desempenho das diversas variáveis mencionadas nos artigos antecedentes (VM, índice VP/VM, alavancagem e L/P) mostrando que todas aumentam o poder explicativo do CAPM tradicional. Além disso, os testes realizados pelos autores, com dados de 1963 a 1990, rejeitam o

³ Alavancagem se refere ao tamanho da dívida da empresa em relação ao seu patrimônio.

beta de mercado para explicar os retornos dos ativos e apontam para o uso de apenas duas variáveis extras (VM e índice VP/VM). Os resultados são expostos abaixo, conforme o trecho do artigo:

Our bottom-line results are: (a) β does not seem to help explain the cross-section of average stock returns, and (b) the combination of size and book-to-market equity seems to absorb the roles of leverage and E/P in average stock returns, at least during our 1963-1990 sample period. (FAMA; FRENCH, 1992, p. 428).

Fama e French (1993) apresentam então, um modelo utilizando os novos fatores, tamanho (VM) e *book-to-market equity* (índice VP/VM), que nos testes tiveram os melhores resultados ao tentar aumentar o poder explicativo do CAPM. Os novos fatores foram chamados de *Small Minus Big* (SMB) e de *High Minus Low* (HML). Os fatores se baseiam nos testes empíricos de Fama e French (1992), que demonstram a existência de um prêmio das empresas com menor valor de mercado (*Small*) sobre as empresas com maiores valores de mercado (*Big*), assim como das empresas com alto índice VP/VM (*High*) sobre as empresas com baixo índice VP/VM (*Low*).

O modelo foi descrito conforme a equação (5) abaixo:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i[SMB_t] + h_i[HML_t] + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Onde,

$R_{i,t}$ = retorno da carteira i no mês t;

$R_{m,t}$ = retorno da carteira de mercado no mês t;

$R_{f,t}$ = retorno do ativo livre de risco no mês t;

SMB_t = prêmio pelo fator tamanho no mês t;

HML_t = prêmio pelo fator B/M no mês t;

$\varepsilon_{i,t}$ = resíduo do modelo referente à carteira i no mês t.

No mesmo artigo os autores testam o desempenho do modelo e avaliam os resultados. Para isso, foi utilizado uma amostra dos retornos mensais de todas as empresas listadas na NYSE, AMEX e NASDAQ entre os anos de 1963 e 1991. Os ativos foram ordenados e divididos em carteiras conforme classificação nos critérios

de valor de mercado e índice VP/VM para se obter os valores de SMB e HML, conforme descrito anteriormente.

Os testes do modelo de três fatores realizados em Fama e French (1993) apontaram para um poder explicativo maior do que os do modelo CAPM, com os coeficientes dos fatores SMB e HML estatisticamente significativos na grande maioria das carteiras.

2.5 TESTES DO MODELO DE TRÊS FATORES NO BRASIL

No Brasil, muitos trabalhos se propuseram a testar algumas alternativas ao modelo CAPM, um dos modelos mais aplicados foi o de Fama e French (1993). Diferenças entre os mercados exigiram manobras para efetuar os testes, uma das principais dificuldades encontradas foi a falta de um histórico de dados consistentes para a realização dos testes, seja por momentos de instabilidade econômica ou por falta de liquidez nos mercados.

Málaga (2003) testou a validade do modelo de três fatores no mercado acionário brasileiro, no período de 1995 a 2003, usando a mesma metodologia de Fama e French (1993). Seus resultados indicaram que o modelo foi superior ao CAPM na explicação dos retornos e os três fatores foram significativos para a amostra.

Chague (2007) testou o modelo para o mercado brasileiro com uma amostra de 1999 a 2007, e diferente de outros autores, afirma que com dados brasileiros o modelo de Fama e French (1993) não obtém o mesmo sucesso sobre o CAPM como verificado com dados dos EUA. O autor encontra evidências de anomalias relacionadas ao índice VP/VM, mas o mesmo não ocorre para a variável de tamanho (VM). Ele ainda afirma que as divergências de resultados podem ser explicadas pelo tamanho reduzido da amostra.

Braga e Leal (2002) e Leal e Rodrigues (2003) analisaram o período de 1990 a 1998 e de 1991 a 2001, respectivamente. Ambos reportam que encontraram retornos mais elevados para as empresas com alto índice VP/VM, porém, enquanto Braga e Leal (2002) não encontram resultados estatisticamente significativos para o tamanho das empresas, Leal e Rodrigues (2003) encontram um prêmio de risco

favorável às empresas maiores em vez de para as empresas menores, contrariando as premissas do modelo de Fama e French (1993).

Mais recentemente, Argolo, Leal e Almeida (2012) testaram as vantagens do uso do modelo de Fama e French (1993) sobre o modelo CAPM para estimar o custo de capital acionário no Brasil, com dados de 1995 a 2007. Os testes validam o modelo de três fatores, entretanto os autores indicam que os resultados não são muito superiores aos obtidos com o modelo CAPM. “A complexidade maior de se estimar dois fatores novos não parece vir acompanhada de valores intuitivamente aceitáveis do custo de capital acionário na maioria dos casos.” (ARGOLO; LEAL; ALMEIDA, 2012, p. 24).

Yoshino e Santos (2009) testam o modelo CAPM analisando o seu desempenho com dados do mercado brasileiro e buscam variáveis adicionais que melhorem a explicação dos retornos dos ativos. No artigo, os autores decretam a “morte” do CAPM por dois motivos, primeiro: o intercepto da *security Market line*, encontrado nos teste, não foi zero; segundo, eles apontam seis variáveis que se mostraram relevantes para a explicação dos retornos dos ativos, são elas: (a) o retorno de mercado; (b) o quadrado do retorno de mercado; (c) o tamanho da empresa; (d) o índice VP/VM; (e) a relação preço-lucro da ação; (f) e a relação dividendo-preço da ação.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

3.1 MÉTODO DE PESQUISA

Neste trabalho procuramos verificar a validade e a eficiência do modelo CAPM e do modelo de três fatores no mercado brasileiro. A resolução dos problemas propostos pelo trabalho implicam na aplicação destes modelos utilizando-se dados nacionais. Sendo assim, primeiramente, retomaremos as premissas de cada modelo, para então elencar os métodos utilizados pelo trabalho para realização dos testes.

O CAPM desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), conforme apresentado no Capítulo 2, descreve que o retorno de um ativo qualquer é determinado pelo retorno do ativo livre de risco e pelo prêmio de mercado ajustado pelo fator beta (medida da sensibilidade dos retornos deste ativo em relação aos retornos da carteira de mercado). No modelo, o beta, é apontado como o único fator que explicaria a diferença de retorno entre os ativos. Sendo assim, ativos com diferentes betas apresentariam diferentes retornos, e a relação entre retorno e beta seria linear.

Para testarmos o CAPM com dados do mercado brasileiro foi necessário usarmos variáveis nacionais que tivessem as mesmas características das variáveis propostas no modelo. O retorno do ativo livre de risco foi substituído pela taxa do CDI (Certificado de Depósito Interbancário), já a carteira de mercado, utilizamos como variável *proxy*, o índice da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa) e, para os retornos dos ativos usamos os retornos das ações das empresas selecionadas na amostra (a seção 3.2 apresenta as variáveis utilizadas e as razões para suas escolhas). O modelo foi testado através da regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO) das séries temporais de cada ativo, conforme equação (6) proposta por Jensen (1968) como uma alternativa para testar o CAPM:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Onde,

$R_{i,t}$ = retorno do ativo i no trimestre t;

$R_{m,t}$ = retorno da carteira de mercado no trimestre t;

$R_{f,t}$ = retorno do ativo livre de risco no trimestre t;

α_i = Intercepto da regressão do ativo i;

β_i = beta do ativo i;

$\varepsilon_{i,t}$ = resíduo do modelo referente ao ativo i no trimestre t.

Os resultados das regressões foram sujeitos a uma série de testes estatísticos (detalhados na seção 3.3) para validarmos o modelo e medir a sua eficiência sobre os ativos da amostra.

Fama e French (1992), por sua vez, observando estudos que rejeitam o CAPM e outros propondo novas variáveis explicativas para o modelo, testam empiricamente quais variáveis apresentavam os melhores resultados para explicar os retornos dos ativos. As variáveis com os melhores resultados foram: tamanho e *book-to-market equity* (relação entre valor patrimonial (VP) e valor de mercado (VM)). A partir disso, Fama e French (1993) desenvolvem o modelo de três fatores. De acordo com o modelo, além do beta de mercado, as variáveis extras deveriam ser significantes na explicação dos retornos dos ativos.

Nos testes do modelo de três fatores, acrescentamos os fatores tamanho e *book-to-market equity* como variáveis explicativas na regressão dos retornos dos ativos. Os dados utilizados foram, valor de mercado da empresa (VM) e índice VP/VM, respectivamente para tamanho e *book-to-market equity*. Tal metodologia foi usada para avaliar se as variáveis adicionais, realmente, eram válidas e melhoravam a explicação dos retornos dos ativos da amostra. Sendo assim, ao invés de compormos carteiras de acordo com os fatores, como é sugerido por Fama e French (1993), testamos o modelo através da regressão por mínimos quadrados ordinários (MQO) das séries temporais de cada ativo, conforme a equação (7):

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \gamma_i[\ln VM_{i,t}] + \delta_i \left[\ln \frac{VP}{VM_{i,t}} \right] + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Onde,

$R_{i,t}$ = retorno do ativo i no trimestre t;

$R_{m,t}$ = retorno da carteira de mercado no trimestre t;

$R_{f,t}$ = retorno do ativo livre de risco no trimestre t;

$ld VM_{i,t}$ = diferença logarítmica do valor de mercado do ativo i entre o trimestre t e o trimestre t-1;

$ld \frac{VP}{VM_{i,t}}$ = diferença logarítmica do índice VP/VM do ativo i entre o trimestre t e o trimestre t-1;

$\varepsilon_{i,t}$ = resíduo do modelo referente ao ativo i no trimestre t.

A metodologia adotada possibilitou a verificação dos impactos das variáveis adicionais na explicação dos retornos de cada ativo de nossa amostra, não optamos por usar o método de carteiras, justamente para que fosse possível uma avaliação individual. A metodologia de carteiras é utilizada para se evitar erros de medição, segundo Blume (1975), ao se utilizar dados amostrais para se extrair conclusões sobre a população, os valores amostrais corresponderiam aos valores da população adicionados de um ruído aleatório. Este ruído seria significativo para ativos individuais, mas não significativo para carteiras formadas por diversos ativos. Como nosso trabalho se propõe a avaliar os resultados dos modelos para as empresas da amostra e não para a todo o mercado, não foi necessário utilizarmos esse método.

Novamente, assim como para o modelo CAPM, os resultados das regressões foram sujeitos a uma série de testes estatísticos para validarmos o modelo e medir a sua eficiência sobre os ativos da amostra.

3.2 SELEÇÃO DAS VARIÁVEIS

3.2.1 Carteira de mercado

O prêmio pelo fator de risco de mercado, conforme definido pelo CAPM, deve ser calculado utilizando-se uma carteira de ativos que represente uma composição de todos os riscos possíveis no mercado. Para adaptarmos o modelo ao mercado brasileiro utilizamos o Ibovespa como *proxy* para a carteira de mercado proposta pelo CAPM. A escolha do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo é justificada por este apresentar uma composição das principais empresas que fazem parte da economia brasileira, sendo assim o Ibovespa reflete os principais riscos do mercado brasileiro.

3.2.2 Taxa de retorno livre de risco

O conceito teórico de um ativo livre de risco diz que este ativo não deve apresentar correlação com o mercado, além de ter retornos e desvio padrão mínimos. Sendo assim, para o mercado brasileiro tanto os retornos do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) quanto os retornos da Caderneta de Poupança são condizentes com estas características. Em nosso trabalho optamos por utilizar os retornos trimestrais do CDI como *proxy* para a taxa de retorno livre de risco. Os retornos trimestrais do ativo livre de risco foram calculados conforme a equação (8):

$$R_{f,t} = \left(\frac{CDI_{acum,t}}{CDI_{acum,t-1}} \right) - 1 \quad (8)$$

Onde,

$R_{f,t}$ = Retorno do livre de risco no trimestre t;

$CDI_{acum,t}$ = Fator do CDI acumulado até o trimestre t;

$CDI_{acum,t-1}$ = Fator do CDI acumulado até o trimestre t-1;

3.2.3 Retorno dos ativos

Os retornos trimestrais de cada um dos ativos da amostra e do Ibovespa foram calculados através da diferença logarítmica entre a cotação do ativo no trimestre t e no trimestre t-1, conforme a seguinte fórmula:

$$R_{i,t} = \ln \left(\frac{Cot_{i,t}}{Cot_{i,t-1}} \right) \quad (9)$$

Onde,

$R_{i,t}$ = Retorno do ativo i, no trimestre t;

$Cot_{i,t}$ = Cotação do ativo i, no trimestre t;

$Cot_{i,t-1}$ = Cotação do ativo i, no trimestre t-1;

3.2.4 Valor de Mercado (VM) e Índice VP/VM

O valor de mercado de cada uma das empresas que compõem a amostra foi obtido diretamente do banco de dados do sistema Economática®, porém a variável

também pode ser calculada através da multiplicação da cotação das ações da empresa pelo número de ações da empresa em um determinado período. O valor de mercado é usado para medir o tamanho da empresa no modelo de três fatores de Fama e French (1993).

Para o cálculo do Índice VP/VM utilizamos os dados de: valor patrimonial da empresa (VP) e valor de mercado da empresa (VM). O índice pode ser obtido através da divisão entre as duas variáveis e é utilizado pelos agentes do mercado para avaliar se uma empresa está sobrevalorizada ou subvalorizada.

Em ambos os casos, para aplicarmos na regressão, utilizamos a diferença logarítmica dessas variáveis para cada empresa. Obtivemos os valores usando as seguintes equações:

$$ld VM_{i,t} = \ln\left(\frac{VM_{i,t}}{VM_{i,t-1}}\right) \quad (10)$$

$$ld VP/VM_{i,t} = \ln\left(\frac{VP/VM_{i,t}}{VP/VM_{i,t-1}}\right) \quad (11)$$

Onde, na equação 10,

$VM_{i,t}$ = Valor de mercado do ativo i no trimestre t;

$VM_{i,t-1}$ = Valor de mercado do ativo i no trimestre t-1;

E na equação 11,

$VP/VM_{i,t}$ = Índice VP/VM do ativo i no período t;

$VP/VM_{i,t-1}$ = Índice VP/VM do ativo i no período t-1;

3.2.5 Teste de estacionariedade das séries

Para realizarmos as regressões em séries temporais precisamos garantir que as variáveis inseridas nos modelos são estacionárias. A definição de estacionariedade para uma série de dados é descrita por Gujarati (2006, p. 639) como “[...] um processo estocástico é estacionário quando a sua média e variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois

períodos de tempo depende apenas da distância [...] entre os dois períodos de tempo.” Testamos a estacionariedade das séries através do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) que consiste em um teste de hipótese de raiz unitária. Para testarmos a existência de raiz unitária, primeiramente consideramos o seguinte modelo:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Sendo, ε_t um resíduo Ruído Branco⁴, ao estimarmos a série, caso o coeficiente (ρ) de y_{t-1} for igual a um, é caracterizada a raiz unitária e a série é dita não estacionária.

Dickey-Fuller introduz um método para verificar a estacionariedade da série através do teste DF (Dickey-Fuller). O teste DF baseia-se no teste de raiz unitária para avaliar se a série é estacionária, porém, utilizando a primeira diferença de y_t na equação (12), ou seja:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ou:
$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Na equação (13), $\delta = \rho - 1$, sendo assim a hipótese de raiz unitária é $\delta = 0$, ou seja, a primeira diferença de y_t é ruído branco ($\Delta y_t = \varepsilon_t$) que é estacionário. O teste DF, ainda pode incluir uma constante e/ou uma variável de tendência para testar a série.

Em casos onde o ruído apresenta autocorrelação, usamos o teste ADF, uma versão aumentada, mais robusta do teste DF. A hipótese nula do teste ADF é a mesma, ou seja, $\delta = 0$, aceitando esta hipótese concluímos que a série possui raiz unitária e nesse caso, não é estacionária.

Testamos a estacionariedade de todas as séries de dados utilizadas nos modelos, utilizando o software gretl ® para calcular a estatística dos testes ADF e avaliar a hipótese de estacionariedade das séries. Nas séries não estacionárias, como ocorreu com as variáveis de tamanho e índice VP/VM, utilizamos a primeira diferença da série para torná-las estacionárias.

⁴ Em estatística, ruído branco se refere a resíduos que apresentam média e variância constantes e sem autocorrelação.

3.3 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Para a execução das regressões temporais e testes estatísticos da amostra foi utilizado o *software* gretl ® (*GNU Regression, Econometric and Time-series Library*) versão 1.9.8. Descrevemos a seguir o procedimento econométrico aplicado para que pudéssemos avaliar os resultados de cada modelo.

3.3.1 Técnica de regressão

Os modelos estudados foram submetidos à regressão das séries temporais dos ativos conforme as equações 6 e 7 (seção 3.1). As regressões foram efetuadas através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), estimador que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos da regressão, maximizando o grau de ajuste do modelo aos dados observados. A escolha de tal técnica de regressão baseia-se em dois argumentos: primeiramente, a literatura do modelo CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French (1993) indica o uso do MQO para efetuar as regressões das séries temporais dos retornos dos ativos, portanto seguimos a mesma metodologia para que pudéssemos comparar com os resultados dos modelos originais. Além disso, segundo o teorema de Gauss–Markov, em regressões lineares que apresentem resíduos Ruído-Branco, o melhor estimador linear, não viesado dos coeficientes é obtido através do método de MQO.

Após a aplicação das regressões usando MQO, os resíduos das regressões foram submetidos ao teste de autocorrelação. A existência de autocorrelação entre os resíduos, ou seja, correlação entre os erros da regressão, viola uma das premissas do MQO, tornando-o ineficiente, apesar de manter-se linear e não tendencioso. Testamos a autocorrelação entre os resíduos da regressão usando a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP) analisadas através do teste estatístico de Ljung-Box (1978). Os gráficos das FAC e FACP das regressões encontram-se no Anexo B.

Rejeitando a hipótese de autocorrelação podemos avaliar o desempenho dos modelos. Primeiramente verificamos a validade das variáveis explicativas em cada uma das regressões, para isso utilizamos o teste t de *Student*. Segundo Gujarati (2000, p. 114), “o teste de significância t de Student é um procedimento pelo qual os

resultados da amostra são usados para verificar a validade ou a falsidade de uma hipótese nula”. Portanto, para avaliarmos se as variáveis do modelo eram significativas, utilizamos a hipótese nula de que os coeficientes dos regressores fossem iguais a zero e aplicamos o teste t. A rejeição ou aceitação da hipótese nula foi feita através do p-valor⁵ obtido, considerando um nível de significância de 5% para os testes, ou seja, nos casos em que o p-valor foi inferior a 5% rejeitamos a hipótese nula.

3.3.2 Critérios de seleção de modelos

Os critérios de seleção escolhidos para avaliar o desempenho dos modelos foram: o R² ajustado e o critério de informação de Akaike.

Primeiramente, vamos definir alguns termos de uma regressão. Quando fazemos uma estimação de valores parte dos dados é explicado pela regressão e outra explicada pelo resíduo, o R² de uma regressão é uma medida de qualidade do ajuste da regressão aos dados originais. Para obtermos o R² precisamos dos dados da soma dos quadrados da parte explicada pelo modelo (SQE), da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e da soma dos quadrados total (SQT ou SQE + SQR). Sendo assim o R² é calculado através da seguinte equação:

$$R^2 = \frac{SQE}{SQT} = 1 - \frac{SQR}{SQT} \quad (14)$$

O R² sempre estará necessariamente entre 0 e 1, quanto mais próximo de 1 melhor o ajuste do modelo. Porém esta medida não considera o número de variáveis dependentes no modelo, fazendo com que o R² não seja confiável para comparação entre modelos com quantidades de regressores diferentes. Para evitar este problema optamos pelo uso do R² ajustado na comparação entre os modelos. Segundo Gujarati (2006, p. 433), “o R² ajustado pune o acréscimo de novos regressores” e por isso é uma medida melhor que o R² para fins de comparação entre modelos com números de regressores diferentes, como em nosso caso.

O critério de informação de Akaike (AIC) também segue esta ideia de punição pelo acréscimo de regressores, porém em sua metodologia de cálculo as penas

⁵ O p-valor é definido como o menor nível de significância ao qual a hipótese nula pode ser rejeitada.

impostas são mais pesadas. Para compararmos dois modelos através do AIC devemos escolher aquele que apresentar o menor valor absoluto para o parâmetro. Segundo Gujarati (2006, p. 433), “Uma vantagem deste critério é que ele é útil não apenas no caso do modelo em termos de previsões dentro da amostra, mas também para fora da amostra.”, ou seja, o critério mede também a qualidade do ajuste para previsão de valores futuros na regressão.

3.4 COLETA DE DADOS

A amostra de dados foi coletada entre os dias 01 e 06 de agosto de 2013 através do sistema Economática ® e consiste em dados trimestrais de empresas brasileiras de capital aberto, com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa).

Os dados coletados foram: cotação trimestral das ações das empresas e do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa); valor de mercado (VM), valor do patrimônio líquido (VP) das empresas em cada trimestre do período da amostra e a taxa do Certificado de depósito interbancário (CDI) acumulado diariamente. Os dados trimestrais de cotações referem-se ao último dia de cada trimestre (31/03; 30/06; 30/09; 31/12), nos casos em que esses dias foram feriados, utilizou-se o dia útil anterior a eles.

Selecionamos as empresas que estiveram presentes na composição de todas as carteiras teóricas do índice da Bovespa (Ibovespa) no período compreendido entre o 4º trimestre de 1996 até o 1º trimestre de 2013. O período utilizado foi escolhido devido, principalmente, a maior disponibilidade de dados e também por apresentar uma maior estabilidade econômica pós Plano Real. O filtro aplicado para a seleção das empresas foi definido para que conseguíssemos testar os modelos com as empresas mais líquidas do mercado de ações brasileiro, durante o período escolhido. Excluíram-se da amostra as empresas que não apresentaram dados de quatro trimestres consecutivos em alguma das variáveis estudadas. Nos casos em que as empresas tinham duas ou mais categoria de ações optou-se pela ação com maior liquidez no período.

Assim chegamos a uma amostra de 8 empresas com 66 observações em cada uma das variáveis selecionadas para o estudo. As empresas selecionadas através do critério aplicado foram:

- Banco do Brasil S.A. (BBAS3);
- Banco Bradesco (BBDC4);
- Companhia Siderúrgica nacional S.A (CSNA3);
- Companhia Vale do Rio Doce S.A (VALE5);
- Itaúsa S.A (ITSA4);
- Petrobras S.A (PETR4);
- Souza Cruz S.A (CRUZ3);
- Usiminas S.A (USIM5).

A seguir apresentamos os gráficos de retornos trimestrais, valor de mercado e Índice VP/VM das empresas Petrobras (PETR4) e Vale do Rio Doce (VALE5) e, os gráficos das demais empresas da amostra encontram-se no Anexo A.

Retornos trimestrais

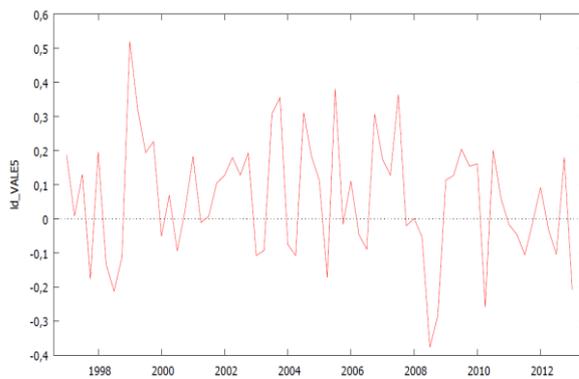


Figura 3 - VALE5 - Retornos trimestrais
Fonte: Economática

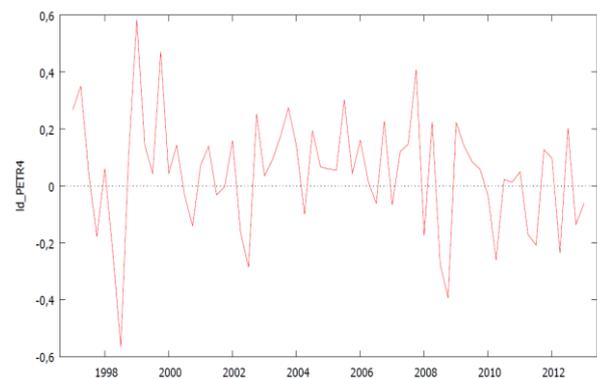


Figura 2 - PETR4 - Retornos trimestrais
Fonte: Economática

Valor de mercado:

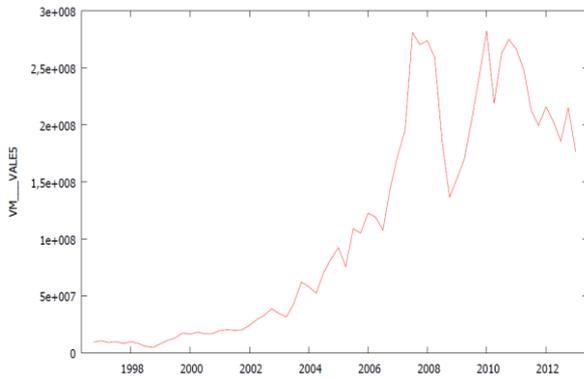


Figura 4 - VALE5 - Valor de mercado (trimestral)
Fonte: Economática

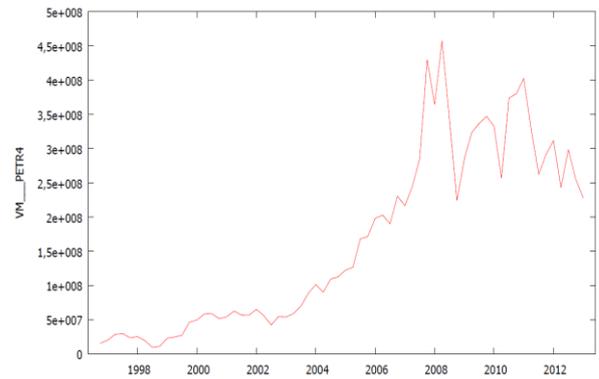


Figura 5 - PETR4 - Valor de mercado (trimestral)
Fonte: Economática

Índice VP/VM:

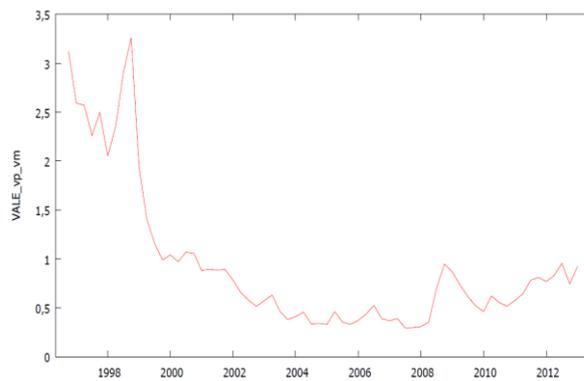


Figura 7 - VALE5 - Índice VP/VM (trimestral)
Fonte: Economática

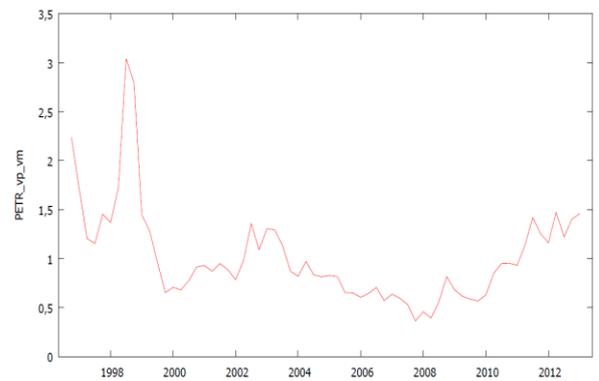


Figura 6 - PETR4 - Índice VP/VM (trimestral)
Fonte: Economática

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Após a conclusão e análise de todos os testes econométricos chegamos aos seguintes resultados sobre a validade do modelo CAPM e do modelo de três fatores de Fama e French (1993) no mercado de ações brasileiro.

4.1 MODELO CAPM

Os testes do modelo CAPM com as empresas selecionadas em nossos estudos corroboram em partes para a validade das premissas do modelo, cinco das oito empresas estudadas tiveram o CAPM validado para a explicação de seus retornos durante o período analisado. Isto é, o coeficiente da variável de prêmio de risco de mercado, *IBOV_CDI* na equação (15), apresentou valor significativo na regressão dos retornos de cada empresa ("*Ativo*"_CDI), rejeitando a hipótese nula, de que $\beta = 0$. Ainda, para validar o modelo, verificamos a nulidade do intercepto, α na equação (15). Além disso, verificou-se a ausência de autocorrelação entre os resíduos através do teste de Ljung-Box (1978) e finalmente, avaliou-se o poder explicativo das regressões utilizando o R-quadrado.

$$"Ativo"_CDI = \alpha_i + \beta_i(IBOV_CDI_t) + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

A seguir apresentamos os detalhes dos resultados do modelo CAPM para cada empresa de nossa amostra.

No caso de Banco do Brasil, de acordo com os resultados do modelo CAPM (tabela 1), o prêmio de risco de mercado (*IBOV_CDI*) mostrou-se significativo para a explicação dos retornos de *BBAS3*, com um beta de 0,942017; enquanto a constante foi considerada nula (p-valor: 0,09167). O modelo apresentou um poder de explicação (R^2) razoável, de aproximadamente 30,17%. Através do teste de Ljung-Box (1978) (gráfico 26 – Anexo B), rejeitamos a hipótese de autocorrelação dos resíduos. Os resultados obtidos permitem validar o CAPM para os retornos de *BBAS3*.

Tabela 1 – Regressão de BBAS3 – Modelo CAPM

Modelo 3: MQO, usando as observações 1996:4-2013:1 (T = 66)					
Variável dependente: BBAS_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0049471	0,00288903	1,7124	0,09167	*
IBOV_CDI	0,942017	0,179141	5,2585	<0,00001	***
Média var. dependente	0,007094	D.P. var. dependente	0,027590		
Soma resíd. quadrados	0,034552	E.P. da regressão	0,023235		
R-quadrado	0,301707	R-quadrado ajustado	0,290796		
F(1, 64)	27,65202	P-valor(F)	1,79e-06		
Log da verossimilhança	155,6637	Critério de Akaike	-307,3273		
Critério de Schwarz	-302,9480	Critério Hannan-Quinn	-305,5969		
rô	0,092241	Durbin-Watson	1,810606		

Fonte: gretl.

Para os retornos de BBDC4 a variável explicativa de prêmio de risco de mercado (IBOV_CDI) foi aceita com coeficiente de 0,905346, porém, os dados da tabela 2, abaixo, mostram que a constante também foi aceita na regressão (nível de significância de 5%) o que não é previsto pelo modelo CAPM de Sharpe-Lintner-Mossin. Além disso, ao realizarmos o teste de Ljung-Box (1978) (gráfico 27, Anexo B), percebemos que existe autocorrelação entre os resíduos na terceira defasagem, portanto o modelo não foi válido para explicar os retornos de BBDC4 no período estudado.

Tabela 2 – Regressão de BBDC4 – Modelo CAPM

Modelo 2: MQO, usando as observações 1996:4-2013:1 (T = 66)					
Variável dependente: BBDC_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00466372	0,00205999	2,2640	0,02697	**
IBOV_CDI	0,905346	0,127734	7,0877	<0,00001	***
Média var. dependente	0,006727	D.P. var. dependente	0,021963		
Soma resíd. quadrados	0,017567	E.P. da regressão	0,016567		
R-quadrado	0,439756	R-quadrado ajustado	0,431002		
F(1, 64)	50,23592	P-valor(F)	1,30e-09		
Log da verossimilhança	177,9864	Critério de Akaike	-351,9727		
Critério de Schwarz	-347,5934	Critério Hannan-Quinn	-350,2423		
rô	0,024850	Durbin-Watson	1,933310		

Fonte: gretl.

Novamente, o modelo CAPM foi validado para explicar os retornos de Souza Cruz. Aceitamos a variável explicativa, IBOV_CDI, e rejeitamos a constante na regressão, porém, o R^2 encontrado foi bastante baixo, ou seja, o poder explicativo dos regressores foi de apenas 7,98% (R^2 ; tabela 3), e sugere-nos a existência de outras variáveis que podem ajudar a melhorar a explicação dos retornos deste ativo. O teste de autocorrelação dos resíduos foi rejeitado, conforme gráfico 28, anexo B. Sendo assim, mesmo com baixa eficiência explicativa, o modelo CAPM foi aceito para os retornos de CRUZ3.

Tabela 3 – Regressão de CRUZ3 – Modelo CAPM

Modelo 7: MQO, usando as observações 1996:4-2013:1 (T = 66)					
Variável dependente: CRUZ_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00237268	0,0025972	0,9136	0,36438	
IBOV_CDI	0,379594	0,161045	2,3571	0,02149	**
Média var. dependente	0,003238	D.P. var. dependente	0,021608		
Soma resíd. quadrados	0,027924	E.P. da regressão	0,020888		
R-quadrado	0,079875	R-quadrado ajustado	0,065498		
F(1, 64)	5,555753	P-valor(F)	0,021491		
Log da verossimilhança	162,6920	Critério de Akaike	-321,3839		
Critério de Schwarz	-317,0046	Critério Hannan-Quinn	-319,6535		
rô	0,127671	Durbin-Watson	1,731448		

Fonte: gretl.

Os resultados da regressão dos retornos de CSNA3 usando o modelo CAPM não foram satisfatórios para validarmos o modelo. Apesar de aceitarmos a variável explicativa (IBOV_CDI) com um beta de 0,783933 e rejeitarmos a constante no modelo (conforme tabela 4), ao realizarmos o teste de autocorrelação de Ljung-Box a hipótese de autocorrelação entre os resíduos foi aceita, mais especificamente na segunda defasagem dos resíduos com mostra o gráfico 29, anexo B. Considerando a hipótese de autocorrelação não podemos concluir sobre a validade do modelo CAPM usando o método de MQO, portanto, não foi possível aceitar o modelo para os retornos de CSNA3.

Tabela 4 – Regressão de CSNA3 – Modelo CAPM

Modelo 6: MQO, usando as observações 1996:4-2013:1 (T = 66)					
Variável dependente: CSNA_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00379029	0,00257194	1,4737	0,14546	
IBOV_CDI	0,783933	0,159479	4,9156	<0,00001	***
Média var. dependente	0,005577	D.P. var. dependente	0,024090		
Soma resíd. quadrados	0,027383	E.P. da regressão	0,020685		
R-quadrado	0,274072	R-quadrado ajustado	0,262729		
F(1, 64)	24,16296	P-valor(F)	6,47e-06		
Log da verossimilhança	163,3369	Critério de Akaike	-322,6738		
Critério de Schwarz	-318,2944	Critério Hannan-Quinn	-320,9433		
rô	-0,067347	Durbin-Watson	2,114208		

Fonte: gretl.

Mais um caso em que modelo CAPM foi aceito ocorreu com os retornos de ITSA4, a tabela 6, abaixo, aponta os resultados da regressão. Vale ressaltar que a variável de prêmio de risco de mercado (IBOV_CDI) foi aceita e apresentou um beta muito próximo a uma unidade (1,00684), o que significa que, segundo o modelo, os retornos de Itaúsa seguem as oscilações dos retornos do Ibovespa. A constante foi considerada nula e o poder explicativo do modelo ficou em aproximadamente, 44,85% (R-quadrado). No teste de Ljung-Box (1978) rejeitou-se a hipótese de autocorrelação dos resíduos (gráfico 30 - Anexo B). Portanto, o modelo CAPM foi aceito para explicar os retornos de ITSA4.

Tabela 5 – Regressão de ITSA4 – Modelo CAPM

Modelo 4: MQO, usando as observações 1996:4-2013:1 (T = 66)					
Variável dependente: ITSA_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00268379	0,00225066	1,1924	0,23749	
IBOV_CDI	1,00684	0,139557	7,2145	<0,00001	***
Média var. dependente	0,004979	D.P. var. dependente	0,024186		
Soma resíd. quadrados	0,020969	E.P. da regressão	0,018101		
R-quadrado	0,448509	R-quadrado ajustado	0,439892		
F(1, 64)	52,04902	P-valor(F)	7,81e-10		
Log da verossimilhança	172,1438	Critério de Akaike	-340,2875		
Critério de Schwarz	-335,9082	Critério Hannan-Quinn	-338,5570		
rô	-0,125348	Durbin-Watson	2,236934		

Fonte: gretl.

Os dados apontados na tabela 6 abaixo mostram que o modelo CAPM foi aceito para os retornos de PETR4. A variável explicativa “IBOV_CDI” foi aceita e apresentou um coeficiente de 0,873616, enquanto a constante foi considerada nula. O R-quadrado da regressão também foi satisfatório, apresentando um poder de explicação significativo de, aproximadamente, 62,83%, o maior encontrado entre as empresas da amostra. Além disso, rejeitamos a hipótese de autocorrelação dos resíduos (gráfico 31 – Anexo B). O caso da empresa Petrobras foi o que apresentou os melhores resultados dentre as empresas estudadas para o modelo CAPM, o modelo foi eficiente ao explicar os retornos de PETR4.

Tabela 6 – Regressão de PETR4 – Modelo CAPM

Modelo 5: MQO, usando as observações 1996:4-2013:1 (T = 66)					
Variável dependente: PETR_CDI					
	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00305617	0,00135438	2,2565	0,2746	
IBOV_CDI	0,873616	0,0839814	10,4025	<0,00001	***
Média var. dependente	0,005047	D.P. var. dependente	0,017730		
Soma resíd. quadrados	0,007594	E.P. da regressão	0,010893		
R-quadrado	0,628365	R-quadrado ajustado	0,622558		
F(1, 64)	108,2118	P-valor(F)	2,18e-15		
Log da verossimilhança	205,6639	Critério de Akaike	-407,3277		
Critério de Schwarz	-402,9484	Critério Hannan-Quinn	-405,5972		
rô	-0,194915	Durbin-Watson	2,363971		

Fonte: gretl.

A regressão do modelo CAPM com os retornos de USIM5 apresentou os seguintes resultados: o prêmio de risco de mercado (IBOV_CDI) foi aceito com um beta de 0,715744 e a constante foi considerada nula (p-valor: 0,3036). Através do teste de Ljung-Box (1978) rejeitou-se a hipótese de autocorrelação entre os resíduos, conforme gráfico 32, anexo B. Porém, o R-quadrado (tabela 7) foi de apenas 0,148294, ou seja, mais um caso em que os resultados da regressão sugerem a falta de variáveis explicativas na regressão. Neste caso, o modelo CAPM foi válido para explicar os retornos de USIM5, mas novamente, apresentou um baixo poder de explicação para os retornos do ativo.

Tabela 7 – Regressão de USIM5 – Modelo CAPM

Modelo 8: MQO, usando as observações 1996:4-2013:1 (T = 66)					
Variável dependente: USIM_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00358563	0,00345787	1,0369	0,30366	
IBOV_CDI	0,715744	0,214413	3,3382	0,00141	***
Média var. dependente	0,005217	D.P. var. dependente	0,029901		
Soma resíd. quadrados	0,049497	E.P. da regressão	0,027810		
R-quadrado	0,148294	R-quadrado ajustado	0,134986		
F(1, 64)	11,14329	P-valor(F)	0,001409		
Log da verossimilhança	143,8015	Critério de Akaike	-283,6030		
Critério de Schwarz	-279,2237	Critério Hannan-Quinn	-281,8725		
rô	0,041958	Durbin-Watson	1,914952		

Fonte: gretl.

Por último, a tabela 8, aponta os resultados da regressão dos retornos de Vale do Rio Doce usando o modelo CAPM. Nesse caso, novamente a variável explicativa não foi rejeitada e obtivemos um poder explicativo relativamente baixo (R^2 : 0,255179). Porém, ao testarmos a autocorrelação dos resíduos através do teste de Ljung-Box, observamos autocorrelação na quinta defasagem, como podemos verificar no gráfico 33, anexo B. Considerando a validade desta hipótese não podemos concluir sobre os resultados do modelo usando o método de MQO. Portanto, o modelo CAPM não foi aceito para os retornos de VALE5 no período estudado.

Tabela 8 – Regressão de VALE5 – Modelo CAPM

Modelo 9: MQO, usando as observações 1996:4-2013:1 (T = 66)					
Variável dependente: VALE_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	0,00150542	0,00220763	0,6819	0,49775	
IBOV_CDI	0,640996	0,136889	4,6826	0,00002	***
Média var. dependente	0,002966	D.P. var. dependente	0,020414		
Soma resíd. quadrados	0,020175	E.P. da regressão	0,017755		
R-quadrado	0,255179	R-quadrado ajustado	0,243541		
F(1, 64)	21,92672	P-valor(F)	0,000015		
Log da verossimilhança	173,4179	Critério de Akaike	-342,8358		
Critério de Schwarz	-338,4565	Critério Hannan-Quinn	-341,1054		
Rô	0,100920	Durbin-Watson	1,776048		

Fonte: gretl.

Como podemos verificar nos resultados obtidos acima, o modelo CAPM (que propõe a explicação dos retornos dos ativos através do retorno da carteira de mercado) mostrou-se válido em cinco das oito empresas selecionadas para o estudo. Apesar de aceitarmos a variável de prêmio de risco de mercado em todas as empresas da amostra, não foi possível validar o modelo em alguns casos por apresentarem a constante significativa na regressão ou ainda por não rejeitar a hipótese de autocorrelação entre os resíduos no teste de Ljung-Box (1978).

Através desses resultados, podemos avaliar que o prêmio de risco de mercado, foi significativo para a explicação dos retornos de Banco do Brasil (BBAS3), Souza Cruz (CRUZ3), Itaúsa (ITSA4), Petrobras (PETR4) e Usiminas (USIM5). Porém, também foi possível verificar que o poder de explicação dos modelos medido pelo R^2 das regressões não foi alto, apenas na regressão de PETR4 obtivemos um R^2 acima de 60%. Isso sugere-nos que a variável explicativa (IBOV_CDI) é válida para a explicação dos retornos desses ativos, mas que devem existir outras variáveis, omitidas pelo modelo CAPM, que podem aumentar o poder de explicação do modelo.

Na tabela 9, abaixo, é possível verificar um resumo dos resultados obtidos pelo modelo CAPM em cada uma das empresas analisadas, onde são apontados os seguintes dados: validade da variável explicativa e da constante na regressão; R^2 da regressão; teste de autocorrelação (Ljung-Box) e aceitação ou rejeição do modelo CAPM.

Tabela 9 – Resumo dos resultados do modelo CAPM

Modelo CAPM					
Ativo	Constante	IBOV_CDI	R²	Autocorrelação	Modelo CAPM
BBAS3	Rejeitado	Aceito	0,2907	Rejeitado	Aceito
BBDC4	Aceito	Aceito	0,431	Aceito	Rejeitado
CSNA3	Rejeitado	Aceito	0,2627	Aceito	Rejeitado
CRUZ3	Rejeitado	Aceito	0,0655	Rejeitado	Aceito
ITSA4	Rejeitado	Aceito	0,4399	Rejeitado	Aceito
PETR4	Rejeitado	Aceito	0,6225	Rejeitado	Aceito
USIM5	Rejeitado	Aceito	0,135	Rejeitado	Aceito
VALE5	Rejeitado	Aceito	0,2435	Aceito	Rejeitado

Fonte: Autor.

4.2 MODELO DE TRÊS FATORES DE FAMA E FRENCH (1993)

Seguindo a ideia de que podem estar faltando variáveis explicativas para explicar os retornos dos ativos no modelo CAPM, verificamos, a seguir, os resultados obtidos pelo modelo de três fatores de Fama e French (1993). O modelo propõe, além do uso do prêmio de risco de mercado, o uso da variável de tamanho da empresa (VM) e da variável de valor contábil sobre valor de mercado da empresa (índice VP/VM) para explicarem o retorno dos ativos das empresas. Em nossa análise, incluímos as variáveis propostas por Fama e French (1993) na regressão, utilizando a metodologia exposta na seção 3.1 do trabalho e verificamos se o acréscimo destas variáveis trouxe benefícios para a explicação dos retornos dos ativos. Abaixo apresentamos a equação com a nomenclatura das variáveis utilizada nos testes do modelo de três fatores:

$$"Ativo_CDI_t = \alpha_i + \beta_i(IBOV_CDI_t) + \gamma_i[ld VM "ativo"_t] + \delta_i \left[ld \frac{VP}{VM} "ativo"_t \right] + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

Onde,

"Ativo_CDI_t = Retorno do ativo, ex-CDI, no trimestre t;

IBOV_CDI_t = Retorno do Ibovespa, ex CDI, no trimestre t;

ld VM "ativo"_t = Diferença logarítmica do VM do ativo no trimestre t;

ld $\frac{VP}{VM}$ "ativo"_t = Diferença logarítmica do índice VP/VM do ativo no trimestre t;

De maneira geral, os resultados obtidos foram pouco satisfatórios para corroborar com utilização das variáveis extras, em apenas uma das oito empresas estudadas estas variáveis foram significativas nas regressões. Nas demais empresas, apenas o prêmio de risco de mercado (IBOV_CDI) foi aceito, reforçando a hipótese do modelo CAPM. Os resultados demonstram que a inclusão das variáveis, propostas por Fama e French (1992), para explicar as anomalias de mercado observadas nos testes do modelo CAPM, não são significativas para as empresas de nossa amostra. Portanto, em nossa análise, a inserção dos dois fatores extras não gerou ganhos de poder de explicação do modelo de três fatores perante o CAPM. A seguir analisamos os resultados das regressões obtidos em cada empresa usando o método descrito acima.

O modelo de três fatores obteve o seu melhor resultado entre as empresas da amostra na explicação dos retornos de BBAS3 (tabela 10). Todas as variáveis explicativas foram aceitas na regressão e a hipótese de autocorrelação foi rejeitada através do teste de Ljung-Box (1978) (gráfico 34 – Anexo B). Para avaliar qual modelo foi mais eficiente usamos os critérios R^2 ajustado e o critério de Akaike. Considerando o R^2 ajustado, o modelo de três fatores obteve melhores resultados (R^2 -ajustado: 33,59%), porém, pelo critério de Akaike o modelo mais eficiente foi o CAPM, a divergência ocorre pois este critério impõe uma pena mais dura que o R^2 ao acréscimo de regressores. Sendo assim, dada uma maior robustez do critério de Akaike e um ganho marginal de poder de explicação com o modelo de três fatores, consideramos o CAPM mais eficiente para a explicação dos retornos de BBAS3.

Tabela 10 – Regressão de BBAS3 – Modelo de três fatores

Modelo 11: MQO, usando as observações 1997:1-2013:1 (T = 65)					
Variável dependente: BBAS_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00202597	0,00311824	0,6497	0,51832	
IBOV_CDI	0,97378	0,175298	5,5550	<0,00001	***
ld VP/VM BBAS3	0,132742	0,0535968	2,4767	0,01605	**
ld VM BBAS3	0,128071	0,0520038	2,4627	0,01663	**
Média var. dependente	0,007216	D.P. var. dependente		0,027787	
Soma resíd. quadrados	0,031276	E.P. da regressão		0,022643	
R-quadrado	0,367092	R-quadrado ajustado		0,335966	
F(3, 61)	11,79353	P-valor(F)		3,42e-06	
Log da verossimilhança	156,0461	Critério de Akaike		-304,0922	
Critério de Schwarz	-295,3947	Critério Hannan-Quinn		-300,6605	
rô	0,124188	Durbin-Watson		1,710911	

Fonte: gretl.

Como podemos observar na tabela 11, o modelo de três fatores não foi aceito para explicar os retornos de BBDC4. Apesar de o modelo ter apresentado um P-valor(F) menor que 5%, verificamos que apenas o coeficiente da variável IBOV_CDI não foi considerado nulo, portanto rejeitou-se o uso das variáveis adicionais propostas pelo modelo. Para os retornos de BBDC4, as variáveis propostas por Fama e French não geraram resultados satisfatórios e portanto rejeitamos o modelo.

Tabela 11 – Regressão de BBDC4 – Modelo de três fatores

Modelo 10: MQO, usando as observações 1997:1-2013:1 (T = 65)					
Variável dependente: BBDC_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00477752	0,00249724	1,9131	0,06043	*
IBOV_CDI	0,905685	0,130706	6,9292	<0,00001	***
ld VM BBDC4	0,00234918	0,0478192	0,0491	0,96098	
ld VP/VM BBDC4	0,0031458	0,0473301	0,0665	0,94722	
Média var. dependente	0,006864		D.P. var. dependente	0,022106	
Soma resíd. quadrados	0,017456		E.P. da regressão	0,016916	
R-quadrado	0,441855		R-quadrado ajustado	0,414405	
F(3, 61)	16,09686		P-valor(F)	8,07e-08	
Log da verossimilhança	174,9986		Critério de Akaike	-341,9973	
Critério de Schwarz	-333,2997		Critério Hannan-Quinn	-338,5655	
rô	0,028709		Durbin-Watson	1,929445	

Fonte: gretl.

As variáveis extras propostas pelo modelo de três fatores novamente não foram aceitas na explicação dos retornos de CRUZ3. Verificamos que a variável IBOV_CDI foi válida, porém neste caso, a regressão foi rejeitada a 5% de significância, o p-valor(F) encontrado foi de 0,070766 (conforme tabela 12). Ou seja, o acréscimo das variáveis VM e índice VP/VM não ajudou na explicação dos retornos de CRUZ3 e o modelo de três fatores foi rejeitado.

Tabela 12 – Regressão de CRUZ3 – Modelo de três fatores

Modelo 15: MQO, usando as observações 1997:1-2013:1 (T = 65)					
Variável dependente: CRUZ_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00391958	0,00289588	1,3535	0,18089	
IBOV_CDI	0,353676	0,164029	2,1562	0,03502	**
ld VP/VM CRUZ3	-0,00404115	0,0198577	-0,2035	0,83942	
VM CRUZ3	-0,0317762	0,0264591	-1,2010	0,23441	
Média var. dependente	0,003480		D.P. var. dependente	0,021685	
Soma resíd. quadrados	0,026842		E.P. da regressão	0,020977	
R-quadrado	0,108115		R-quadrado ajustado	0,064252	
F(3, 61)	2,464827		P-valor(F)	0,070766	
Log da verossimilhança	161,0141		Critério de Akaike	-314,0283	
Critério de Schwarz	-305,3307		Critério Hannan-Quinn	-310,5965	
rô	0,070976		Durbin-Watson	1,854450	

Fonte: gretl.

A tabela 13 apresenta os resultados da regressão dos retornos de CSNA3 usando variáveis apontadas pelo modelo de Fama e French (1993). Os valores observados sugerem que apenas os retornos da carteira de mercado (IBOV_CDI) foi significativo para a explicação da variável dependente (CSNA_CDI). Sendo assim, a adição das variáveis: índice VP/VM e tamanho (VM) não geraram resultados melhores do que os obtidos pelo modelo CAPM. Como apenas o prêmio de risco de mercado foi aceito e as variáveis extras não afetam os retornos do ativo, o modelo foi rejeitado para a explicação dos retornos de CSNA3.

Tabela 13 – Regressão de CSNA3 – Modelo de três fatores

Modelo 14: MQO, usando as observações 1997:1-2013:1 (T = 65)					
Variável dependente: CSNA_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	0,00270664	0,0026434	1,0239	0,30991	
IBOV_CDI	0,818403	0,159356	5,1357	<0,00001	***
ld VP/VM CSNA3	-0,00618437	0,0216079	-0,2862	0,77569	
ld VM CSNA3	0,0122999	0,0204027	0,6029	0,54884	
Média var. dependente	0,005199		D.P. var. dependente	0,024079	
Soma resíd. quadrados	0,025565		E.P. da regressão	0,020472	
R-quadrado	0,311079		R-quadrado ajustado	0,277197	
F(3, 61)	9,181408		P-valor(F)	0,000042	
Log da verossimilhança	162,5990		Critério de Akaike	-317,1981	
Critério de Schwarz	-308,5005		Critério Hannan-Quinn	-313,7663	
rô	-0,044315		Durbin-Watson	2,082451	

Fonte: gretl.

No caso da empresa Itausa, o resultado encontrado foi bastante similar aos verificados anteriormente. A regressão por MQO usando as variáveis explicativas sugeridas por Fama e French validou apenas o uso da variável IBOV_CDI. Como podemos verificar na tabela 14, abaixo, as demais variáveis tiveram seus coeficientes considerados nulos, portanto, em mais este caso, o modelo de três fatores não obteve êxito ao tentar melhorar a explicação dos retornos do ativo e foi rejeitado.

Tabela 14 – Regressão de ITSA4 – Modelo de três fatores

Modelo 12: MQO, usando as observações 1997:1-2013:1 (T = 65)					
Variável dependente: ITSA_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0039701	0,00271141	1,4642	0,14827	
IBOV_CDI	0,982834	0,144634	6,7953	<0,00001	***
ld VP/VM ITSA4	-0,0138394	0,0355746	-0,3890	0,69861	
ld VM ITSA4	-0,0289724	0,0415222	-0,6978	0,48798	
Média var. dependente	0,005068	D.P. var. dependente		0,024363	
Soma resíd. quadrados	0,020632	E.P. da regressão		0,018391	
R-quadrado	0,456882	R-quadrado ajustado		0,430171	
F(3, 61)	17,10481	P-valor(F)		3,56e-08	
Log da verossimilhança	169,5659	Critério de Akaike		-331,1317	
Critério de Schwarz	-322,4342	Critério Hannan-Quinn		-327,7000	
rô	-0,112591	Durbin-Watson		2,209957	

Fonte: gretl.

Os dados da tabela 15 apontam os resultados da regressão dos retornos de PETR4 através do modelo de três fatores. O modelo falhou em mais um caso, aceitou-se a hipótese nula para os coeficientes das variáveis adicionais (tamanho e índice VP/VM), mostrando que as variáveis não tem influência sobre a os retornos do ativo. O prêmio de risco de mercado foi a única variável explicativa válida na regressão e apresentou um coeficiente de aproximadamente 0,866. No caso de Petrobras aceitamos o modelo CAPM, porém rejeitamos o modelo de três fatores.

Tabela 15 – Regressão de PETR4 – Modelo de três fatores

Modelo 13: MQO, usando as observações 1997:1-2013:1 (T = 65)					
Variável dependente: PETR_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00283502	0,00150309	1,8861	0,06404	*
IBOV_CDI	0,866466	0,0897818	9,6508	<0,00001	***
ld VP/VM PETR4	0,00723561	0,0186934	0,3871	0,70005	
ld VM PETR4	0,0073243	0,0170918	0,4285	0,66978	
Média var. dependente	0,005045	D.P. var. dependente		0,017868	
Soma resíd. quadrados	0,007569	E.P. da regressão		0,011139	
R-quadrado	0,629560	R-quadrado ajustado		0,611341	
F(3, 61)	34,55628	P-valor(F)		3,54e-13	
Log da verossimilhança	202,1563	Critério de Akaike		-396,3125	
Critério de Schwarz	-387,6150	Critério Hannan-Quinn		-392,8808	
rô	-0,199891	Durbin-Watson		2,341531	

Fonte: gretl.

As variáveis adicionais propostas por Fama e French (1993), novamente foram rejeitadas na regressão dos retornos de USIM5, enquanto a variável de retorno da carteira de mercado (IBOV_CDI) foi aceita. O teste de Ljung-Box (1978) mostra que a regressão não apresentou autocorrelação entre os resíduos (gráfico 40 - Anexo B). Para este ativo, aceitamos o modelo CAPM, mesmo tendo um baixo poder de explicação, porém, analisando os dados da regressão com as variáveis do modelo de três fatores (da tabela 16), verificamos que as variáveis extras não ajudaram a melhorar a explicação dos retornos de USIM5. Portanto, o modelo de três fatores foi rejeitado.

Tabela 16 – Regressão de USIM5 – Modelo de três fatores

Modelo 16: MQO, usando as observações 1997:1-2013:1 (T = 65)					
Variável dependente: USIM_CDI					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00324164	0,00358679	0,9038	0,36967	
IBOV_CDI	0,763907	0,224442	3,4036	0,00118	***
ld VP/VM USIM5	0,00481692	0,0338347	0,1424	0,88726	
ld VM USIM5	0,01661	0,0358755	0,4630	0,64502	
Média var. dependente	0,005310	D.P. var. dependente		0,030124	
Soma resíd. quadrados	0,048730	E.P. da regressão		0,028264	
R-quadrado	0,160958	R-quadrado ajustado		0,119693	
F(3, 61)	3,900646	P-valor(F)		0,012911	
Log da verossimilhança	141,6342	Critério de Akaike		-275,2683	
Critério de Schwarz	-266,5708	Critério Hannan-Quinn		-271,8366	
rô	0,032878	Durbin-Watson		1,932360	

Fonte: gretl.

No último caso estudado, o modelo de três fatores não foi aceito para a explicação dos retornos de VALE5, os dados apresentados na tabela 17 apontam apenas para a validade da variável de retorno da carteira de mercado (IBOV_CDI). As variáveis adicionais de tamanho e índice VP/VM, novamente não foram significativas na regressão, além disso, o teste de Ljung-Box (1978) para a regressão aceitou a hipótese de autocorrelação entre os resíduos (gráfico 41 – anexo B). Portanto, assim como o modelo CAPM, o modelo de três fatores não pode ser aceito para explicar os retornos de VALE5.

Tabela 17 – Regressão de VALE5 – Modelo de três fatores

Modelo 17: MQO, usando as observações 1997:1-2013:1 (T = 65)				
Variável dependente: VALE_CDI				
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
const	0,00131521	0,00235724	0,5579	0,57892
IBOV_CDI	0,555751	0,151352	3,6719	0,00051 ***
ld VP/VM VALE5	0,0371302	0,0284716	1,3041	0,19709
ld VM VALE5	0,0288569	0,0287066	1,0052	0,31875
Média var. dependente	0,003178	D.P. var. dependente		0,020500
Soma resíd. quadrados	0,019354	E.P. da regressão		0,017812
R-quadrado	0,280402	R-quadrado ajustado		0,245012
F(3, 61)	7,923177	P-valor(F)		0,000152
Log da verossimilhança	171,6450	Critério de Akaike		-335,2899
Critério de Schwarz	-326,5924	Critério Hannan-Quinn		-331,8582
rô	0,108642	Durbin-Watson		1,759328

Fonte: gretl.

Os resultados apresentados mostram que em apenas uma das oito empresas estudadas, as variáveis apontadas por Fama e French foram significativas para a explicação dos retornos dos ativos. A regressão foi aceita para os retornos de Banco do Brasil, porém, os resultados obtidos por este modelo não foram mais eficientes do que os observados com o modelo CAPM. Comparamos a eficiência das regressões através do indicador R^2 ajustado que calcula o poder de explicação da regressão levando-se em conta o número de variáveis explicativas utilizadas e neste critério, o modelo de três fatores foi marginalmente melhor. Porém através do critério de Akaike, que penaliza mais o acréscimo de variáveis, chegamos à conclusão de que o CAPM teve um melhor desempenho para a explicação dos retornos de BBAS3.

Como o resultado positivo para o modelo de três fatores foi observado em uma única empresa da amostra, não podemos afirmar que as variáveis acrescidas melhoram a explicação dos retornos dos ativos da amostra. Pelo contrário, os resultados observados sugerem, na maioria dos casos, a rejeição das variáveis de tamanho e do índice VP/VM na explicação dos retornos desses ativos. O resultado foi observado em uma amostra de empresas extremamente líquidas do mercado acionário brasileiro, este pode ser um dos motivos que explica a divergência dos resultados de outros estudos no mercado brasileiro, onde a amostra de empresas é menos restritiva.

Na tabela 18 podemos verificar um resumo dos resultados obtidos pelo modelo de três fatores em cada uma das empresas analisadas. São apontados os seguintes dados: validade das variáveis explicativas; R² ajustado da regressão; teste de autocorrelação (Ljung-Box) e aceitação ou rejeição do modelo.

Tabela 18 – Resumo dos resultados do modelo de três fatores

Modelo de Três Fatores							
Ativo	Constante	IBOV_CDI	Id VM	Id VP/VM	R² - Ajust.	Autocorrelação	Modelo FF
BBAS3	Rejeitado	Aceito	Aceito	Aceito	0,336	Rejeitado	Aceito
BBDC4	Rejeitado	Aceito	Rejeitado	Rejeitado	0,4144	Aceito	Rejeitado
CSNA3	Rejeitado	Aceito	Rejeitado	Rejeitado	0,2772	Aceito	Rejeitado
CRUZ3	Rejeitado	Aceito	Rejeitado	Rejeitado	0,0643	Rejeitado	Rejeitado
ITSA4	Rejeitado	Aceito	Rejeitado	Rejeitado	0,4302	Rejeitado	Rejeitado
PETR4	Rejeitado	Aceito	Rejeitado	Rejeitado	0,6113	Rejeitado	Rejeitado
USIM5	Rejeitado	Aceito	Rejeitado	Rejeitado	0,1197	Rejeitado	Rejeitado
VALE5	Rejeitado	Aceito	Rejeitado	Rejeitado	0,245	Aceito	Rejeitado

Fonte: Autor.

5 CONCLUSÃO

A teoria tradicional de finanças estabelece que sob as devidas condições de equilíbrio, os retornos de um ativo podem ser descritos por uma relação linear ao seu risco. A partir disso, o modelo CAPM surge como uma forma de se calcular esses retornos. Os testes empíricos com o modelo CAPM aceitam a hipótese estabelecida de relação entre risco e retorno, porém apontam falhas do modelo ao não captar algumas “anomalias” no mercado. Novos modelos alternativos ao CAPM são desenvolvidos para tentar capturar essas anomalias, um dos modelos mais destacados é o modelo de três fatores de Fama e French (1993). Nele é proposto, além da variável de risco de mercado (β), duas variáveis extras: tamanho e *Book-to-Market Equity* (Índice VP/VM).

Em nosso trabalho, testamos o desempenho de ambos os modelos com dados do mercado de capitais brasileiro. No caso do modelo de Fama e French (1993), optamos por testar se as variáveis adicionais (VM e Índice VP/VM), propostas pelo artigo, geravam um ganho significativo para a explicação dos retornos dos ativos de nossa amostra.

Em muitos trabalhos sobre o assunto, encontram-se diversas dificuldades de aplicação dos modelos no mercado brasileiro. O baixo número de ativos líquidos e a falta de um histórico consistente para o estudo, seja por mudanças de moeda, inflação alta ou juros altos, são fatores que impactam os resultados dos modelos e dificultam a sua análise. Em nossa amostra, o índice Ibovespa foi usado como proxy para o retorno de mercado, e a taxa CDI como retorno do ativo livre de risco. Como uma solução para a liquidez, usamos apenas ativos que estiveram presentes em todas as carteiras teóricas do Ibovespa entre 1996/4 e 2013/1.

Nosso trabalho procurou avaliar a validade dos modelos para os ativos de nossa amostra e se existia vantagem em usar o modelo de Fama e French ao invés do modelo CAPM para explicar os retornos de ações líquidas do mercado brasileiro.

As conclusões finais foram as seguintes: (a) o modelo CAPM mostrou-se válido para a explicação dos retornos dos ativos em cinco das oito empresas de nossa amostra; (b) em todos os casos aceitos o beta do ativo foi positivo, ou seja, os retornos apresentaram uma relação positiva com o risco de mercado; (c) apesar de

aceitarmos o modelo CAPM na maioria dos casos, verificamos um baixo poder explicativo do modelo para os ativos da amostra, pois apenas a regressão com os retornos de PETR4 apresentou um R^2 maior que 60%; (d) de maneira geral, a regressão com as três variáveis propostas por Fama e French (1993) não obteve resultados significativos para os ativos da amostra; (e) as variáveis adicionais propostas por Fama e French (1993), VM e índice VP/VM, não foram significativas nas regressões dos ativos de nossa amostra, o único caso em que as variáveis foram aceitas foi com os retornos de BBAS3; (f) No caso de BBAS3, o modelo de três fatores foi aceito, porém, ao compararmos os modelos através do critério de Akaike, vimos que o modelo CAPM obteve resultados melhores, assim como para todos os outros ativos da amostra o modelo CAPM foi superior.

Portanto, apesar de alguns estudos validarem o modelo de três fatores de Fama e French (1993) no mercado brasileiro, nossos resultados rejeitam o uso das variáveis extras propostas pelos autores, sugerindo que para ativos líquidos do mercado brasileiro, as variáveis extras não ajudam a explicar os seus retornos. Sendo assim, as anomalias que o modelo CAPM não consegue capturar, também não são explicadas pelas variáveis VM e índice VP/VM para os ativos da amostra.

O modelo CAPM foi superior ao modelo de três fatores na explicação dos retornos dos ativos da amostra. Em quase todos os casos, o risco de mercado foi significativo para a explicação dos retornos dos ativos. Porém, os resultados das regressões sugerem que o CAPM não é muito preciso, pois, conforme apontado anteriormente, a eficiência explicativa do modelo foi apenas razoável, de maneira geral. Ou seja, o CAPM consegue explicar em parte os retornos dos ativos, mas faltam variáveis para deixá-lo mais robusto.

Apesar de receber diversas críticas em estudos empíricos sobre modelo, o CAPM ainda é muito utilizado por gestores e analistas. Sua simplicidade e resultados satisfatórios fazem com que os mercados continuem preferindo o CAPM a outros modelos mais complexos, como o de Fama e French (1993).

REFERÊNCIAS

- ARGOLO, E. F. B.; LEAL, R. P. C.; ALMEIDA, V. S. **O Modelo de Fama e French é Aplicável no Brasil?** Rio de Janeiro: Instituto Coppead de Administração, 2012.
- ARROW, K. J. The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk-Bearing. **The Review of Economic Studies**, p. 91-96. apr. 1964.
- BANZ, R. The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n. 1, p. 3-18, 1981.
- BASU, S. Investment Performance on Common Stocks in Relation to Their Price/Earnings Ratio: A Test of the Efficient Market Hypothesis. **The Journal of Finance**, v. 32, n. 3, p. 663-682, 1977.
- BHANDARI, L. Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. **The Journal of Finance**, v. 43, n. 2, p. 507-528, 1988.
- BLACK, F.; JENSEN, M. C.; SCHOLES, M. The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Testes. In M.C. Jensen (org.). **Studies in the Theory of Capital Markets**. New York: Praeger, 1972.
- BLUME, M. E. Betas and Their Regressions Tendencies. **The Journal of Finance**, 30, p. 785-795, June, 1975.
- BLUME, M. E.; FRIEND, I. A New Look at the Capital Asset Pricing Model. **The Journal of Finance**, 28: p. 19-34. 1973. doi: 10.1111/j.1540-6261.1973.tb01342.x
- BRAGA, C. M.; LEAL, R. P. C. Ações de Valor e Crescimento nos Anos 90. In: BONOMO, M. A. (Org.). **Finanças aplicadas no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, p. 235-248, 2002.
- CHAGUE, F. D. **The CAPM and Fama-French Models in Brasil: A Comparative Study**. 2007. 44 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2007.
- CHAN, L.; JEGADEESH, N.; LAKONISHOK, J. Momentum strategies. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 5, p. 1681-1713, 1996.
- DOUGLAS, G.W. Risk in the Equity Markets: an Empirical Appraisal of Market Efficiency. **Yale Economic Essay**, 9, p. 3-45, Spring, 1969.

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

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common Risk Factors in The Returns on Stocks and Bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.

FAMA, E. F.; MACBETH, J. D. Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. **The Journal of Political Economy**, v. 81, p. 607-636, june., 1973.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. São Paulo: Makron Books, 2006.

JENSEN, M. C. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. **The Journal of Finance**, v. 23, p. 389-416, may., 1968.

LEAL, R. P. C.; RODRIGUES, M. A. **O Modelo de Três Fatores de Fama e French no Brasil**. In: DUARTE JÚNIOR, A. M.; VARGA, G. (Orgs.). *Gestão de Riscos no Brasil*. Rio de Janeiro: Financial Consultoria, p.125-140, 2003.

LINTNER, J. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risk Investments in Stocks Portfolios and Capital Budgets. **The Review of Economics and Statistics**, v. 47, p. 13-37, feb., 1965.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. **Biometrika**, v. 65, p. 297-303, 1978.

MÁLAGA, F. K. **Retorno de Ações: Modelo de Fama e French Aplicado ao Mercado Acionário Brasileiro**. São Paulo: Saint Paul, 2003.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, p. 77-91. mar., 1952.

MILLER, M.; SCHOLLES, M. Rates of Return on the Market: an Exploratory Investigation. In M.C. Jensen (org.). **Studies in the Theory of Capital Markets**. New York: Praeger, 1972.

MOSSIN, J. Equilibrium in a Capital Asset Market. **Econometrica**, v. 34, p. 768-783, oct., 1966.

ROLL, R. A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I. On Past and Potential Testability of the Theory. **Journal of Financial Economics**, 4, p. 129-176, mar., 1977.

ROSENBERG, B.; REID, K.; LANSTEIN, R. Persuasive Evidence of Market Inefficiency. **Journal of Portfolio Management**, v. 11, n. 2, p. 9-17, 1985.

ROSS, S. A. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. **Journal of Economic Theory**, v. 13, n. 3, p. 341-360, 1976.

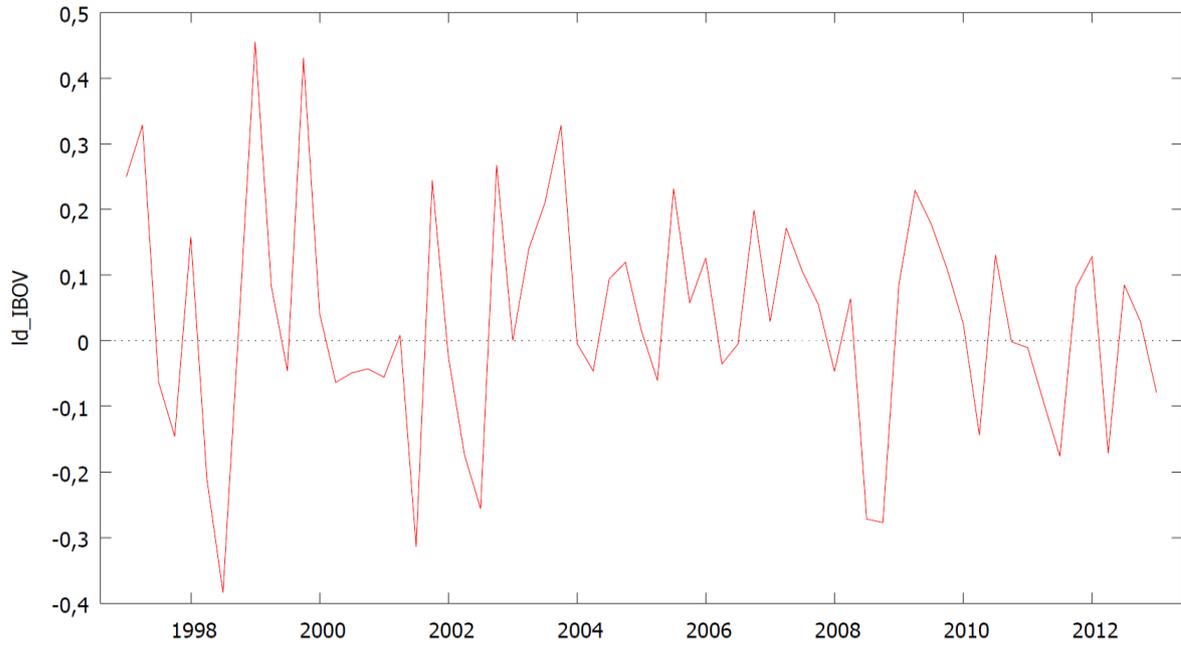
SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. **The Journal of Finance**, v. 19, p. 425-442, sept., 1964.

STATTMAN, D. Book Values and Stock Returns, **The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers**, Vol 4, p. 25-45, 1980.

YOSHINO, J. A.; SANTOS, E. B. Is the CAPM Dead or Alive in the Brazilian Market? **Review of Applied Economics**, v. 5, p. 127-142, dec., 2009.

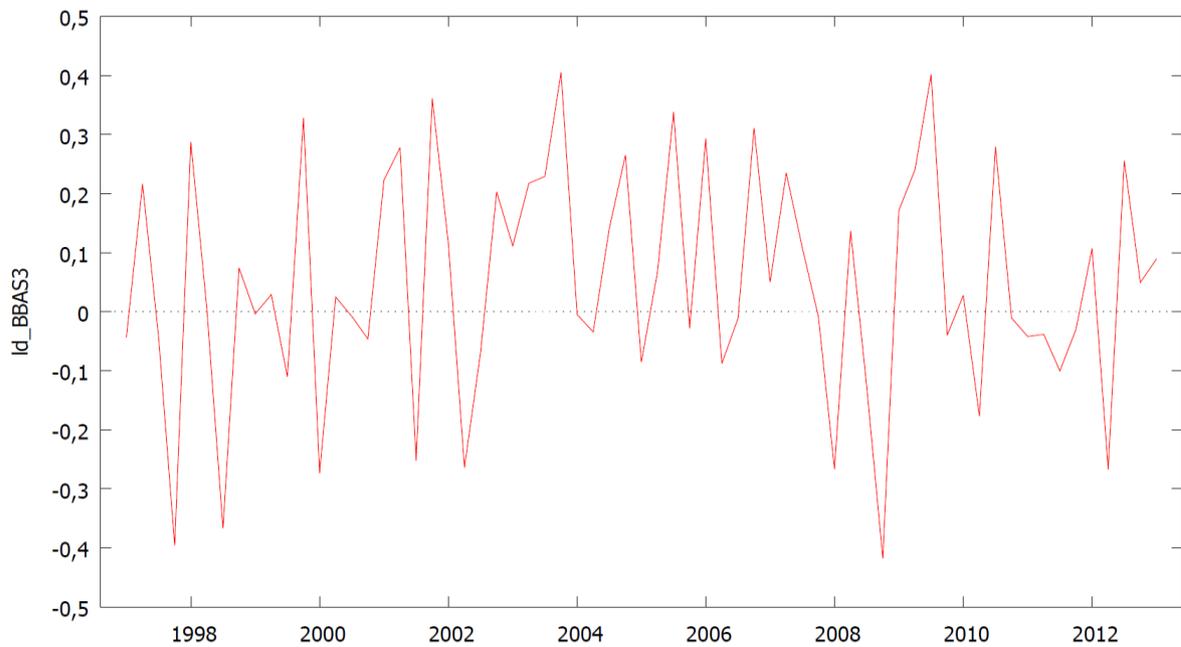
ANEXO A – Séries Temporais

Gráfico 1 – Ibovespa - Retornos trimestrais



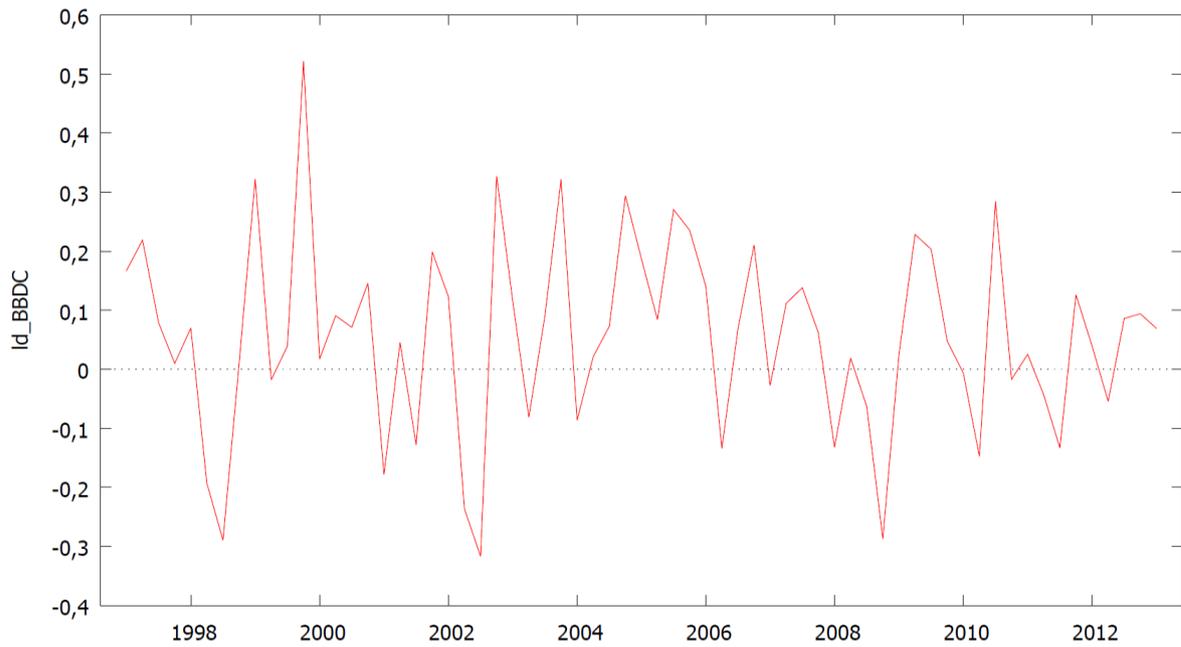
Fonte: Economática.

Gráfico 2 – BBAS3 - Retornos trimestrais



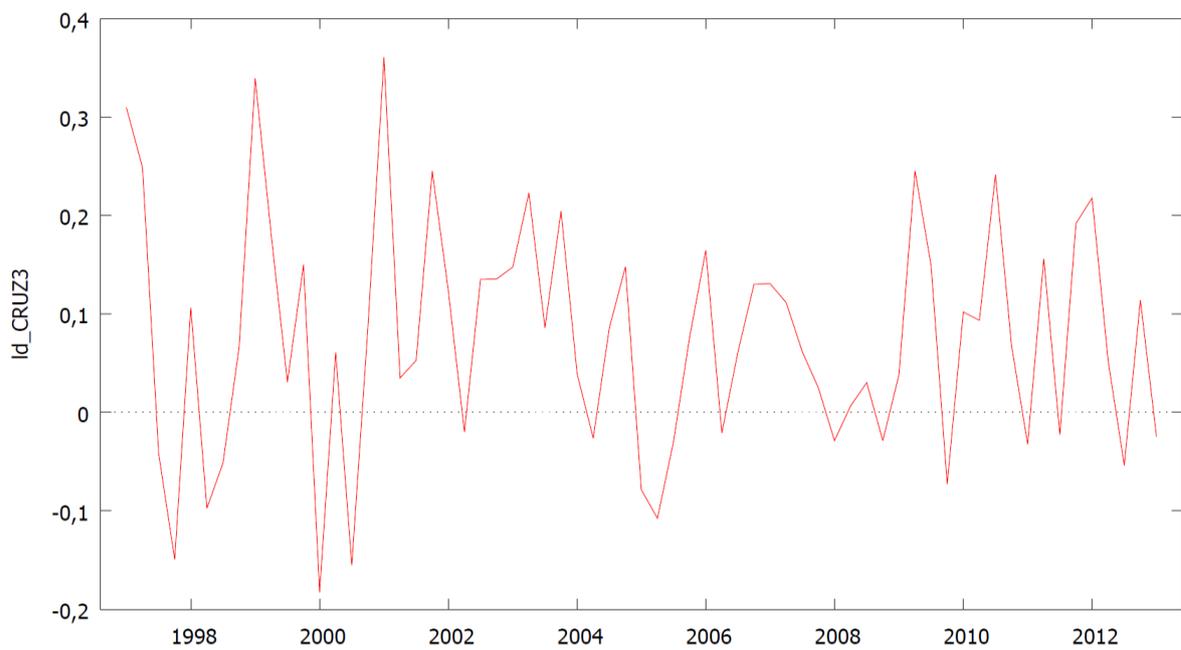
Fonte: Economática.

Gráfico 3 – BBDC4 - Retornos trimestrais



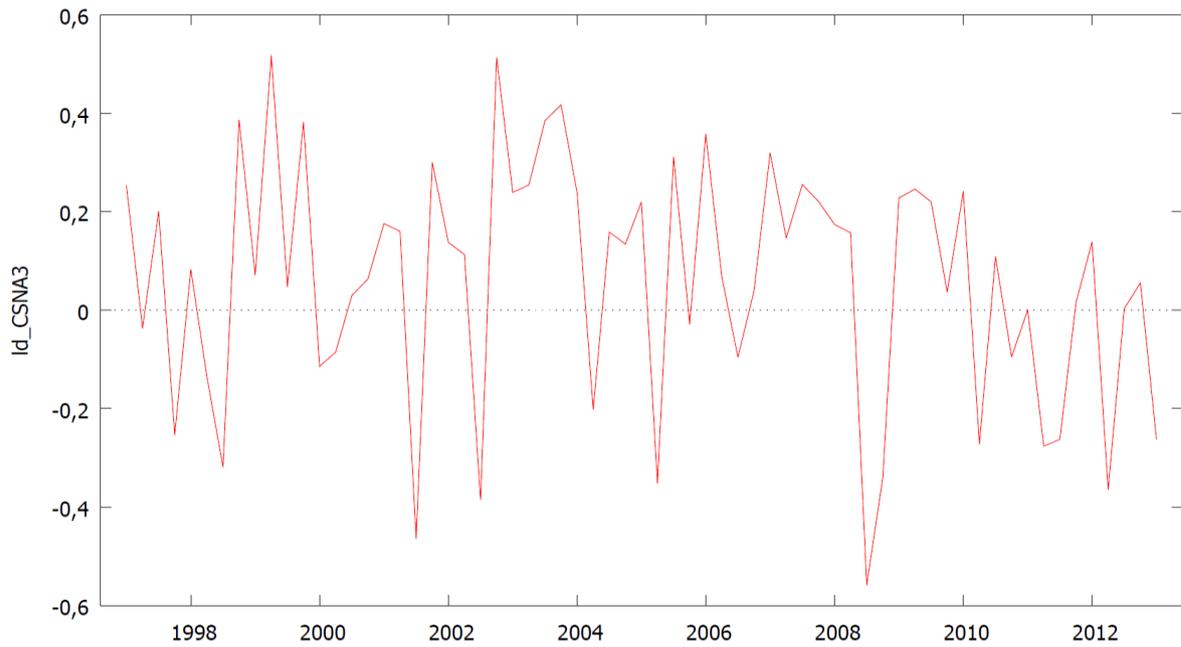
Fonte: Economática.

Gráfico 4 – CRUZ3 - Retornos trimestrais



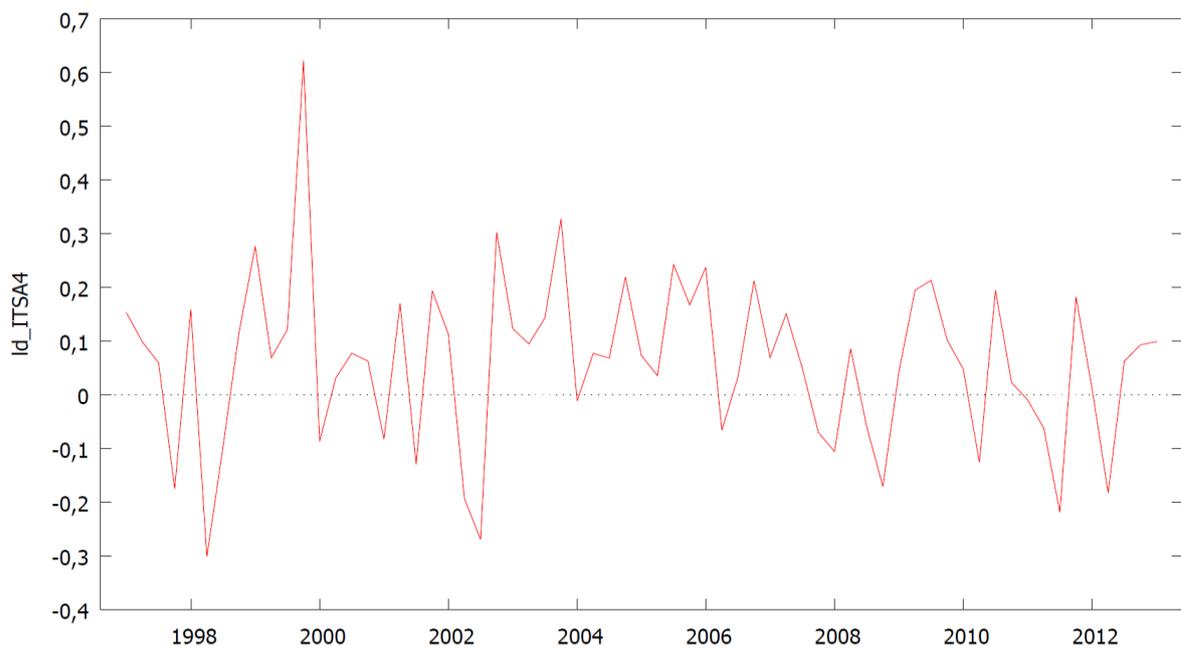
Fonte: Economática.

Gráfico 5 – CSNA3 - Retornos trimestrais



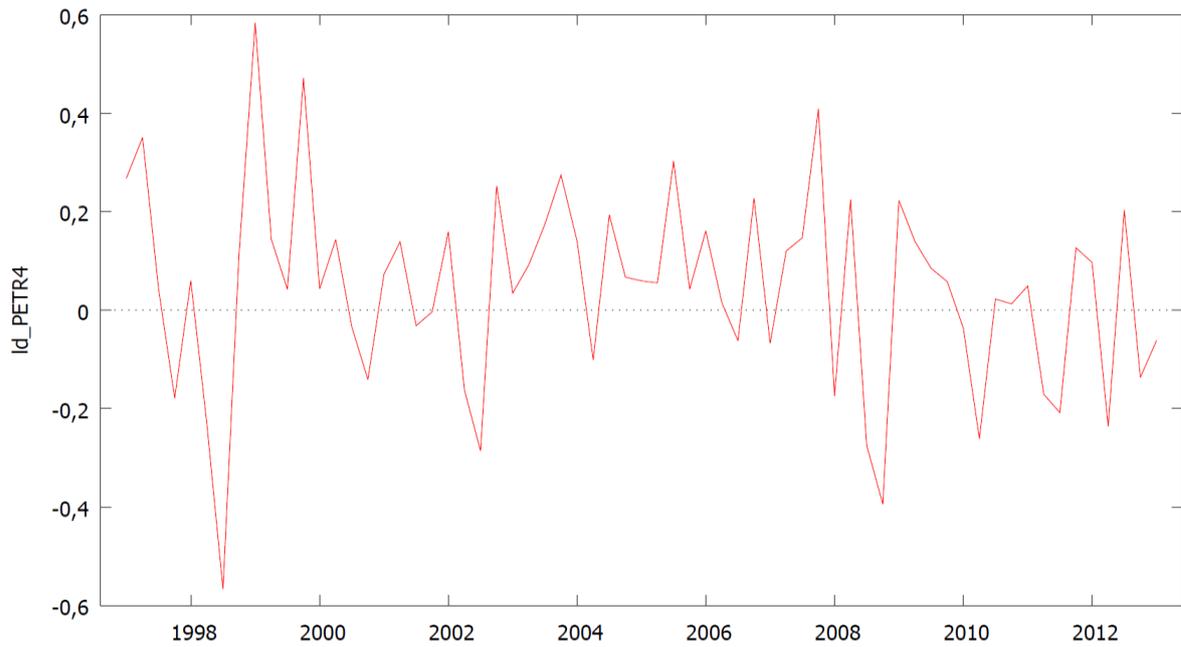
Fonte: Economática.

Gráfico 6 – ITSA4 - Retornos trimestrais



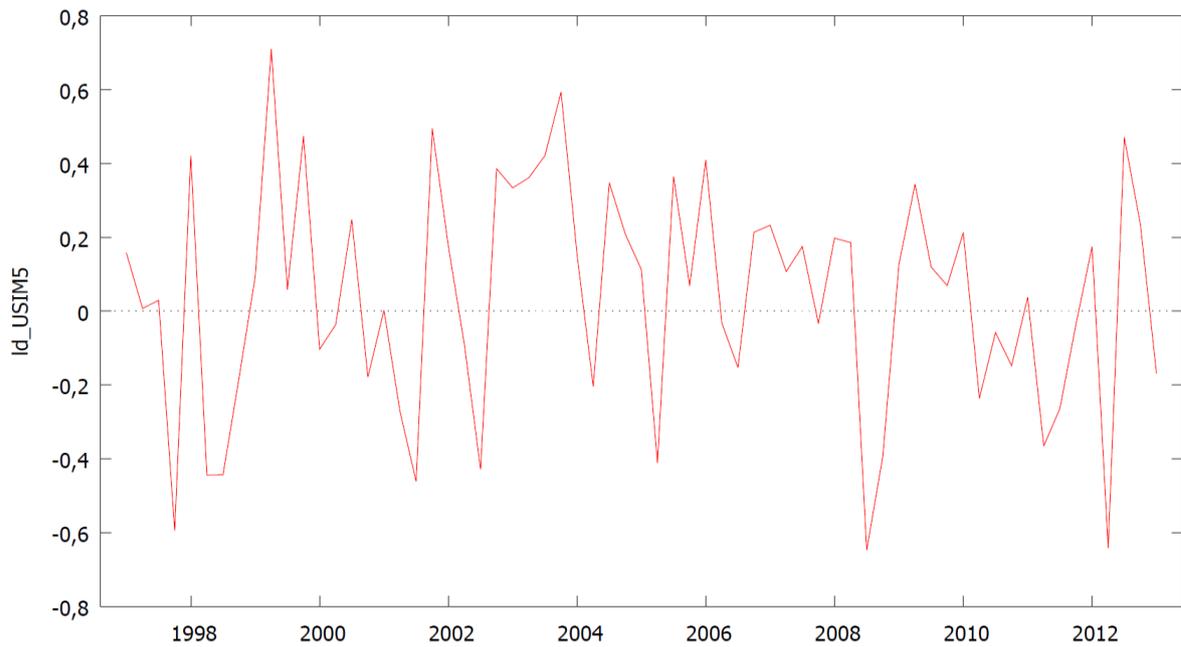
Fonte: Economática.

Gráfico 7 – PETR4 - Retornos trimestrais



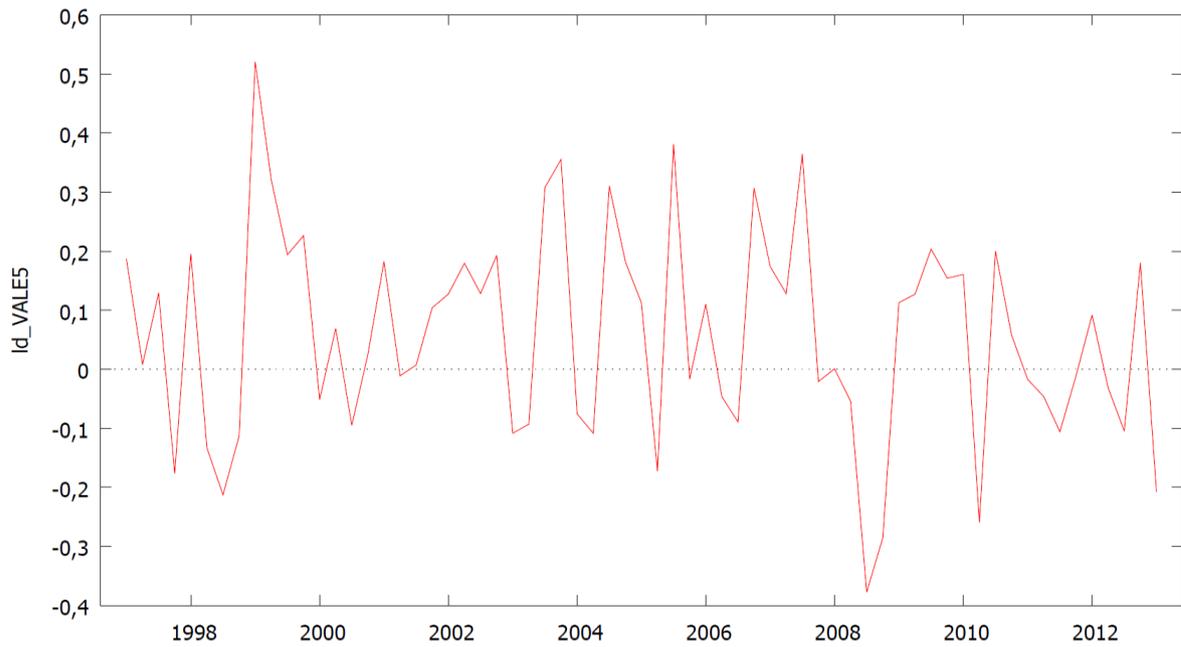
Fonte: Economática.

Gráfico 8 – USIM5 - Retornos trimestrais



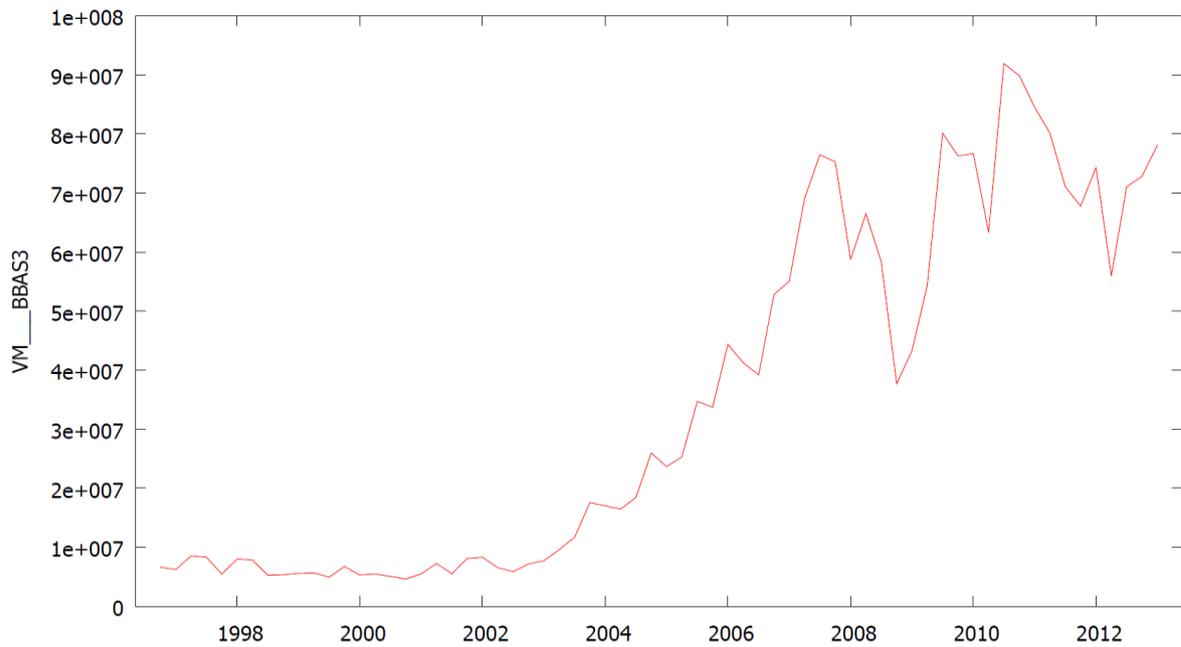
Fonte: Economática.

Gráfico 9 – VALE5 - Retornos trimestrais



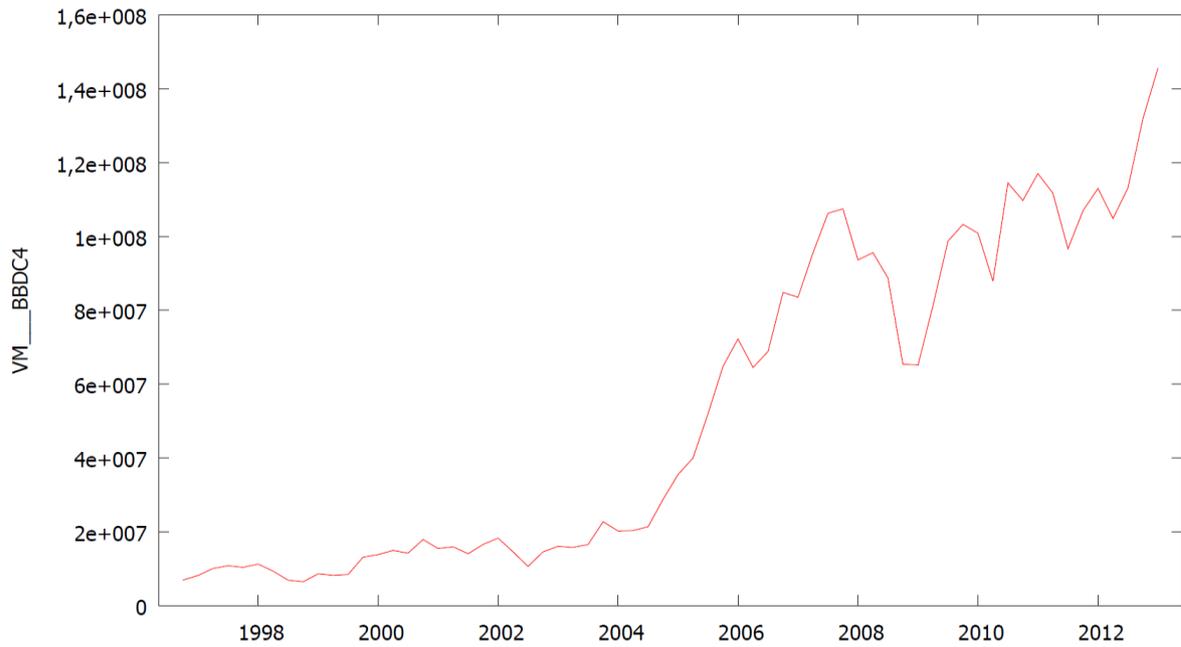
Fonte: Economática.

Gráfico 10 – BBAS3 – Valor de Mercado (trimestral)



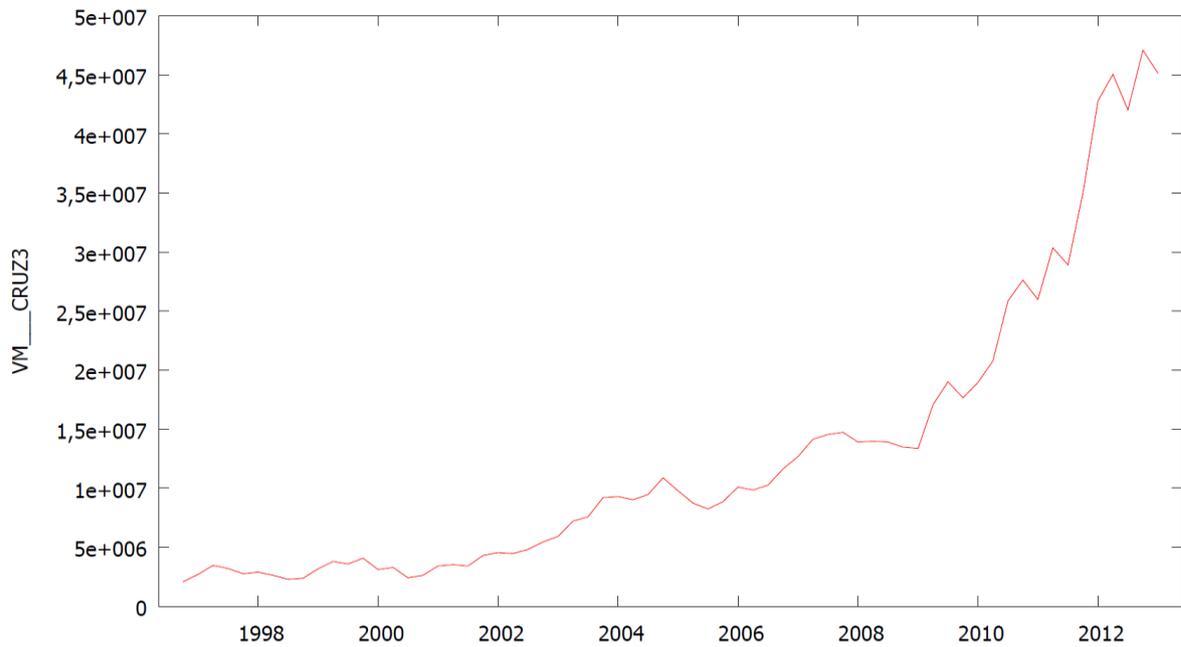
Fonte: Economática.

Gráfico 11 – BBDC4 – Valor de Mercado (trimestral)



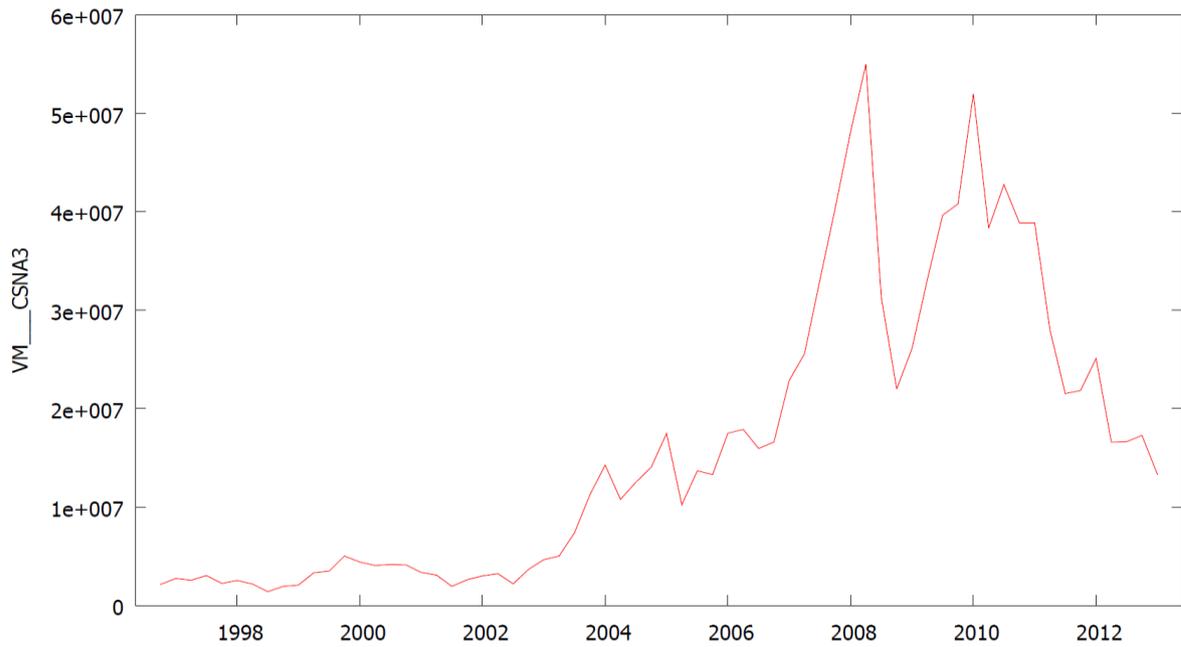
Fonte: Economática.

Gráfico 12 – CRUZ3 – Valor de Mercado (trimestral)



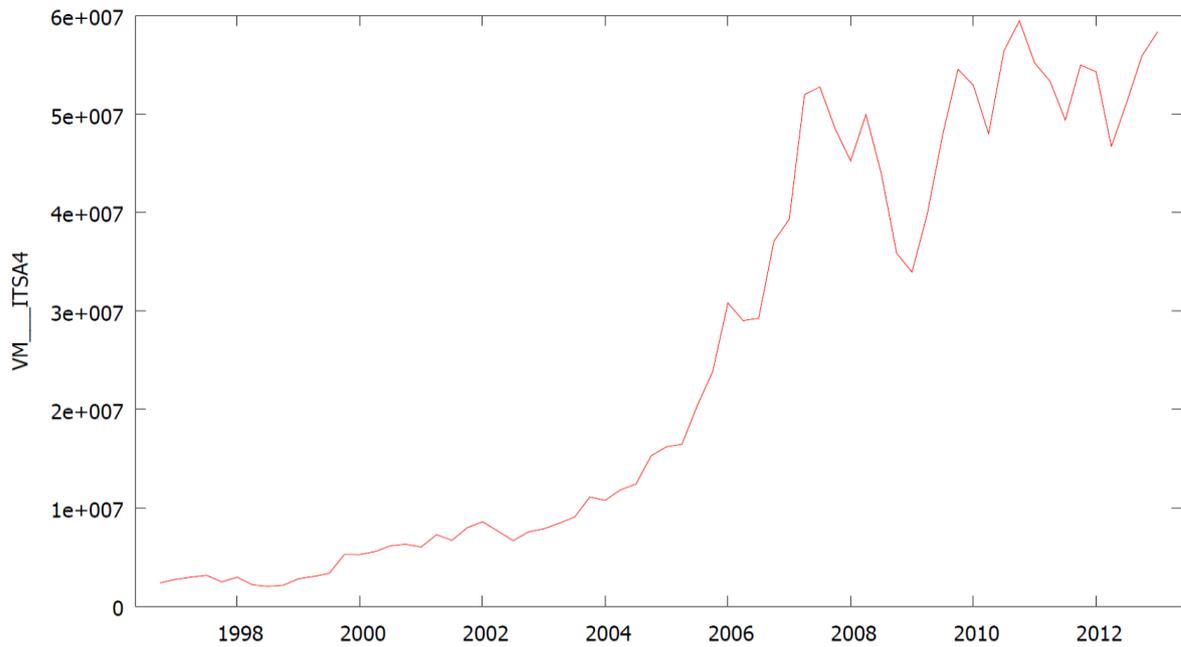
Fonte: Economática.

Gráfico 13 – CSNA3 – Valor de Mercado (trimestral)



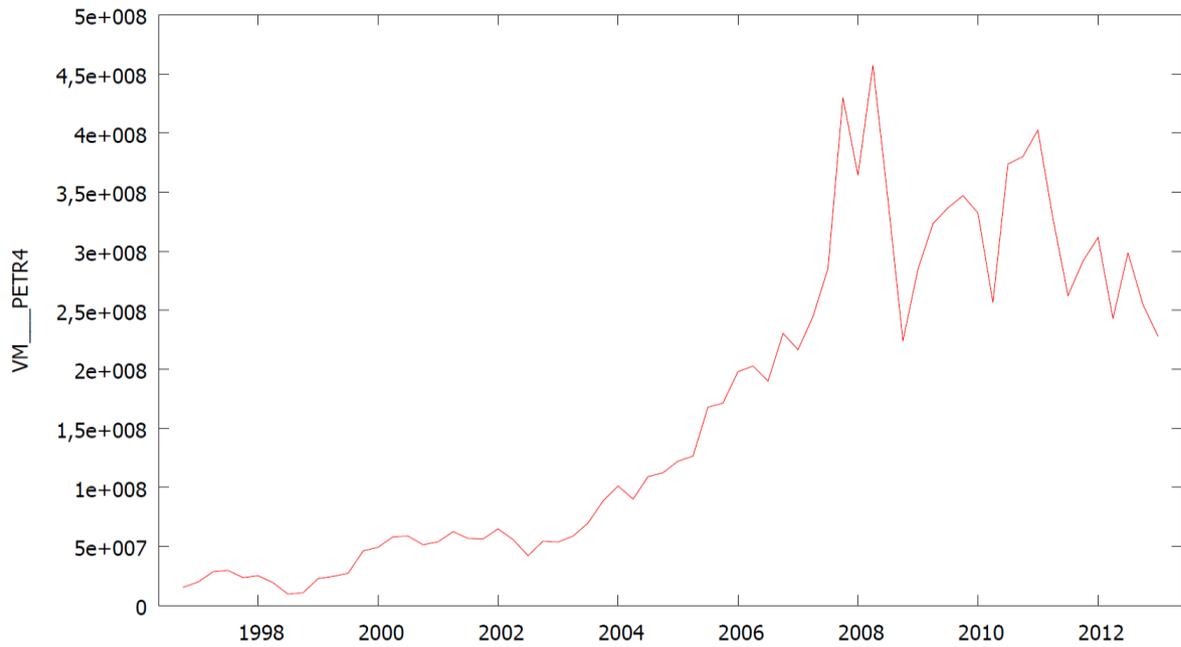
Fonte: Economática.

Gráfico 14 – ITSA4 – Valor de Mercado (trimestral)



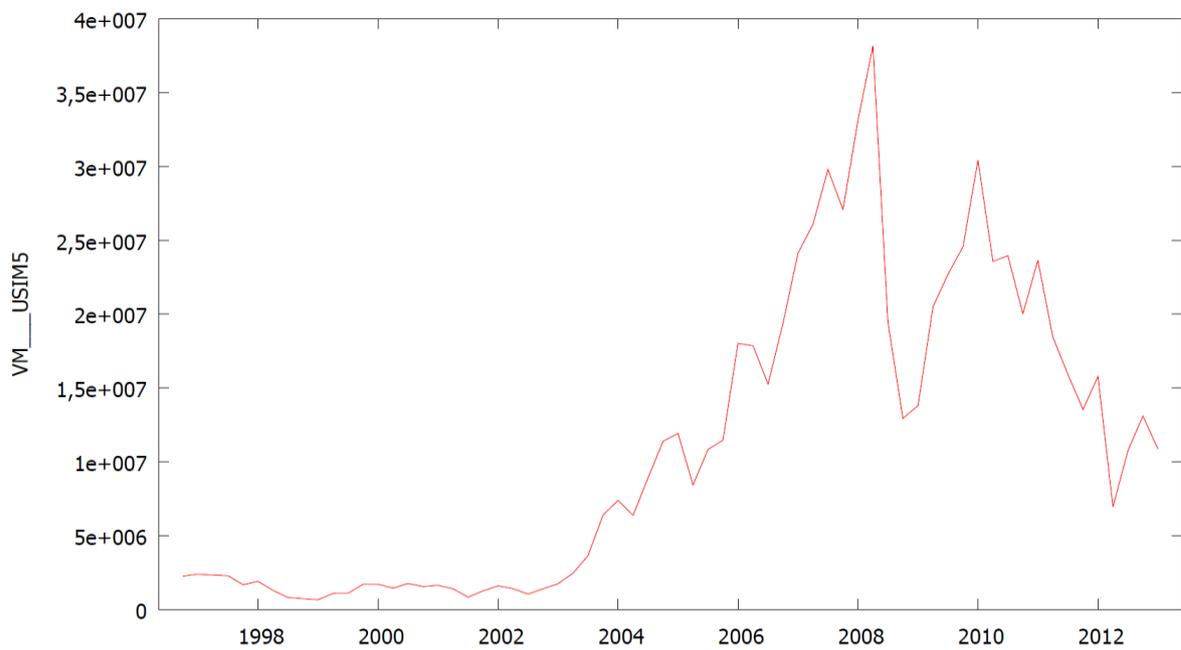
Fonte: Economática.

Gráfico 15 – PETR4 – Valor de Mercado (trimestral)



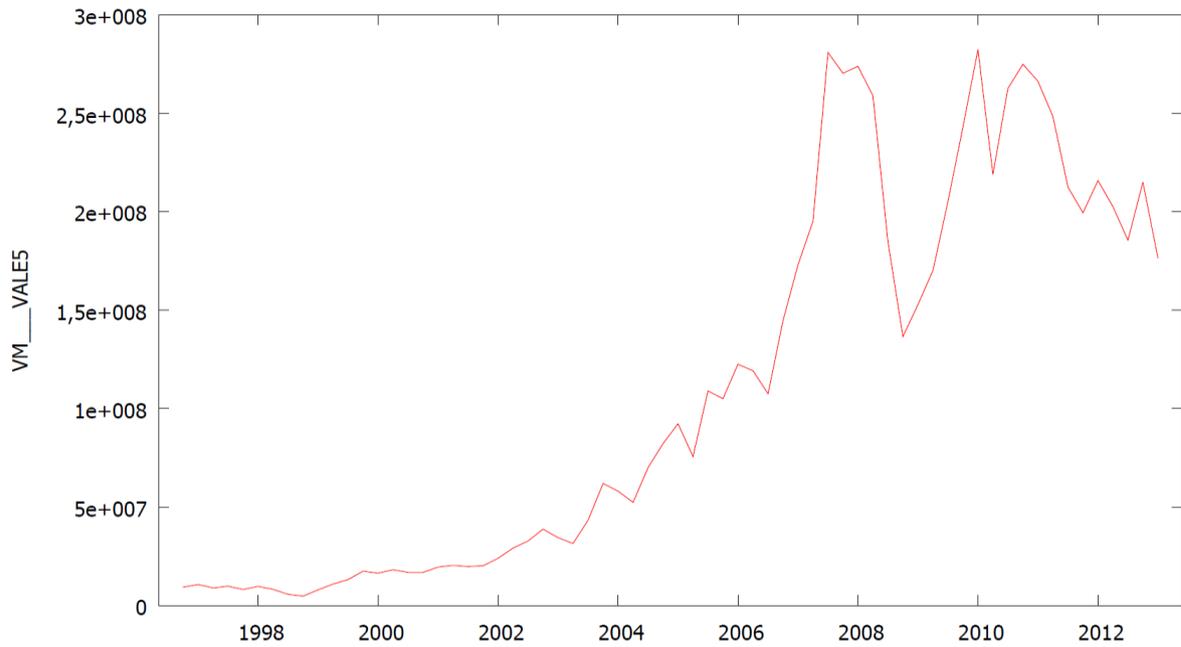
Fonte: Economática.

Gráfico 16 – USIM5 – Valor de Mercado (trimestral)



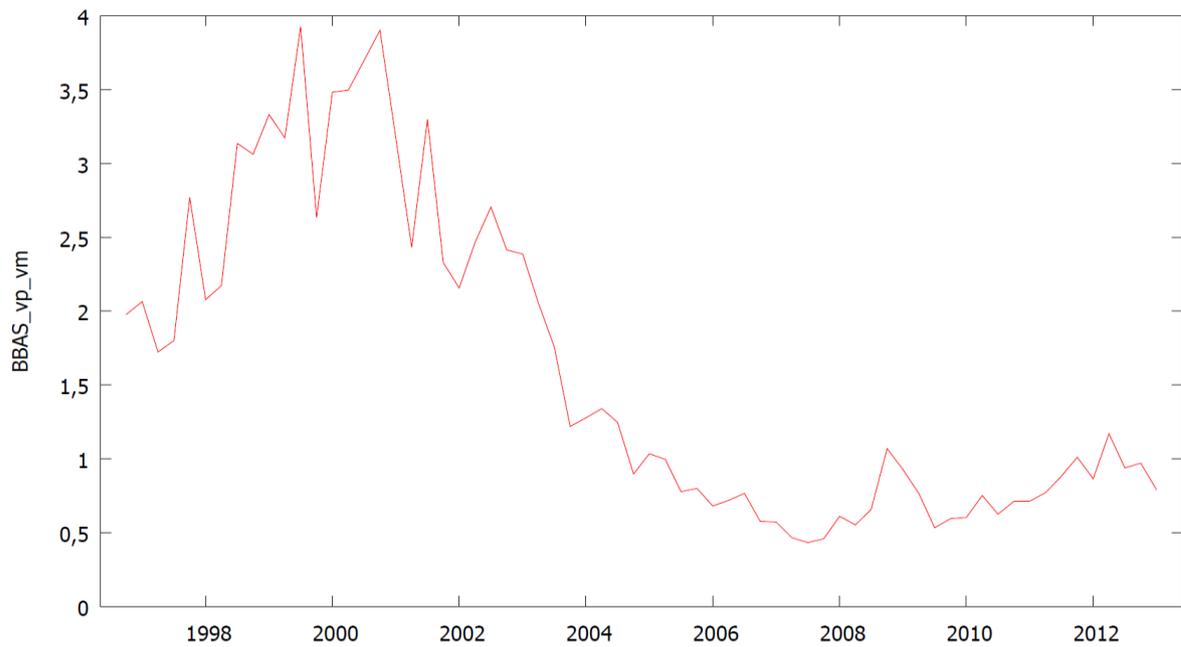
Fonte: Economática.

Gráfico 17 – VALE5 – Valor de Mercado (trimestral)



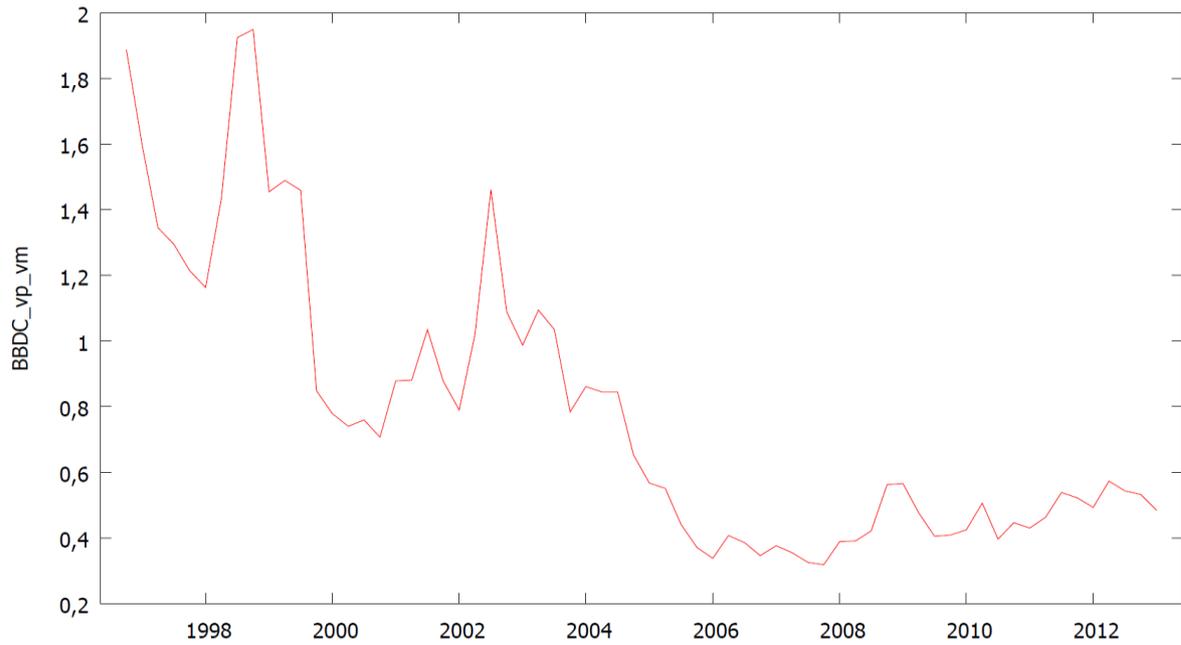
Fonte: Economática.

Gráfico 18 – BBAS3 – Índice VP/VM (trimestral)



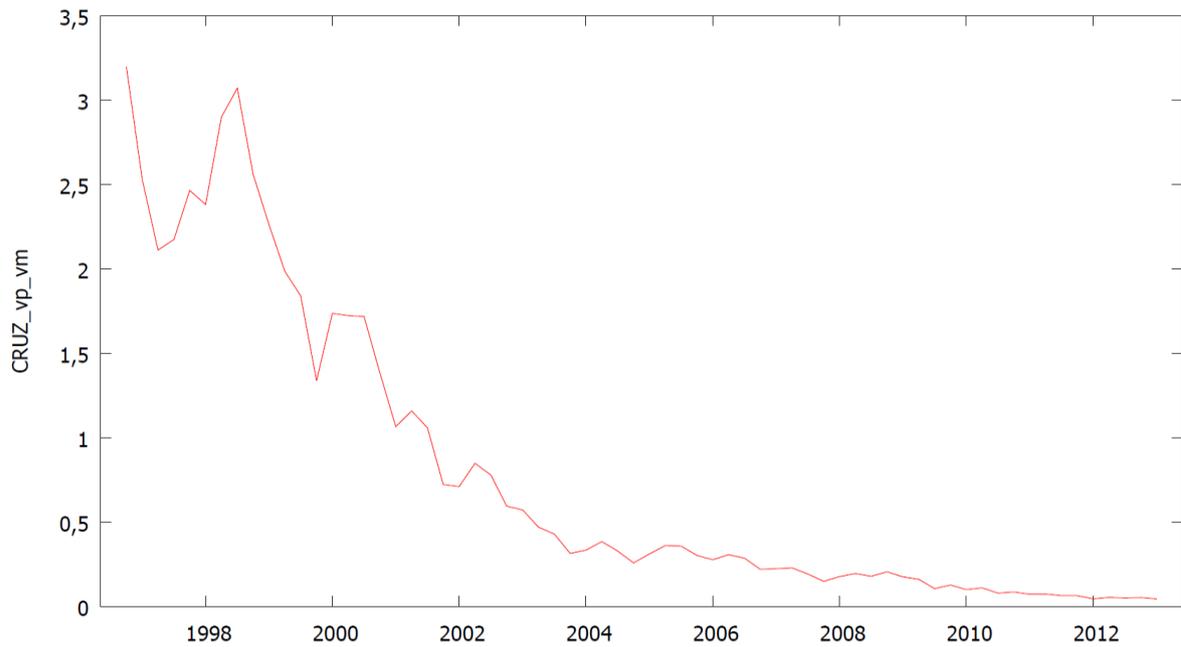
Fonte: Economática.

Gráfico 19 – BBDC4 – Índice VP/VM (trimestral)



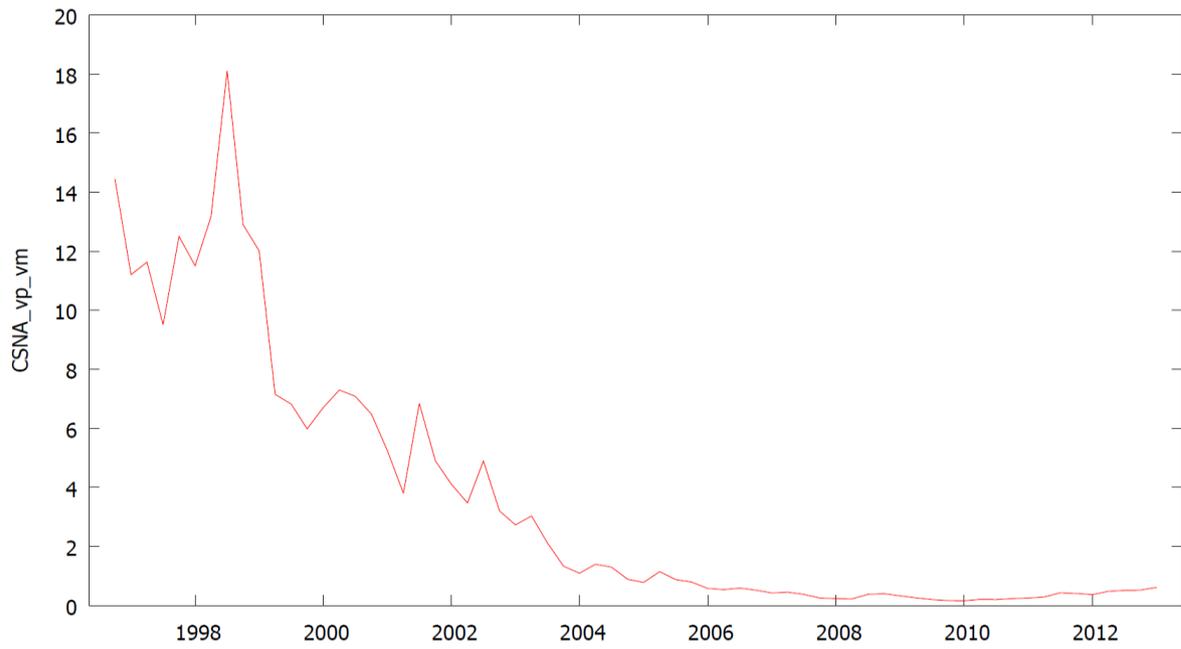
Fonte: Economática.

Gráfico 20 – CRUZ3 – Índice VP/VM (trimestral)



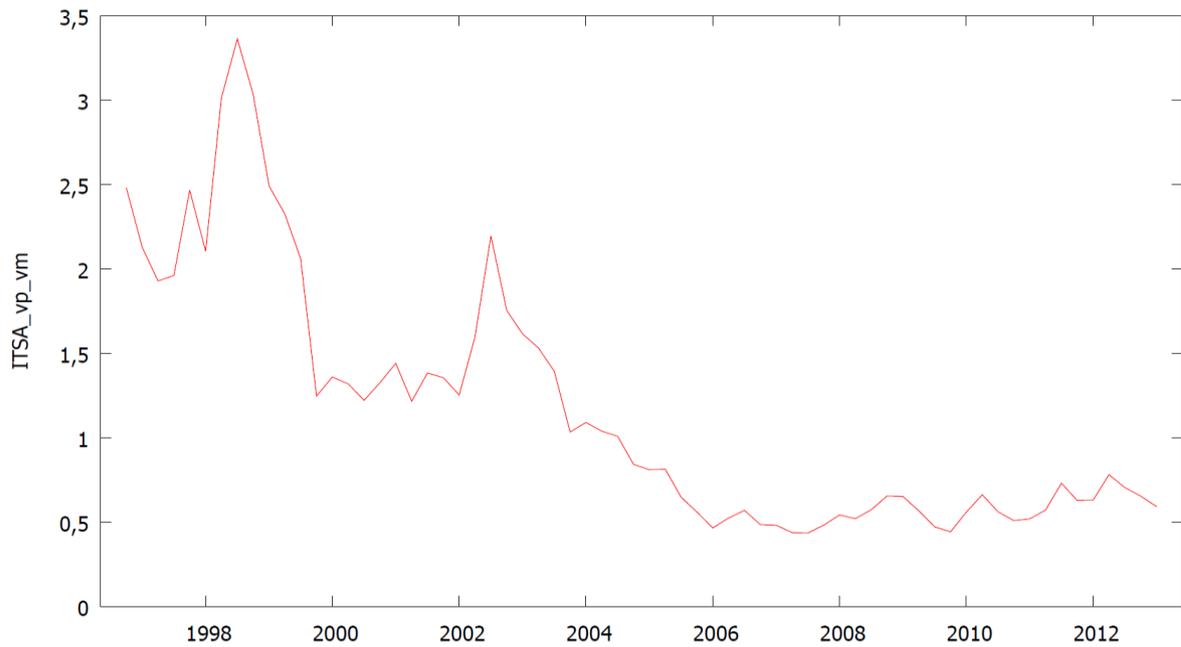
Fonte: Economática.

Gráfico 21 – CSNA3 – Índice VP/VM (trimestral)



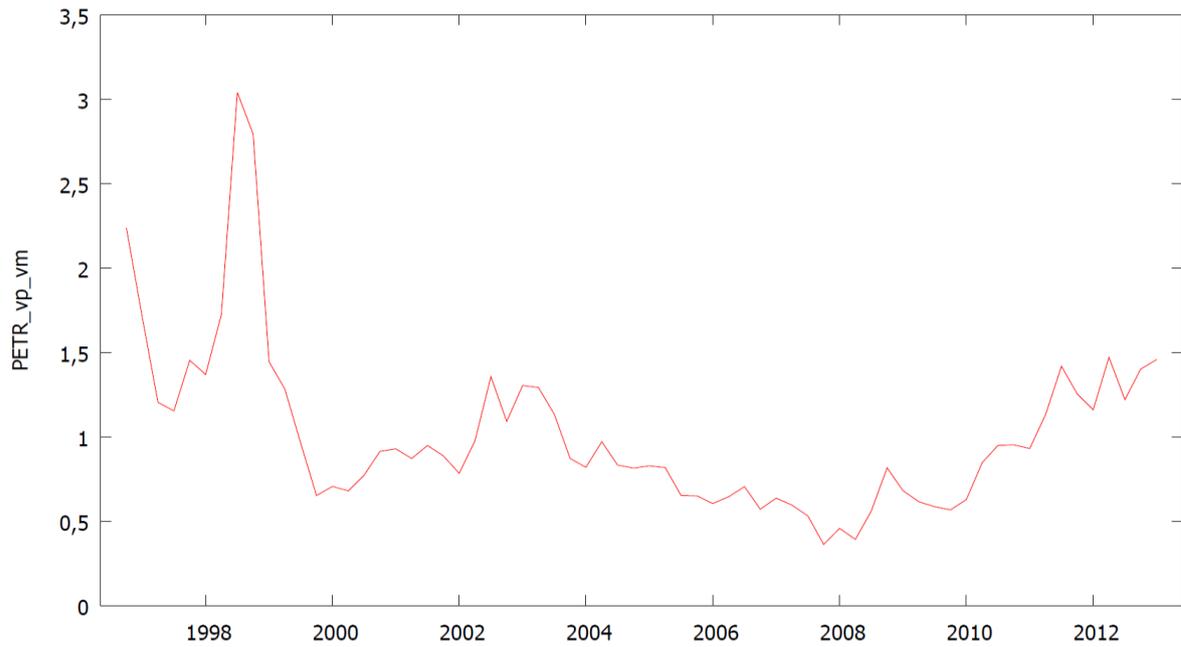
Fonte: Economática.

Gráfico 22 – ITSA4 – Índice VP/VM (trimestral)



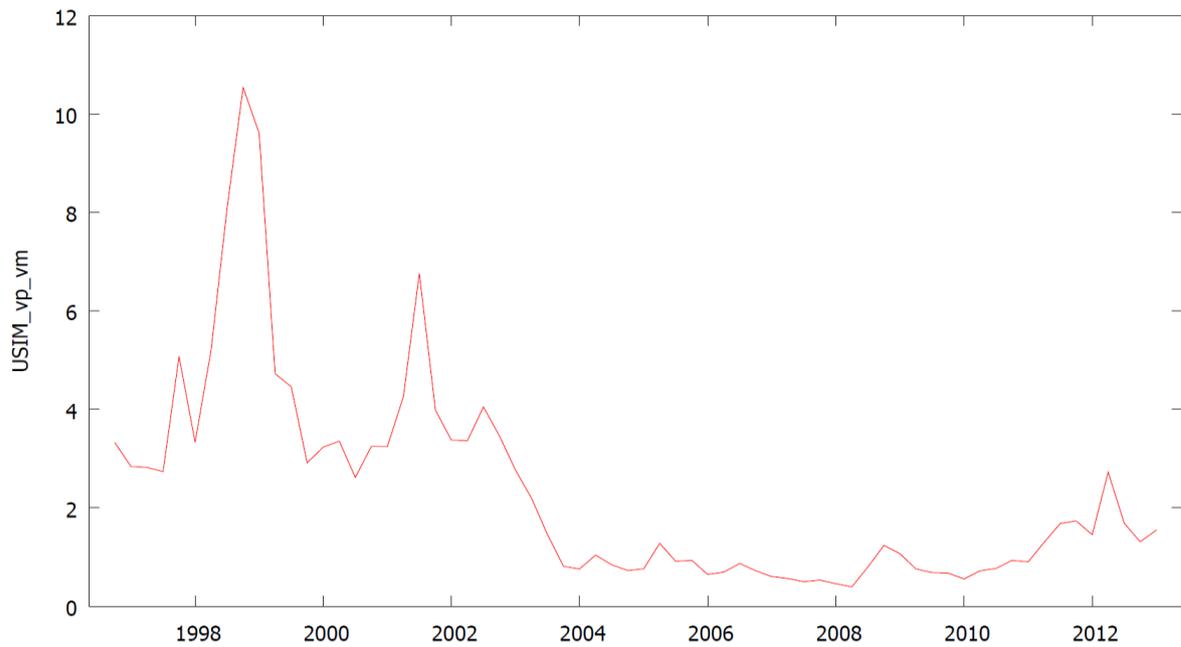
Fonte: Economática.

Gráfico 23 – PETR4 – Índice VP/VM (trimestral)



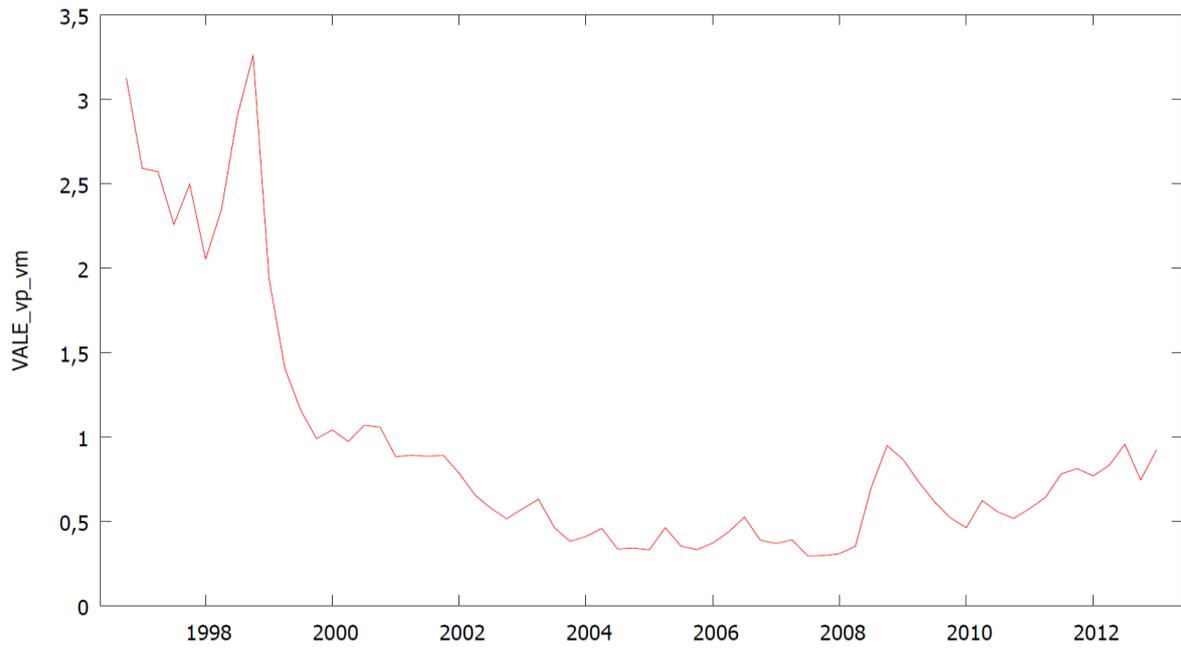
Fonte: Economática.

Gráfico 24 – USIM5 – Índice VP/VM (trimestral)



Fonte: Economática.

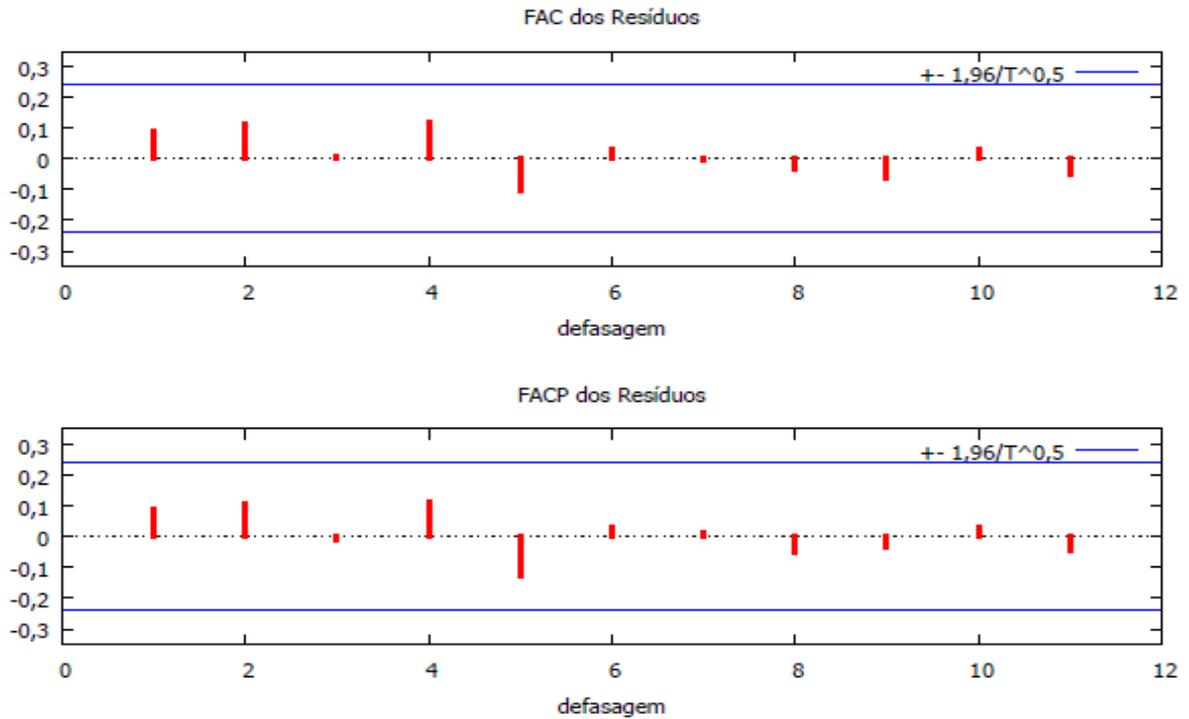
Gráfico 25 – VALE5 – Índice VP/VM (trimestral)



Fonte: Economática.

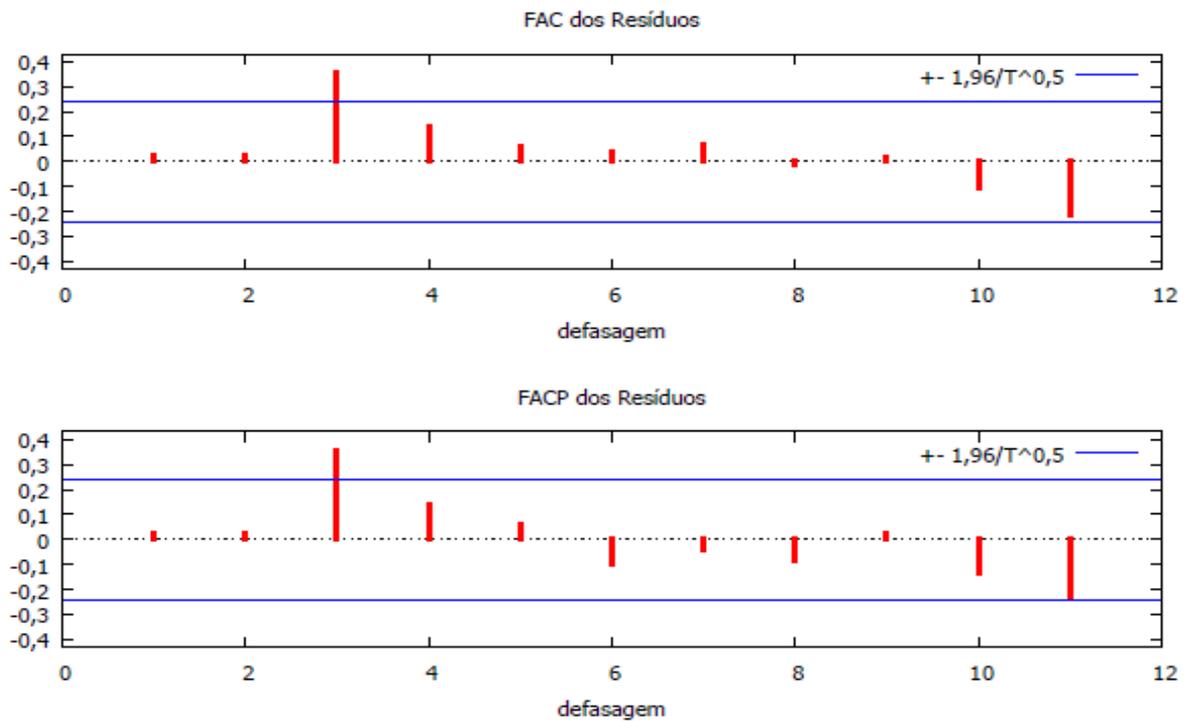
ANEXO B – FACs e FACP

Gráfico 26 – BBAS3 – FAC e FAP modelo CAPM



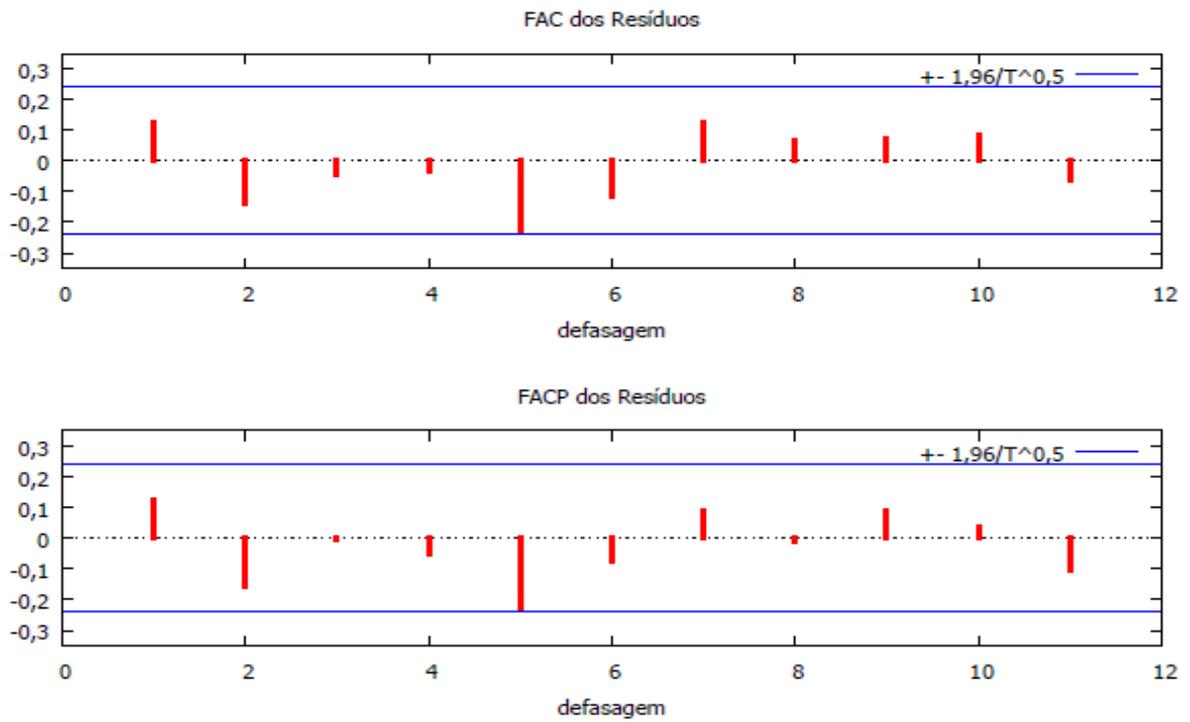
Fonte: Gretl.

Gráfico 27 – BBDC4 – FAC e FAP modelo CAPM



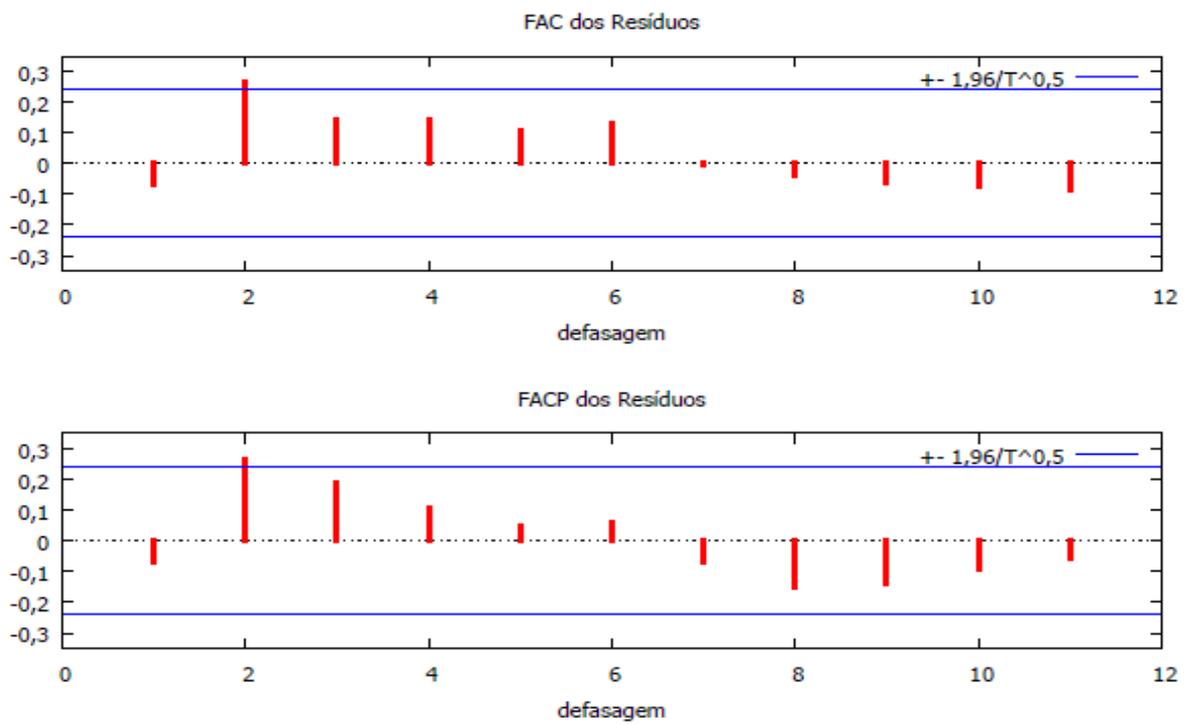
Fonte: Gretl.

Gráfico 28 – CRUZ3 – FAC e FAP modelo CAPM



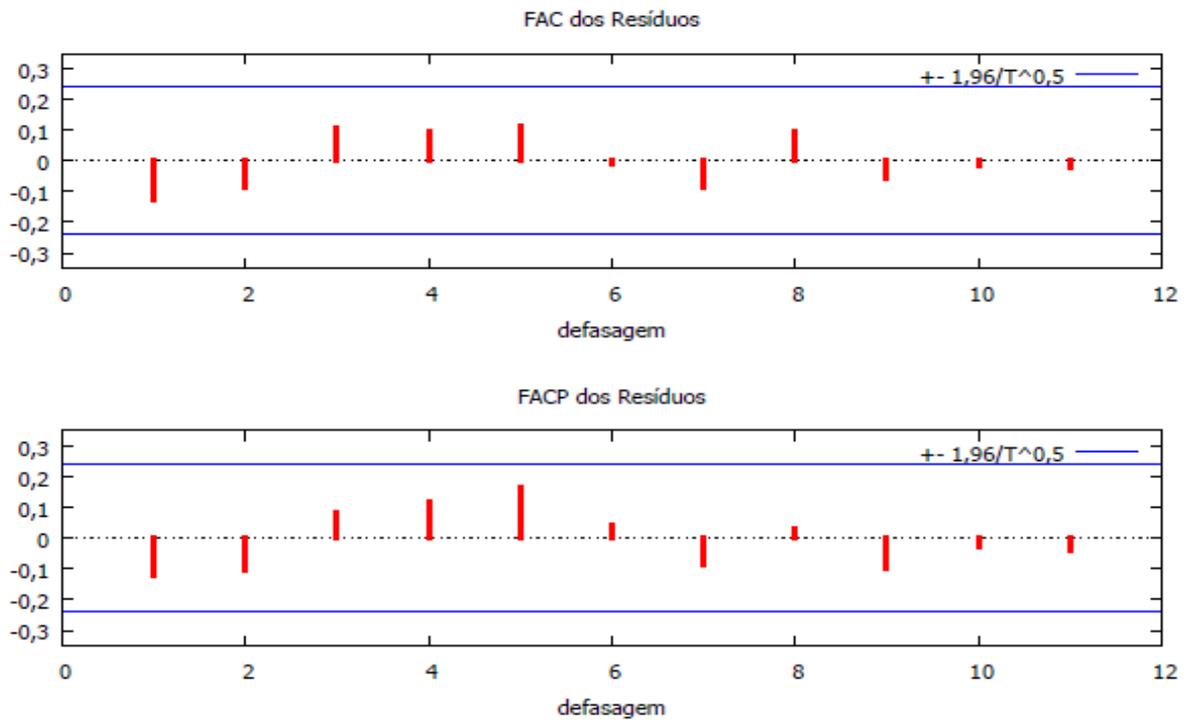
Fonte: Gretl.

Gráfico 29 – CSNA3 – FAC e FAP modelo CAPM



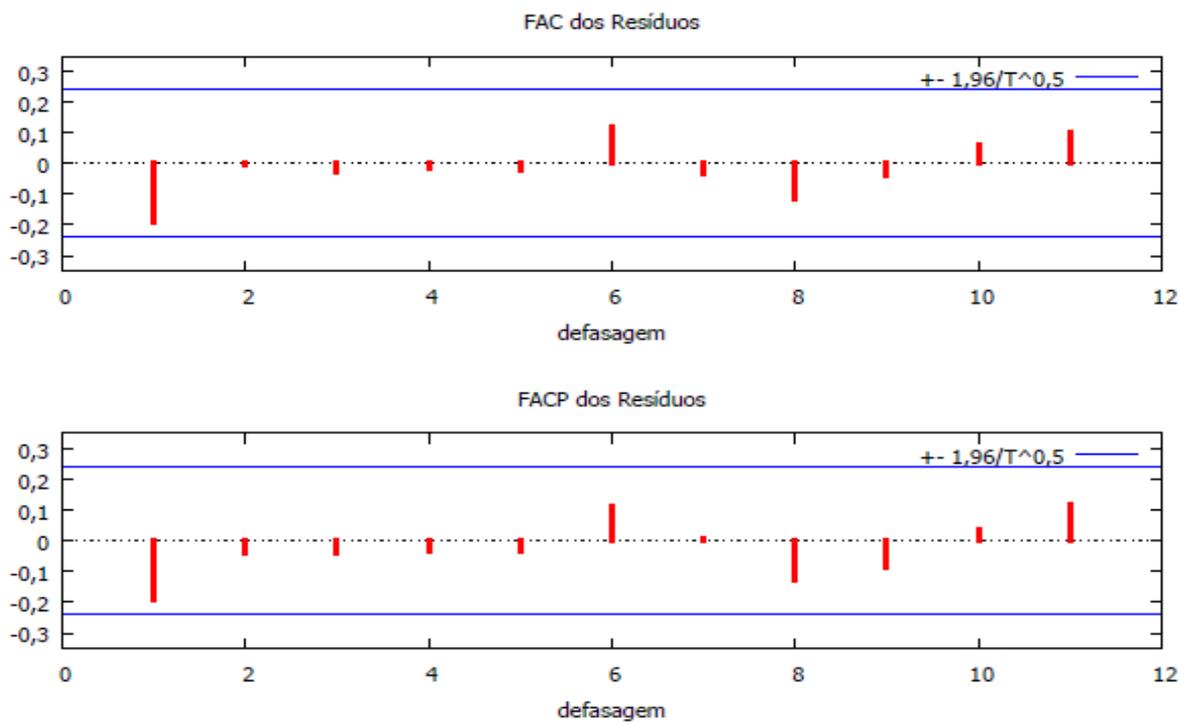
Fonte: Gretl.

Gráfico 30 – ITSA4 – FAC e FAP modelo CAPM



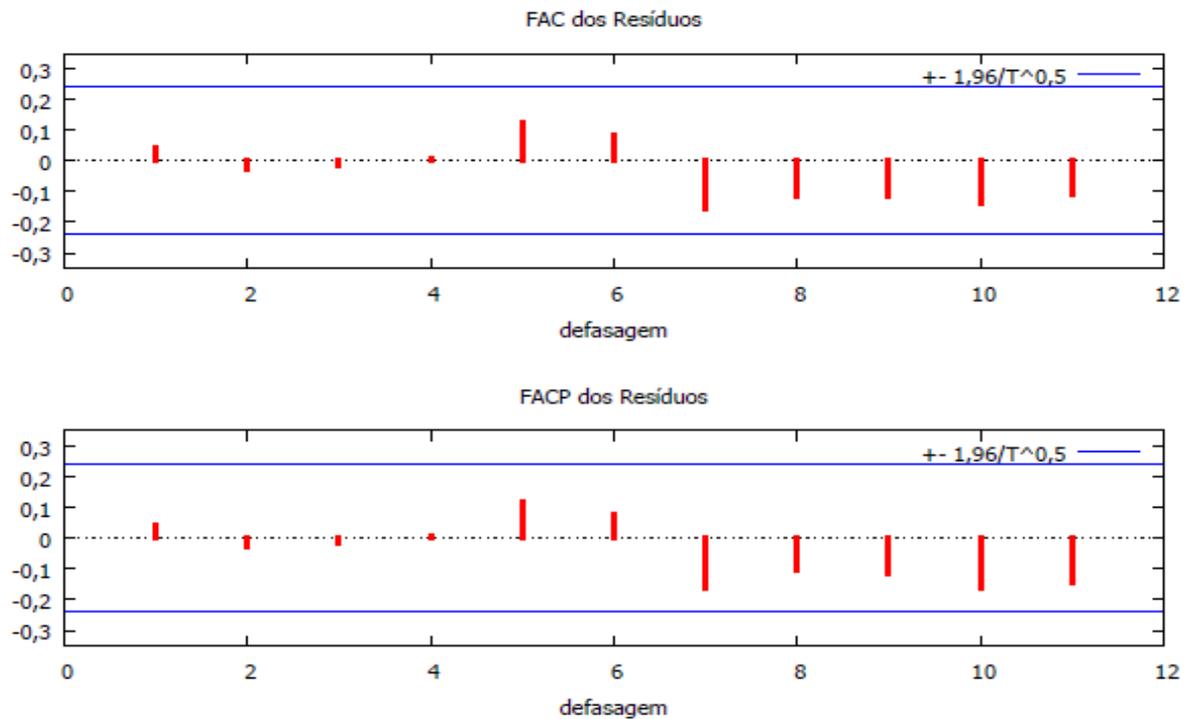
Fonte: Gretl.

Gráfico 31 – PETR4 – FAC e FAP modelo CAPM



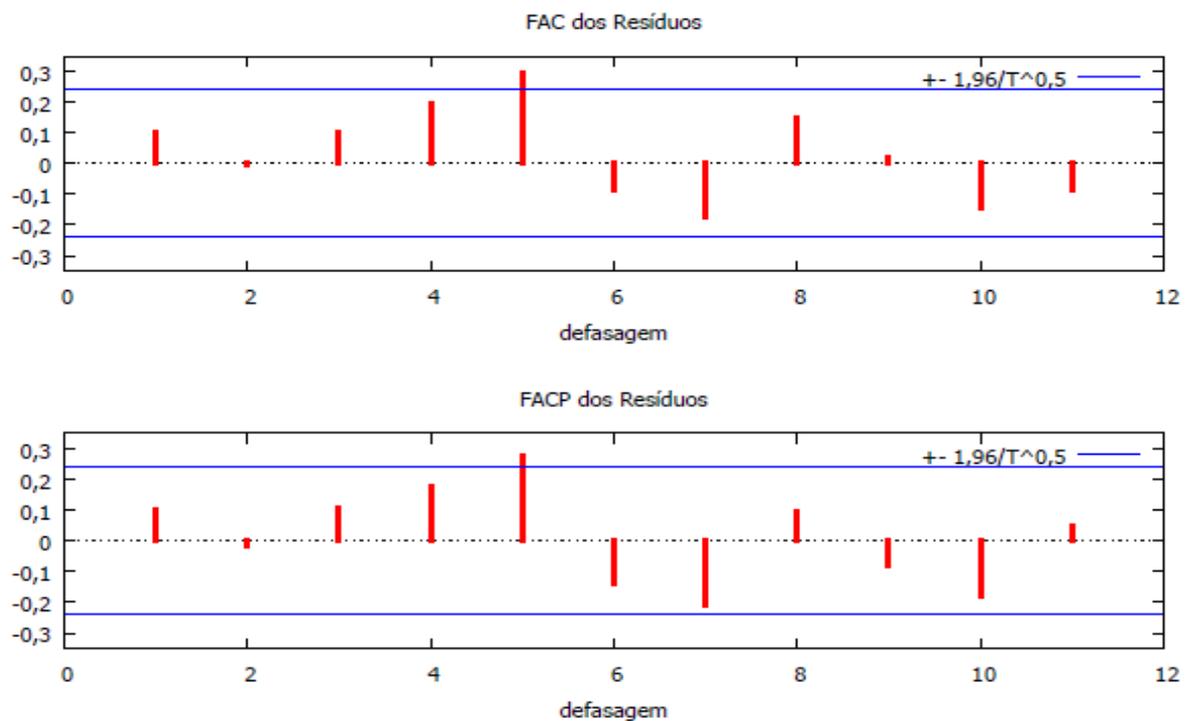
Fonte: Gretl.

Gráfico 32 – USIM5 – FAC e FAP modelo CAPM



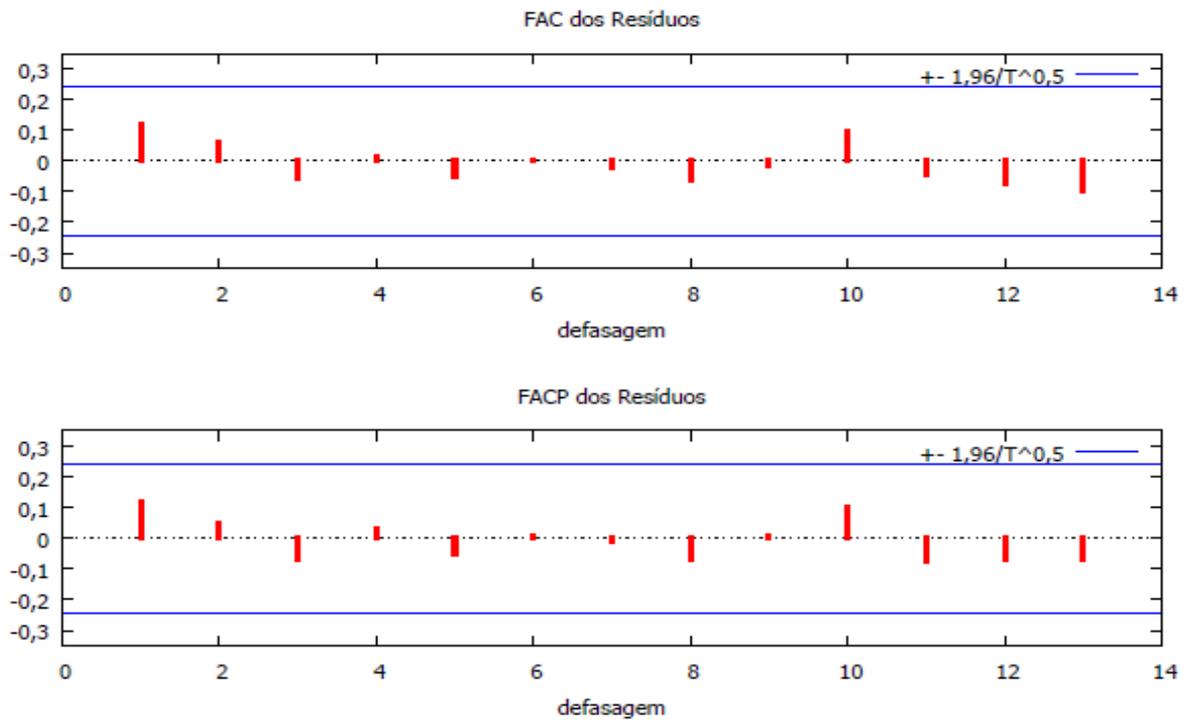
Fonte: Gretl.

Gráfico 33 – VALE5 – FAC e FAP modelo CAPM



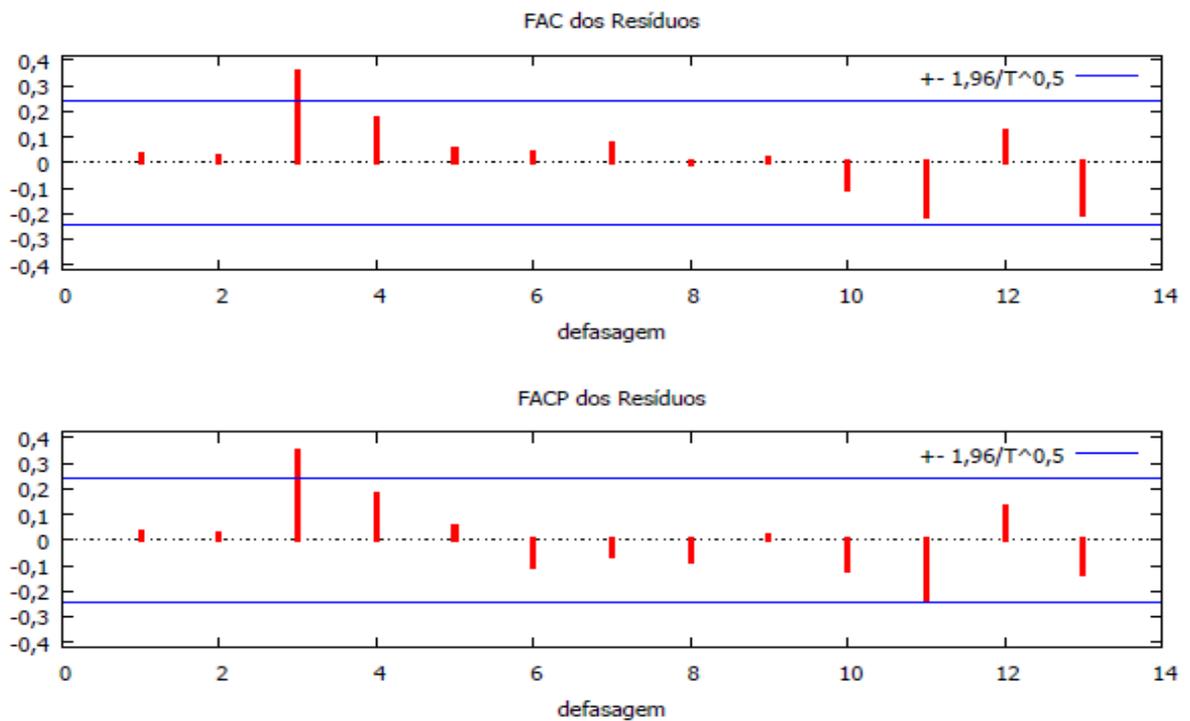
Fonte: Gretl.

Gráfico 34 – BBAS3 – FAC e FAP modelo de três fatores



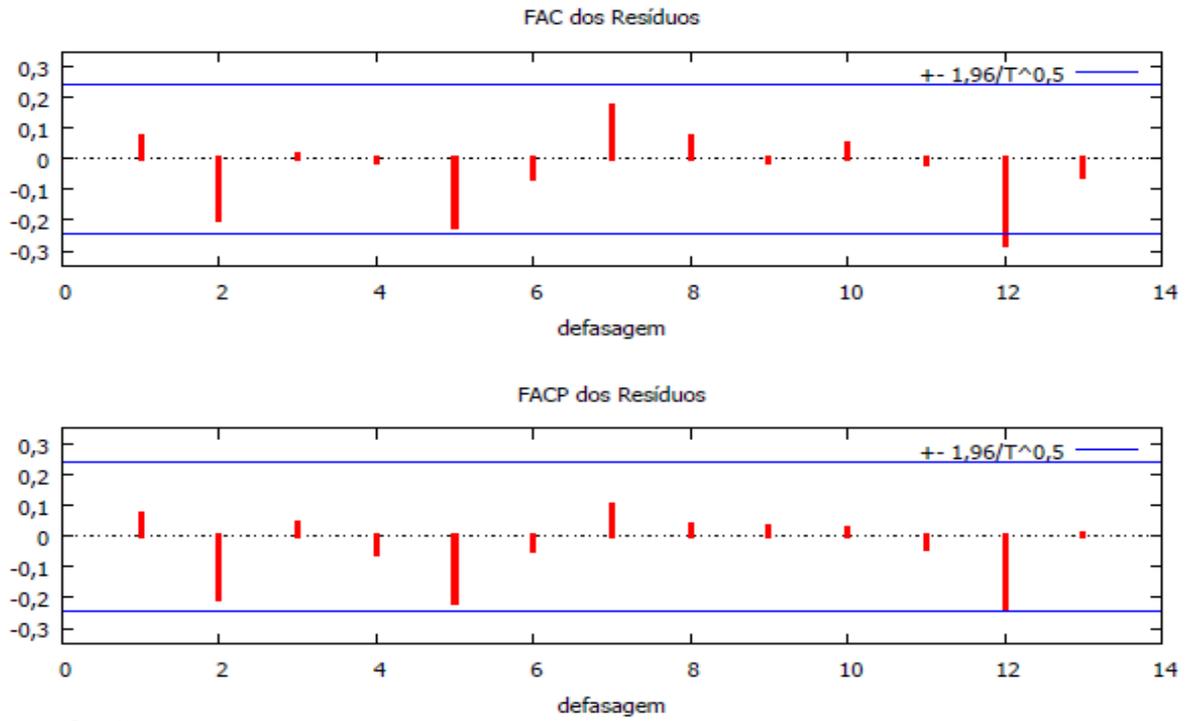
Fonte: Gretl.

Gráfico 35 – BBDC4 – FAC e FAP modelo de três fatores



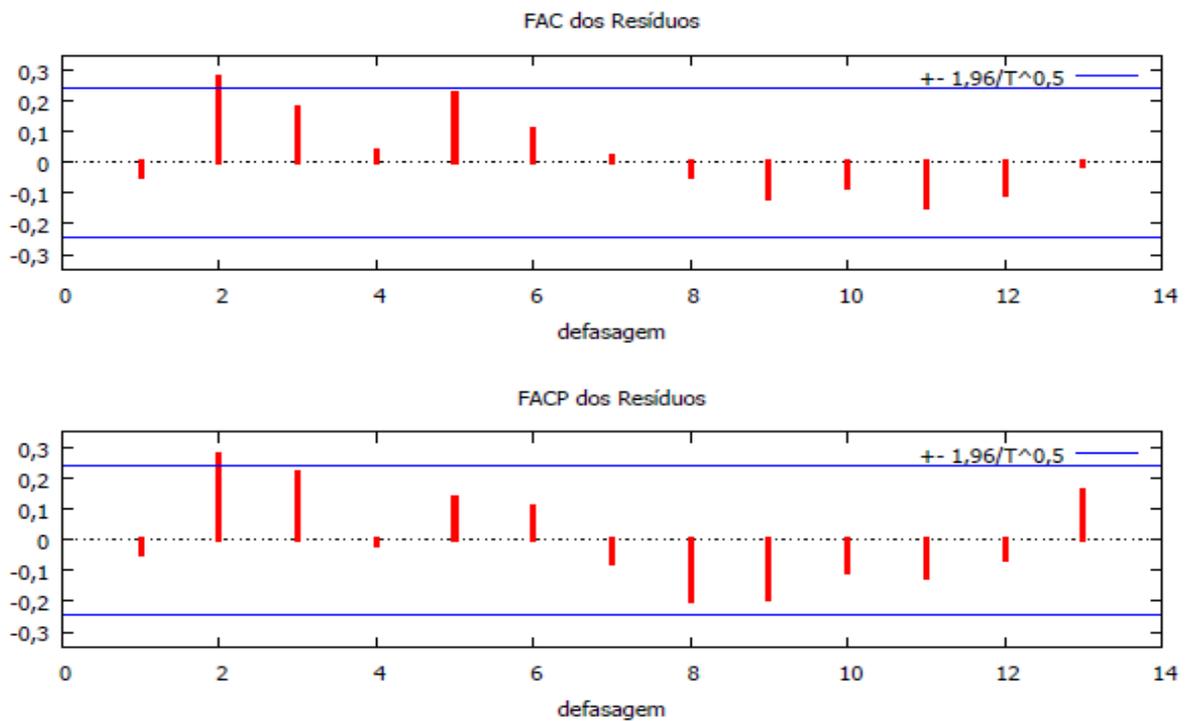
Fonte: Gretl.

Gráfico 36 – CRUZ3 – FAC e FAP modelo de três fatores



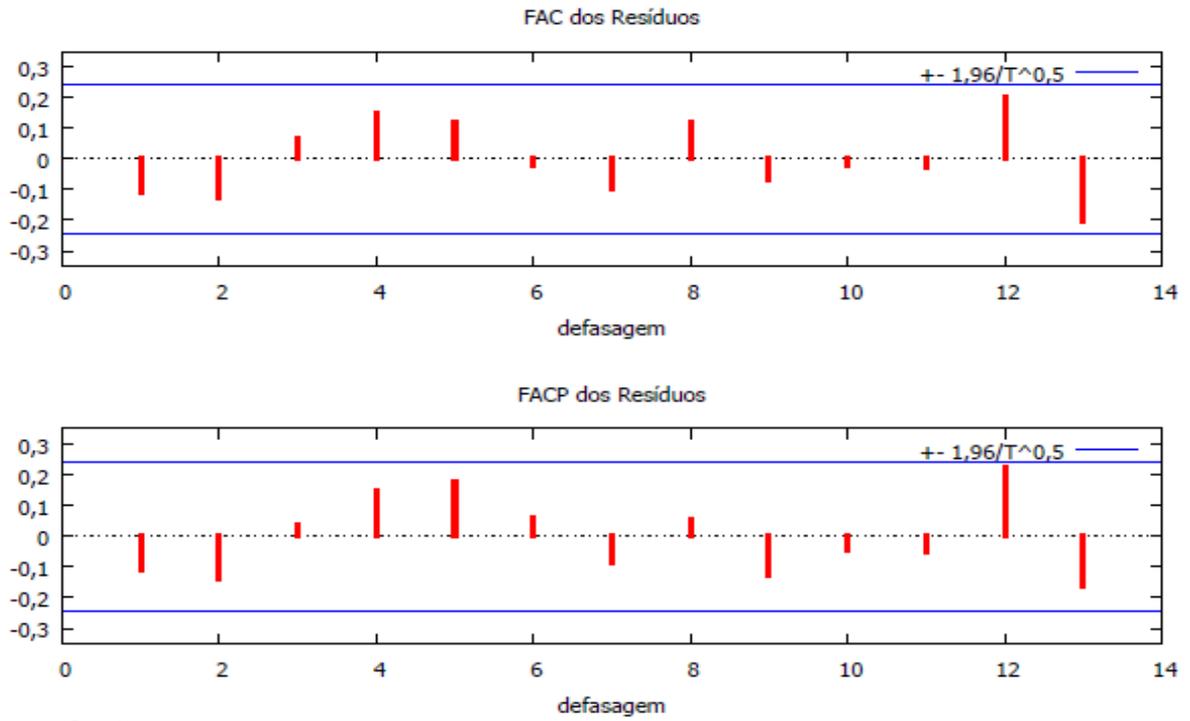
Fonte: Gretl.

Gráfico 37 – CSNA3 – FAC e FAP modelo de três fatores



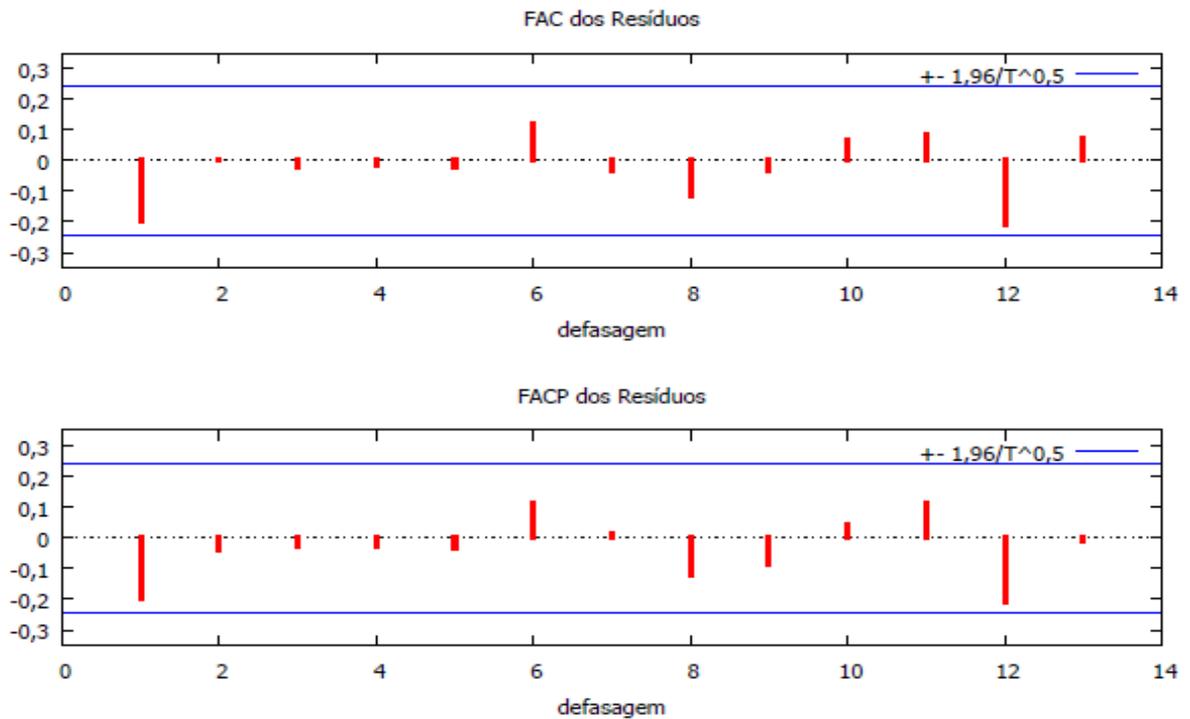
Fonte: Gretl.

Gráfico 38 – ITSA4 – FAC e FAP modelo de três fatores



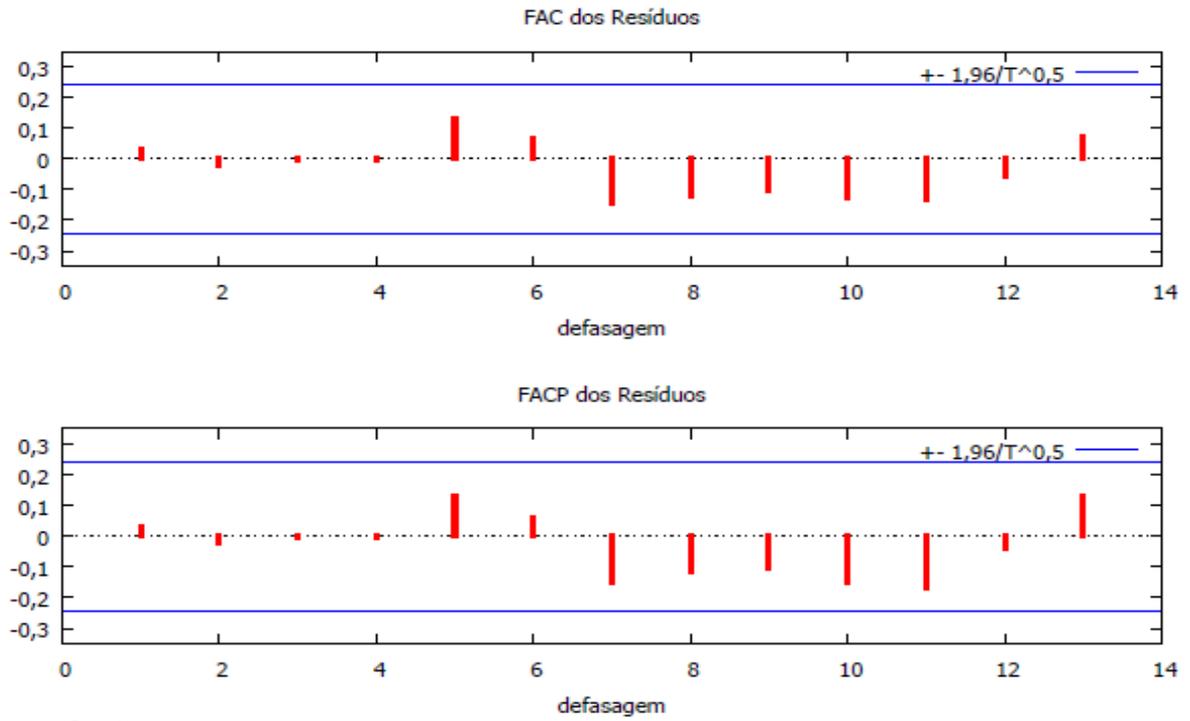
Fonte: Gretl.

Gráfico 39 – PETR4 – FAC e FAP modelo de três fatores



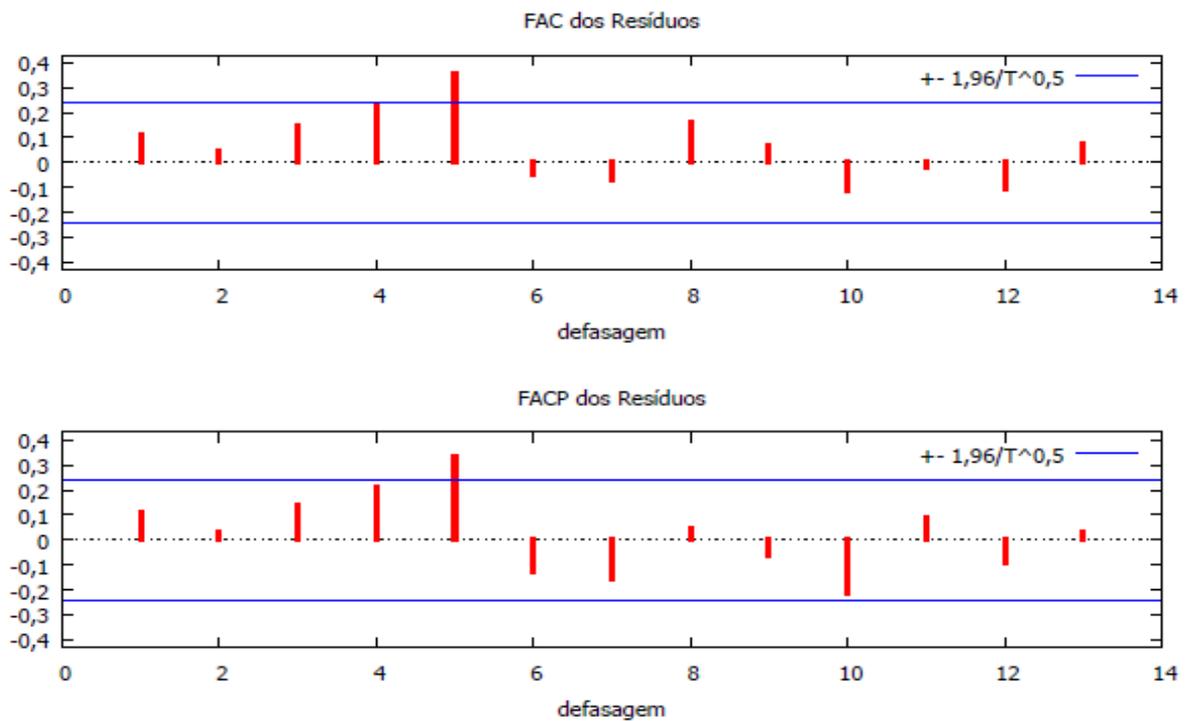
Fonte: Gretl.

Gráfico 40 – USIM5 – FAC e FAP modelo de três fatores



Fonte: Gretl.

Gráfico 41 – VALE5 – FAC e FAP modelo de três fatores



Fonte: Gretl.