UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

**A INFLUÊNCIA DO PORTE EMPRESARIAL NO RETORNO DAS AÇÕES
NEGOCIADAS NA BOVESPA: PROPOSIÇÃO DE UM MODELO QUANTITATIVO**

Felipe Turbuk Garrán

Orientador: Prof. Dr. Roy Martelanc

SÃO PAULO
2012

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann
Chefe do Departamento de Administração

Prof. Dr. Lindolfo Galvão de Albuquerque
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração

FELIPE TURBUK GARRÁN

**A INFLUÊNCIA DO PORTE EMPRESARIAL NO RETORNO DAS AÇÕES
NEGOCIADAS NA BOVESPA: PROPOSIÇÃO DE UM MODELO QUANTITATIVO**

Tese apresentada ao Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Doutor em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Roy Martelanc

SÃO PAULO

2012

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Garrán, Felipe Turbuk

A influência do porte empresarial no retorno das ações negociadas na Bovespa: proposição de um modelo quantitativo / Felipe Turbuk Garrán. -- São Paulo, 2012.
156 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2012.
Orientador: Roy Martelanc.

1. Custo de capital 2. Prêmio de porte 3. Acionista 4. Ações 5. Bovespa
I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 332.041

A Deus, criador de tudo e meu amoroso Pai.
Às minhas amadas, Vanessa e Laís.

AGRADECIMENTOS

À minha esposa, Vanessa, pelo apoio e amor nos momentos fáceis e nos difíceis.

Aos meus pais, Olga e Pedro Miguel, pela educação que se esforçaram em me dar.

Aos meus irmãos, Valéria e Pablo, pelo incentivo em minha trajetória acadêmica.

Ao Prof. Dr. Roy Martelanc, orientador e amigo, pela orientação durante todo o processo e pelas inestimáveis contribuições ao meu desenvolvimento acadêmico e profissional.

Aos membros da banca, Prof. Dr. Luiz Paulo Fávero e Prof. Dr. Wilson Toshiro Nakamura, pelas preciosas sugestões ao trabalho por ocasião da banca de qualificação.

Aos professores Alan Ghani, Bruno Cals e Ricardo Serra pelas interessantes discussões sobre o tema.

À Luciene, Cristiane, Simone, Sabrina, Alex e Rosi pela compreensão nos momentos de ausência profissional.

RESUMO

Este estudo analisa a influência do porte empresarial no retorno das ações do mercado brasileiro, lidando com a sobreposição aparentemente existente entre porte da empresa e liquidez das ações e buscando elucidar qual variável é dominante na determinação de retornos acionários. Para tanto, utiliza-se uma análise de dados em painel como ferramenta econométrica para a obtenção de resultados significativos. Os modelos tradicionais de precificação de ativos, notadamente o CAPM, partem de algumas premissas que possuem pouca aderência à realidade dos mercados acionários. Há evidências de que, no Brasil, o CAPM tem sido ineficaz em explicar os retornos do mercado acionário. Por essa razão, algumas variáveis são comumente adicionadas ao modelo original, sendo que o porte empresarial se encontra no topo da lista. Contudo, a legitimidade do porte empresarial reduzido como fator de risco a ser remunerado ao acionista não é consensual em mercados mais maduros como o americano tampouco no mercado brasileiro. O estudo leva em conta um intervalo de tempo de 16 anos (de 1995 até 2011) e analisa a influência dessas variáveis no retorno das ações com diferentes defasagens de tempo entre as variáveis (de 1 a 5 anos). O trabalho conclui que há uma significativa influência do porte empresarial nos retornos das ações. A relação estatística é negativa, isto é, empresas de menor porte tendem a ter custo de capital próprio mais alto. Esse resultado está alinhado com a pesquisa internacional sobre o assunto. O modelo quantitativo sugere que a cada variação de uma unidade logarítmica no porte há uma variação de 4,03% no retorno esperado da ação. Em relação à liquidez não foi encontrada, de forma consistente, relação estatística de que essa variável afeta o retorno das ações quando controlada pelo porte empresarial no mercado brasileiro.

ABSTRACT

This study analyses the influence of company size in stock returns in Brazilian market, dealing with the apparent superposition between company size and stock liquidity and searching to elucidate which variable is dominant in determining stock returns. With that purpose, panel data analysis has been used as econometric technic, searching to obtain significant results. Traditional pricing models, mainly CAPM, are based on certain premises which have little in common with the stock markets. There is evidence that, in Brazil, CAPM has been unable to explain stock returns properly. For this reason, some variable are commonly added to the original model and the company size is at the top of the list. However, the legitimacy of the size effect as a risk factor to be paid off to the stockholder is neither consensual in more mature markets, as the American one, nor in the Brazilian market. The study takes into account a time span of 16 years (from 1995 to 2011) and analyses the influence of these variables in stock returns with different delays among variables (from 1 to 5 years). The work concludes that there is a significant size effect in stock returns. The statistical relation is negative, that is, smaller companies tend to have higher cost of equity. This result is aligned with the international research on the subject. The quantitative model suggest that for a logarithmic unit variation in company size there is a 4,03% additional cost of equity. Concerning liquidity, it has not been found, consistently, statistical relation that this variable affects stock returns when controlled by company in Brazilian market.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	3
LISTA DE FIGURAS	5
1. O PROBLEMA DE PESQUISA	7
1.1 Introdução	7
1.2 O Problema Estudado na Tese	8
1.3 Objetivos do estudo.....	11
2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	12
2.1 Modelos de precificação de ativos	12
2.2 O prêmio pelo porte ou “size-effect”	15
2.3 O prêmio pela iliquidez.....	22
3. METODOLOGIA DA PESQUISA	28
3.1 Configuração da base de dados	28
3.2 Tratamento dos dados	30
3.3 Definição das variáveis	30
3.4 A análise de dados em painel.....	32
3.4.1 O modelo explicativo	32
3.4.2 O modelo preditivo.....	38
4. RESULTADOS DA PESQUISA.....	41
4.1 Efeitos da liquidez sobre o retorno das ações	41
4.2 Efeitos do porte sobre o retorno das ações.....	44
4.3 Modelos explicativos do retorno das ações.....	47
4.4 Modelos preditivos do retorno das ações	57
5. CONCLUSÕES	62
5.1 Considerações finais	62
5.2 Limitações do estudo	65
5.3 Sugestões para estudos futuros	66
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	67
ANEXOS.....	73
MMA com as variáveis Rm, P e L para delta de 1 ano	74
MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm, P e L para delta de 2 anos	76
MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm, P e L para delta de 3 anos	78
MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm, P e L para delta de 4 anos	80
MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm, P e L para delta de 5 anos	82

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM, P e L para delta de 1 ano	84
CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM, P e L para delta de 2 anos	86
CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM, P e L para delta de 3 anos	88
CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM, P e L para delta de 4 anos	90
CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM, P e L para delta de 5 anos	92
MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm e P para delta de 1 ano	94
MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm e P para delta de 2 anos.....	97
MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm e P para delta de 3 anos.....	100
MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm e P para delta de 4 anos.....	103
MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm e P para delta de 5 anos.....	106
CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM e L para delta de 1 ano	109
CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM e L para delta de 2 anos.....	112
CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM e L para delta de 3 anos.....	115
CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM e L para delta de 4 anos.....	118
CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM e L para delta de 5 anos.....	121
Estatística VIF para as variáveis Rm, P e L no MMA	124
Estatística VIF para as variáveis Rm, P e L no CAPMA	126
Estatística VIF para as variáveis Rm e P no MMA.....	128
Estatística VIF para as variáveis Rm e P no CAPMA.....	129
MMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 1 ano	130
MMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 2 anos.....	132
MMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 3 anos.....	134
MMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 4 anos.....	136
MMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 5 anos.....	138
CAPMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 1 ano	140
CAPMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 2 anos.....	142
CAPMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 3 anos.....	144
CAPMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 4 anos.....	146
CAPMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 5 anos.....	148
Estatística VIF para as variáveis Rm, P e L no MMA com as duas classes de ações	150
Estatística VIF para as variáveis Rm, P e L no CAPMA com as duas classes de ações	151
MMA com as variáveis Rm, P e V (modelo preditivo) para delta de 1 ano.....	152
MMA com as variáveis Rm, P e V (modelo preditivo) para delta de 2 anos	153
MMA com as variáveis Rm, P e V (modelo preditivo) para delta de 3 anos	154
MMA com as variáveis Rm, P e V (modelo preditivo) para delta de 4 anos	155
MMA com as variáveis Rm, P e V (modelo preditivo) para delta de 5 anos	156

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Conclusões publicadas a respeito do prêmio de porte.....	20
Tabela 2 - Conclusões publicadas a respeito do prêmio de liquidez	26
Tabela 2 – Configuração da base de dados utilizada.....	28
Tabela 3 – Defasagem entre as variáveis utilizadas nos modelos	29
Tabela 4 – Descrição das variáveis utilizadas no estudo.....	30
Tabela 7 - Coeficientes do MMA no método de efeitos fixos.....	48
Tabela 8 – Coeficientes do MMA no método de efeitos aleatórios	48
Tabela 9 - Coeficientes do CAPMA no método de efeitos fixos	49
Tabela 10 – Coeficientes do CAPMA no método de efeitos aleatórios	50
Tabela 11 – Teste de Hausman para os modelos MMA e CAPMA.....	51
Tabela 12 – Coeficientes do MMA em modelo de efeitos fixos após correção de White	51
Tabela 13 – Coeficientes do CAPMA em modelo de efeitos fixos após correção de White	51
Tabela 14 - Estatística VIF para as variáveis do MMA	52
Tabela 15 – Estatística VIF para as variáveis do CPMA	52
Tabela 16 – Correlação entre porte e liquidez.....	52
Tabela 17 – Coeficientes do MMA com efeitos fixos com ações ordinárias e preferenciais.....	53
Tabela 18 – Coeficientes do CAPMA com efeitos fixos com ações ordinárias e preferenciais.....	54
Tabela 19 – Estatística VIF para as variáveis do MMA com ações ordinárias e preferenciais.....	54
Tabela 20 – Estatística VIF para as variáveis do CAPMA com ações ordinárias e preferenciais.....	54
Tabela 21 - Teste de Hausman para os modelos MMA e CAPMA sem a variável L.....	55
Tabela 22 - Coeficientes do MMA em modelo de efeitos fixos sem a variável L	56
Tabela 23 – Coeficientes do MMA em modelo de efeitos aleatórios sem a variável L	56
Tabela 24 – Coeficientes do MMA para regressão com dummies setoriais	59
Tabela 25 - Coeficientes do MMA incluindo a variável V (valor)	60
Tabela 26 – VIF da regressão para o MMA incluindo a variável V (valor).....	61

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Sequência metodológica para a determinação dos modelos explicativos	37
Figura 2 – Sequência metodológica para a determinação dos modelos preditivos	39
Figura 3 – Gráfico de dispersão entre o retorno e a liquidez para delta de 1 ano.....	41
Figura 4 - Gráfico de dispersão entre o retorno e a liquidez para delta de 2 anos.....	42
Figura 5 - Gráfico de dispersão entre o retorno e a liquidez para delta de 3 anos.....	42
Figura 6 - Gráfico de dispersão entre o retorno e a liquidez para delta de 4 anos.....	43
Figura 7 - Gráfico de dispersão entre o retorno e a liquidez para delta de 5 anos.....	44
Figura 8 - Gráfico de dispersão entre o retorno e o porte para delta de 1 ano.....	45
Figura 9 - Gráfico de dispersão entre o retorno e o porte para delta de 2 anos	45
Figura 10 - Gráfico de dispersão entre o retorno e o porte para delta de 3 anos	46
Figura 11 - Gráfico de dispersão entre o retorno e o porte para delta de 4 anos	46
Figura 12 - Gráfico de dispersão entre o retorno e o porte para delta de 5 anos	47
Figura 13- Inclinação do retorno em relação ao porte para o MMA – delta anual.....	58
Figura 14 - Inclinação do retorno em relação ao porte para o MMA.....	60

1. O PROBLEMA DE PESQUISA

1.1 Introdução

Ao longo dos anos uma das questões mais recorrentes em pesquisa, dentro da área de Finanças, é a determinação de fatores de risco presentes nas remunerações de ativos e a possibilidade da sua inclusão em modelos de precificação que permitam, com relativa previsibilidade, atribuir uma taxa de desconto adequada a modelos de fluxo de caixa descontado.

Estudos relacionando o retorno de ações ao porte das empresas emissoras dessas, bem como à liquidez de tais ativos têm mostrado a existência de relação entre essas duas variáveis e o retorno obtido pelas ações das empresas pesquisadas. Contudo, modelos de precificação de ativos, tais como CAPM e modelo de três fatores de Fama e French, não parecem ter sido capazes de capturar, consistentemente, essa influência da liquidez no preço e, portanto, no retorno das ações.

Há, no Brasil, certa carência de estudos que investiguem a influência do porte empresarial e da liquidez das ações nos retornos dos papéis negociados na bolsa brasileira. A forte relação entre tamanho da empresa e liquidez de suas ações é uma realidade bastante difundida tanto no meio acadêmico quanto entre os profissionais do mercado de ações. Faz parte do escopo deste estudo entender se existe a dominância de uma dessas variáveis sobre a outra e, portanto, produzir um modelo que mensure a influência da variável dominante no retorno das ações brasileiras ao longo do tempo.

Seja qual for a variável explicativa a ser considerada no modelo, porte ou liquidez, o princípio que norteia a pesquisa e estabelece a hipótese a ser pesquisada é o de que empresas menores ou de menor liquidez proporcionam um risco maior a seus investidores em comparação a seus pares. Para que haja interesse em investir nessas companhias, os investidores exigiriam um retorno superior e, portanto, somente estariam dispostos a adquirir ações de tais empresas descontando um valor que seria a remuneração pelo risco adicional incorrido no investimento.

Os motivos que levariam os investidores a uma percepção de mais alto risco para empresas de menor porte ou liquidez são elencados de forma abundante tanto na literatura acadêmica quanto em relatórios de mercado. Entretanto, não parece haver a consolidação de modelos que quantifiquem sistematicamente o risco e, dessa forma, o retorno exigido pelo investidor ao adquirir ações de empresas enquadradas nesse perfil. É bem verdade que tentativas de formulação de modelos quantitativos não têm faltado no mercado americano ante a incapacidade dos modelos de precificação de ativos tradicionais de captarem esse efeito. Todavia, tais modelos são escassos para o mercado de ações brasileiro, o que leva os analistas e profissionais do mercado a reproduzirem os modelos americanos, sem em boa parte dos casos, adaptá-los a uma realidade bastante distinta do mercado de ações norte-americano.

Uma das motivações deste trabalho é determinar a relevância do porte empresarial e da liquidez das ações no retorno exigido pelos investidores ao adquirirem ações de empresas menores ou menos líquidas, o que visto do ponto de vista da empresa reflete o custo de capital próprio da companhia.

1.2 O Problema Estudado na Tese

É significativa a quantidade de estudos questionando a acuracidade, viabilidade e aplicabilidade de modelos de precificação de ativos outrora plenamente aceitos no meio acadêmico. Tais modelos, como CAPM (Capital Asset Pricing Model) e modelo de três fatores de Fama e French, têm suas premissas apoiadas na teoria de mercados eficientes e completos ou integrados.

O CAPM é, com grande distinção entre os seus pares, o modelo explicativo e preditivo de retorno de ações mais popular tanto no mercado brasileiro quanto mundial. No contexto internacional, fortes críticas recaem sobre a incapacidade de um modelo unifatorial capturar todo o risco não diversificável pelo qual o investidor deveria ser remunerado. Outra crítica muito presente diz respeito à inxequibilidade de se observar a carteira de mercado e, portanto, de se utilizar tal parâmetro de maneira exata, como muito bem retratado por Fernandez (2010), o que sempre pode transferir a responsabilidade de uma eventual incapacidade do modelo de prever e/ou explicar retornos acionários a uma utilização errônea de uma das suas variáveis.

No caso brasileiro há outros complicadores que em geral redundam na dificuldade de atender a requisitos básicos do modelo, como taxas livres de risco e até betas que representem efetivamente a correlação entre o desempenho de um ativo específico e o da carteira de mercado.

A falta de aderência entre as premissas dos modelos atuais e a realidade dos mercados tem atraído a atenção dos pesquisadores para a formulação de modelos e teorias que busquem explicar os retornos acionários e estimar o custo de capital próprio de empresas de capital aberto em um primeiro momento e, em seguida, adaptá-los à estimação do custo de capital próprio de qualquer empresa. Contudo, o desenvolvimento de modelos para a realidade brasileira, utilizando dados do mercado acionário nacional ainda é um tanto raro no meio acadêmico.

Com isso, de forma generalizada, há uma tentativa de se utilizar os mesmos modelos desenvolvidos para o mercado americano e suas características em países emergentes, lançando-se mão de adaptações à realidade desses países, o que geralmente envolve a existência de mercados segmentados, baixo nível de diversificação dos investidores, custos de transação mais altos, maior heterogeneidade na liquidez de ativos, diferentes níveis de *disclosure* das empresas entre outros.

Se os modelos existentes fossem eficientes na captura da influência das principais variáveis no retorno das ações do mercado brasileiro, haveria certa acomodação intelectual na busca de entender os efeitos causados por tais variáveis. Ocorre, no entanto, que um bom número de estudos tem indicado a ineficácia dos referidos métodos em incluir os efeitos de variáveis aceitas, por profissionais de mercado e estudiosos do tema, como relevantes na composição do risco empresarial, sobretudo num contexto de diversificação incompleta dos investidores.

Alguns estudos têm sido feitos na busca de encontrar fatores de risco que sistematicamente estejam presentes de forma a explicar o retorno exigido por investidores ao adquirirem ações. Determinar tais fatores seria de grande valia porque, entre outras realizações, explicaria quais variáveis são responsáveis pela composição do custo de capital próprio das empresas que possuem ações negociadas na bolsa de valores com impactos diretos nos processos de avaliação de projetos e empresas dessas companhias.

A questão do efeito do porte empresarial na rentabilidade para o acionista é um exemplo clássico de uma característica peculiar percebida como fator de risco adicional para os investidores que optam por adquirir ações de empresas menores. Por hipótese, as companhias menores possuem características comuns como centralização da gestão, menor capacidade de diversificação e acesso a capital e outras que a tornam mais arriscadas. Há uma grande quantidade de estudos sobre a influência do porte empresarial no retorno das ações como Fama e French (1993), Grabowski e King (1996), Ibbotson Associates (2001) entre diversos outros.

De forma análoga, a liquidez das ações negociadas é vista por uma boa gama de pesquisadores como um fator de risco adicional ao acionista. Por hipótese, acionistas que possuem ativos menos líquidos têm que se acomodar a uma escassa oferta de compra ao liquidarem suas posições compradas, além de pressionarem o preço para baixo devido ao impacto de uma oferta adicional de ações, caso a posição a ser liquidada seja de tamanho relevante comparativamente ao volume comumente negociado do papel. São vários os estudos versando sobre o efeito do nível de liquidez das ações como fator determinante de seu preço (AMIHU; MENDELSON, 1991, p. 57) para o mercado norte-americano, (MACHADO; MEDEIROS, 2010, p.72) para o mercado brasileiro, entre outros.

É comprovado que, em diversos mercados, há uma forte relação entre porte empresarial e liquidez das ações emitidas pela empresa. Nguyen e Puri (2009) sugerem que a relação entre tamanho das empresas e retorno das suas ações poderia ser simplesmente uma *proxy* da relação liquidez retorno das ações daquela empresa. De forma antagônica, a liquidez é que parece ser determinada pelo porte empresarial, uma vez que empresas maiores tendem a ser capazes de emitir um número maior de ações e, portanto, de ter um volume negociado superior a empresas menores.

Merton (1987) e Heaton (2008) sugeriram razões bem peculiares ao tamanho da empresa para justificar a existência de maiores riscos para empresas maiores e uma consequente exigência de maiores retornos por parte dos acionistas, tais como diversificação de mercados, produtos, clientes e outros. Da mesma forma, pesquisadores têm justificado o impacto da liquidez das ações no retorno para o investidor de forma bastante segregada do porte, em discordância com a premissa de Nguyen e Puri (2009). Bhide (1993) particularmente traz uma

interessante abordagem de que empresas com alta liquidez têm uma estrutura de capital mais pulverizada, enfraquecendo o monitoramento dos seus executivos, o que interferiria nos retornos das ações de modo negativo. Em outra linha, Amihud e Mendelson (1986) enfatizam os impactos da iliquidez como fator de risco para os acionistas.

Esta tese tem como objeto de estudo o impacto do porte empresarial no retorno obtido pelo investidor que aloca recursos nessas ações. Pela sua estreita relação com a liquidez das ações negociadas, o porte empresarial e a sua influência nos retornos acionários será analisado em conjunto com a liquidez das ações negociadas. Ou seja, busca-se entender como porte e liquidez, como variáveis explicativas, impactam o retorno das ações negociadas na bolsa de valores brasileira.

A investigação foi feita para todas as ações negociadas na bolsa brasileira em um período de 15 anos, de 1995 a 2011. Outro produto resultante do trabalho é um modelo preditivo da sensibilidade do retorno das ações ao porte empresarial.

1.3 Objetivos do estudo

A partir da questão-problema proposta, definiu-se o seguinte objetivo geral da tese:

- Identificar se o porte das empresas listadas na bolsa de valores brasileira (Bovespa) e/ou a liquidez das suas ações são fatores significativos na explicação dos retornos auferidos por investidores
- Determinar qual é o período de tempo mais adequado para a mensuração de retornos de modo a capturar efeitos significativos do porte sobre a rentabilidade das ações.
- Desenvolver um modelo capaz de quantificar o diferencial de retorno esperado para ações de empresas de diferentes tamanhos negociadas na bolsa brasileira.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Modelos de precificação de ativos

Uma das principais ocupações dos pesquisadores que estudam finanças diz respeito a quais fatores influenciam o preço das ações emitidas por empresas e, portanto, o retorno de longo prazo para os investidores que detêm essas ações. Um grande número de estudos tem sido feito em busca de modelos capazes de determinar o retorno exigido pelo investidor. Alguns foram aceitos como modelos capazes de prever o retorno esperado por esse investidor, tornando-se referência para precificação de ativos de renda variável como é o caso do CAPM (Capital Asset Pricing Model). Contudo, trabalhos empíricos, alguns recentes e outros nem tanto, têm constantemente falhado em comprovar a eficácia de tais modelos como previsores do retorno de ações.

Uma das justificativas recorrentes para o insucesso da validação empírica desses modelos é o fato de que, ao mesmo tempo em que se testa o modelo em si, está-se testando os parâmetros utilizados no modelo e possivelmente não seria o modelo ineficaz senão a maneira de se estimar os parâmetros que o alimentam. O mais popular modelo de precificação de ativos e que se enquadra em tal descrição é o CAPM, proposto por Sharpe (1964).

Ainda que a validade do CAPM não seja unanimidade no que diz respeito aos testes empíricos, como questionam Reinganum (1981) e Roll (1977), o modelo é largamente utilizado pelo princípio metodológico simples que oferece (DAMODARAN, 2004), bem como porque a sua precisão ainda não parece ter sido superada por qualquer outro modelo alternativo.

O modelo CAPM, notadamente o mais popular modelo de precificação de ativos, tem como único fator de risco de uma empresa específica o parâmetro beta. Esse parâmetro é a inclinação da regressão na qual a variável dependente é o retorno de uma ação específica e a variável explicativa é o retorno do mercado.

Uma questão de grande relevância é que o CAPM tem como premissa que o investidor deve ser remunerado tão somente pelo risco sistemático ou não diversificável, partindo do pressuposto que esse investidor tem capacidade de diversificar riscos específicos daquele

ativo. Por essa razão, o uso desse modelo assume que o investidor marginal é diversificado, o que nem sempre é verdade e mais notadamente está longe de ser uma realidade em mercados parcialmente segmentados (COOPER E KAPLANIS, 2000). A equação (1) representa o modelo.

$$(1) \\ K_e = R_f + \beta(R_m - R_f)$$

O parâmetro R_f se refere ao ativo livre de risco, havendo, portanto, a premissa de existência de um ativo sem risco de reinvestimento e crédito (DAMODARAN, 2008). Essa variável se refere ao custo de oportunidade no momento da determinação da taxa de desconto. É, dessa forma, a taxa praticada pelo mercado para o ativo livre de risco. (DAMODARAN, 2008)

O parâmetro $(R_m - R_f)$ representa o prêmio esperado do mercado de renda variável sobre o ativo livre de risco. A abordagem mais comum é estimar esse prêmio usando-se dados históricos, de modo que a *proxy* mais popular para esse parâmetro é expressa pela diferença entre o retorno médio histórico dos ativos de renda variável com preço observável, ou um índice representativo desses ativos e o ativo livre de risco. (DAMODARAN, 1999)

Donaldson *et al* (2010) enfatizam o problema da estimação do prêmio de risco de mercado. Segundo os autores torna-se necessário explorar cenários e resultados financeiros prevalentes no período de mensuração do prêmio de mercado *ex-post*. Ou seja, o prêmio de mercado é função do comportamento de uma série de variáveis econômicas e simplesmente tentar estimá-lo em função do seu histórico seria assumir grosseiramente a repetição de fenômenos econômicos em momentos potencialmente muito distintos.

O parâmetro β também não está livre de discussões metodológicas no que diz respeito à sua aferição para uso como parâmetro de risco individual da ação da qual se quer estimar o retorno. Uma questão fundamental diz respeito ao horizonte de tempo de medição dos retornos individuais e do mercado para cálculo da correlação entre um e outro. O estudo de Gray (2005) para o mercado australiano é ilustrativo desta questão, recomendando períodos de estimativa mais longos que quatro anos, o que não é uma prática do mercado brasileiro como mostra Garrán (2006). Uma segunda discussão, de grande relevância para este estudo, é a possível subestimação dos betas de ações com baixa liquidez. Scholes e Williams (1977)

testaram e documentaram essa incorreção do método de estimação do parâmetro e propuseram uma solução por meio do cálculo de betas com defasagens de retornos entre o ativo principal e o mercado. De forma semelhante, Cohen *et al* (1983) sugerem dois procedimentos para correção do viés de falta de sincronia dos betas, causado pela baixa frequência de negociação de algumas ações. Klemkosky e Martin (1975) também lidaram com a questão, comprovando o viés nos betas estatísticos, principalmente quando eles se distanciam da média.

Diacogiannis e Makri (2008), entretanto, não encontraram diferenças significativas entre os betas estatísticos calculados pela metodologia tradicional e aqueles calculados pelo modelo de Scholes e Williams (1977) e Cohen *et al* (1983), em estudo feito com ações da bolsa de valores de Atenas.

Diversos trabalhos têm provado a ineficácia do modelo da forma como é utilizado para prever retornos de ações nos mais diferentes mercados. (Fama e French, 1992), (Reinganum, 1981) e (Lakonishop e Shapiro, 1986). Uma grande dificuldade, contudo, é atribuir a ineficácia ao modelo em si e não aos seus parâmetros, como apontado por Roll (1977). Este autor especificamente concentrou a sua crítica na impossibilidade da mensuração da carteira de mercado real e por consequência incapacidade de rejeição ou validação empírica do modelo, uma vez que não há como segregar o teste do modelo em si do teste da carteira de mercado.

O insucesso do CAPM em prever retornos de ações suscitou a busca por soluções alternativas de desenvolvimento de modelos capazes de quantificar fatores de risco responsáveis pela exigência de retornos adicionais para determinadas ações. Uma clara tentativa nesse sentido foi o desenvolvimento do modelo de três fatores de Fama e French (1993), no qual os autores apontam três fatores de risco pelos quais o investidor deveria ser remunerado de acordo com o grau de exposição do investidor a esses fatores.

Em seu trabalho, Fama e French (1993) identificaram o valor de mercado do patrimônio líquido da empresa, o inverso do índice book-to-market da empresa e o prêmio de mercado, nos mesmos termos definidos por Sharpe no modelo CAPM, como fatores de risco remunerados ao longo do tempo. Segundo os autores, o beta como único fator de risco do CAPM, seria capaz de explicar apenas 70% das variações de retorno entre as ações e o

restante por fatores não diretamente relacionados ao beta. O modelo de três fatores de Fama e French encontra-se representado abaixo:

$$(2) \\ r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_1(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t$$

Sendo:

r_{it} = retorno do ativo i no período t

r_{ft} = retorno livre de risco no período t

r_{mt} = retorno do mercado no período t

SMB = *proxy* de tamanho (*small minus big*)

SMB = *proxy* de tamanho (*high minus low*)

Entretanto, a maior dificuldade de implementação do modelo de Fama e French em relação ao CAPM, bem como uma série de trabalhos contestando a eficácia do modelo parecem ter contribuído para a sua rara utilização prática na estimação de custo de capital (FERSON E HARVEY, 1999).

2.2 O prêmio pelo porte ou “size-effect”

Dentre uma série de críticas feitas ao CAPM, está a incapacidade em capturar todo o risco de mercado, pelo qual o investidor é remunerado, em um único fator: o prêmio de mercado (MISIRLI E ALPER, 2009). Fama e French (1993) mostram um maior poder explicativo do seu modelo, em relação ao CAPM, e basicamente, capturam efeitos de variáveis que estariam relegados ao intercepto, amplamente conhecido como α , do CAPM. O trabalho desses autores consolidou a visão de que o tamanho da empresa está presente na taxa de desconto usada na determinação do preço das ações, sem, contudo, uniformizar uma metodologia prática para a quantificação e uso generalizado do prêmio de porte. Na verdade, Fama e MacBeth (1973) já haviam mostrado uma relação negativa e significativa entre retornos e valores de mercado.

Posteriormente a Fama e French, diversos autores relataram a identificação de diferenças significativas no retorno das ações de empresas de menor porte, entre eles Ibbotson Associates (2001) e Grabowski e King (1996). Tais estudos concluem que empresas menores possivelmente seriam mais arriscadas e, por essa razão, ao comprar suas ações, os

investidores exigiriam uma taxa de retorno maior, pagando menos pela ação e gerando condições para uma valorização superior dessa ação em relação a empresas similares em outros aspectos, entretanto de maior tamanho. Grabowski e King (1996), em particular, encontraram uma relação negativa entre o logaritmo do tamanho da empresa, representado pela sua capitalização de mercado, e o retorno das ações dessa empresa ao longo do tempo.

A ideia de existência de um prêmio pelo porte de empresa está ligada ao conceito de que empresas menores são mais arriscadas e, portanto, devem ter um custo de capital superior. Heaton (2008) cita algumas razões registradas na literatura e outras de cunho popular para o reconhecimento de um maior risco nas empresas menores. Segundo o autor, fatos como a morte de um executivo-chave, a perda de um cliente de extrema importância, a mudança de uma tecnologia singular ou mesmo a entrada de um novo competidor teriam impactos mais relevantes em pequenas empresas. O autor adiciona ainda outros fatores, quais sejam, menor capacidade competitiva, acesso mais restrito a linhas de financiamento, menor diversificação de produtos e maior vulnerabilidade a riscos regulatórios e questões trabalhistas. Contudo, o autor questiona se, no caso de companhias com ações negociadas na bolsa, o preço relativo menor das pequenas empresas não seriam, na verdade, um prêmio pela menor liquidez dos ativos e, portanto, uma barreira à saída da posição.

Alguns estudos no mercado norte-americano têm comprovado a existência de um prêmio de porte para empresas menores. Ibbotson Associates (2001) revela um estudo no qual as ações com liquidez no mercado norte-americano foram divididas em decis. Ao analisar a média dos retornos de cada decil, no período de 1926 a 2000, verificou-se uma forte tendência a retornos maiores dos estratos que continham as empresas menores. Na mesma linha, Duff&Phelps (2011) documentam a clara existência de um prêmio de porte no mercado americano e apresentam uma metodologia de inserção desse prêmio nos modelos precificação de capital – CAPM e *build-up models*. Berk (1995) argumenta que a teoria financeira fornece uma base conceitual para o fenômeno de maior custo de capital para empresas menores e, portanto, um prêmio pelo menor porte seria esperado.

De forma semelhante, Merton (1987) propõe uma extensão do CAPM na qual os retornos dos ativos são uma função crescente do seu beta, risco residual, e tamanho. O retorno seria ainda uma função decrescente da disponibilidade pública de informações a respeito desses fatores. Essa proposição foi posteriormente testada por Amihud e Mendelson (1989) e os resultados

mostraram que o porte da empresa não foi significativo na determinação dos retornos de suas ações.

Em um dos estudos mais clássicos sobre o assunto, Reinganum e Smith (1983) mostraram que empresas de maior tamanho possuem um custo de capital mais baixo, isto é, o mercado atribuiu um prêmio de valor a essas empresas, mesmo depois de ajustado o risco não diversificável usado no CAPM. É interessante ressaltar que este mesmo estudo não encontrou diferenças significativas de margem operacional entre em empresas de tamanho distintos e, portanto, esse prêmio de valor não é explicado pela diferença de lucratividade entre grandes e pequenas empresas. Knez e Ready (1997), por sua vez, testaram um modelo de três fatores, semelhante ao de Fama e French, incluindo um estimador robusto não sensível a outliers e perceberam um “quase desaparecimento” do prêmio de tamanho.

Banz (1981) mostra, para o mercado americano, que as empresas no ultimo quintil em termos de tamanho obtiveram um retorno mensal ajustado pelo risco 0,40% superior as demais empresas. O autor conjectura que muitos investidores não estariam dispostos a comprar ações de empresas menores devido ao maior risco associado à falta de informações sobre essas empresas, fato apresentado também por Merton (1997). O autor ressalta que, possivelmente, o tamanho não seja responsável, per si, pelo efeito no retorno das ações, sendo tão somente uma *proxy* para um ou mais fatores desconhecidos correlacionados a ele. Nessa mesma linha, Asgharian e Hansson (2010) encontraram significância do porte empresarial na explicação do retorno das ações norte-americanas utilizando uma abordagem de carteiras ortogonais ótimas e concluindo que uma parte desse prêmio é explicada por fatores de risco latentes, que não o porte em si, e o restante deve ser classificado como componente não baseado em risco (*non-risk-based component*).

O trabalho de Andrikopoulos *et al* (2008) comprova a existência do prêmio de porte no mercado acionário britânico, entretanto ressalta que esse prêmio depende fortemente da metodologia de mensuração utilizada, bem como do período analisado e do tempo de defasagem das variáveis representativas do tamanho das empresas e o retorno mensurado.

Por outro lado, Horowitz *et al* (2000) utilizaram três metodologias distintas para chegar à conclusão de que não há uma relação consistente entre porte das empresas e retorno por elas

obtidos, o que indicaria, segundo os autores, que utilizar esse fator de risco em um modelo de precificação de ativos é puramente arbitrário.

As práticas no mercado brasileiro parecem não indicar um posicionamento claro com respeito à utilização do prêmio de porte na estimação do custo de capital próprio. Diversos relatórios analíticos do processo de avaliação de ativos mostram a inclusão do prêmio de porte ou tamanho como fator de risco no cálculo da taxa de desconto. Outros, no entanto, ignoram tal fato, mesmo ao referir-se a empresas muito menores que a média, o que reflete uma posição contrária à utilização de tal fator de risco. Leal (2002) considera o fato de que, no mercado brasileiro, empresas menores têm um retorno inferior às maiores, e, portanto, o prêmio por tamanho é sistematicamente negativo no Brasil.

Faff (2004) testou o modelo de Fama e French no mercado australiano utilizando dados diários. O autor encontrou um prêmio de porte negativo. Ele chama a atenção para o fato de que diversos autores, entre eles Dimson e Marsh (1999) já argumentaram que o efeito tamanho no mercado de ações é mais bem interpretado como uma tendência de que as companhias pequenas têm um desempenho distinto (e não superior) ao das companhias maiores. Uma das razões apontadas para essa inconsistência nos resultados, ora apontando um desempenho superior de empresas menores, ora apontando um desempenho inferior das mesmas empresas em relação às maiores, seria o horizonte de tempo analisado, tanto na sua duração quanto na posição do ciclo econômico.

Drew e Veeraraghavan (2003) realizaram um estudo comparativo entre os modelos de precificação de ativos CAPM e Fama e French para os mercados de Hong Kong, Coréia do Sul, Malásia e Filipinas entre os anos de 1993 e 1999. Como resultado, verificaram que o modelo de Fama e French possui maior capacidade de explicação dos retornos cross-section para os períodos selecionados. Os autores verificaram ainda uma significativa e direta relação entre tamanho de empresa e retorno de suas ações.

Como descrevem Cui e Wu (2007), o mercado chinês possui uma condição bem peculiar para verificar o efeito de porte e liquidez de forma segregada, devido a existência de ações negociáveis e não negociáveis das mesmas companhias. O estudo desses autores mostrou a existência do prêmio de porte tanto para as ações negociáveis quanto para ações não negociáveis. Entretanto, observou-se uma relação negativa substancialmente mais forte entre

retornos e porte para as ações negociáveis (*tradable stocks*), o que revela, para esse mercado, a existência de um prêmio puramente de porte, no caso das não negociáveis, e um prêmio que conjuga porte e liquidez no caso das ações negociáveis.

Misirli e Alper (2009) estudaram o comportamento das ações da bolsa da Turquia no período de julho de 1999 a dezembro de 2005. Os autores encontraram uma relação inversa entre tamanho e retorno das ações das empresas pesquisadas, como esperado pela teoria existente e evidências empíricas em mercados desenvolvidos. Contudo, os autores atribuíram tal fenômeno a existência de forte *skewness* na distribuição de retornos. De qualquer forma, o fenômeno estaria presente na determinação estatística.

Lam e Li (2008) estudaram as magnitudes de um modelo de quatro fatores no mercado de Hong Kong. Os autores descobriram que as magnitudes do prêmio de risco de mercado, do prêmio por porte e do prêmio por momentos são parecidas, e que o padrão da magnitude de valor (*book-to-market*) é semelhante ao padrão do fator tamanho. Além disso, os pesquisadores também descobriram que os prêmios dos fatores são todos maiores no mercado de Hong Kong do que no mercado norte-americano.

Hamon e Jacquillat (2000) documentaram a existência de um efeito tamanho no mercado francês no período de 1986 a 1998. A *proxy* utilizada para tamanho foi o *free-float*. Uma peculiaridade deste estudo foi a consideração de liquidez e porte como uma única variável. Na mesma linha, Lajili-Jarjir (2007) também encontrou um prêmio de porte significativo, para esse mesmo mercado, testando o modelo de Fama e French (1993).

Girard (2010) descreve um prêmio por tamanho invertido em 20 dos 29 mercados emergentes pesquisados em uma amostra final de 3.782 empresas. O autor justifica o desempenho superior dos papéis das empresas maiores pelo fato de que são as empresas nas quais os investidores estrangeiros investem e desinvestem seus recursos com maior intensidade, acrescentando volatilidade e a esses papéis, o que os tornaria mais arriscados e, portanto, aumentaria o prêmio exigido.

Karathanasis *et al* (2010) estudaram ações listadas em 13 mercados acionários europeus, formando carteiras diferenciadas por tamanho de empresa e momento. Os autores concluíram que os prêmios encontrados são consistentes com os betas do CAPM, isto é, empresas

maiores tiveram menor retorno, o que é explicado nos betas encontrados para as próprias empresas. Além disso, os resultados por eles encontrados sugeriram ainda que o tamanho das empresas tem influência significativa no retorno anormal das ações. Contudo, a sua influência é pequena em termos de relevância, bem como instável de acordo com o horizonte de tempo.

O'Brien *et al* (2010) estudaram os efeitos conjuntos do tamanho das empresas, usando a *proxy* book-to-market, nos retorno das ações. As suas conclusões mostraram uma significativa e negativa relação entre tamanho e retorno, ou seja, empresas maiores obtiveram um retorno sensivelmente menor e empresas menores um retorno sensivelmente maior.

Sehgal e Tripathi (2005) estudaram as maiores 482 empresas da Índia entre o período de 1990 e 2003. Os autores encontraram um forte prêmio de porte usando seis medidas alternativas de tamanho de empresas, sendo elas: capitalização de mercado, valor empresarial, ativos fixos, receita anual, ativos totais e capital circulante líquido.

Lima *et al* (2005) não encontraram relação significativa entre tamanho da empresa e retorno no mercado brasileiro entre 1995 e 2003. Os autores dividiram as empresas em carteiras segundo o porte e não encontraram diferenças significativas nos retornos dessas carteiras, usando tanto o modelo de mercado quanto o CAPM como variável de controle.

A Tabela 1 sintetiza os resultados dos trabalhos relevantes, citados neste estudo, publicados sobre o tema na literatura acadêmica.

Tabela 1 - Conclusões publicadas a respeito do prêmio de porte

Autor	Mercado analisado	Há prêmio pelo porte?	Conclusão	Ano
Fama e MacBeth	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	1973
Banz	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	1981
Reinganum e Smith	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte não capturado pelo CAPM	1983
Merton	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte; o prêmio é função decrescente da disponibilidade de informações a respeito da empresa	1987

Autor	Mercado analisado	Há prêmio pelo porte?	Conclusão	Ano
Amihud e Mendelson	EUA	Não	Não há um prêmio de porte significativo	1989
Fama e French	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	1993
Grabowski e King	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte, para diversas <i>proxies</i> de porte	1996
Knez e Ready	EUA	Não	Não há um prêmio de porte significativo	1997
Horowitz et al	EUA	Não	Não há uma relação consistente entre porte das empresas e retorno por elas obtidos	2000
Hamon e Jacquillat	França	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	2000
Ibbotson Associates	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	2001
Drew e Veeraraghavan	Hong Kong, Coréia do Sul, Malásia e Filipinas	Sim / Invertido	Há um prêmio invertido por se investir em empresas de menor porte	2003
Faff	Austrália	Não	Dependendo do horizonte de tempo, o prêmio de porte alterna entre negativo e positivo	2004
Sehgal e Tripathi	Índia	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	2005
Lima et al	Brasil	Não	Não há um prêmio de porte significativo	2005
Cui e Wu	China	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	2007
Lajili-Jarjir	França	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	2007
Lam e Li	Hong Kong	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	2008
Andrikopoulos et al	Grã-Bretanha	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	2008
Misirli e Alper	Turquia	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	2009
Asgharian e Hansson	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte	2010
Girard	Mercados Emergentes	Sim	Há um prêmio invertido por se investir em empresas de menor porte	2010
Karathanasis et al	Europa	Não	Dependendo do horizonte de tempo, há um prêmio de porte de pouca relevância	2010

Autor	Mercado analisado	Há prêmio pelo porte?	Conclusão	Ano
O'Brien et al	Austrália	Sim / Invertido	Há um prêmio invertido por se investir em empresas de menor porte	2010
Duff&Phelps	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor porte que deve ser adicionado ao custo de capital	2011

2.3 O prêmio pela iliquidez

A literatura identifica algumas razões principais pelas quais a liquidez afeta o preço dos ativos. Duas delas se destacam fortemente:

- i) Os custos de transação esperados implicam em preços de ativos mais baixos como apresentado por Amihud e Mendelson (1991, p.58) e,
- ii) Maiores taxas de desconto por flutuações inesperadas na liquidez de mercado são um fator de risco adicional a ser precificado, levando a taxas de retornos requeridas mais altas, (Amihud, 2002).

Diversos autores têm estudado o impacto da liquidez geral dos mercados no retorno dos ativos neles negociados, convergindo à conclusão que existe uma relação direta entre o retorno esperado um de uma ação e a sua sensibilidade a flutuações do nível geral de liquidez dos mercados. Esse é o caso dos estudos de Amihud (2002) e Stahel (2004).

Ao tratar a influência da liquidez no preço dos ativos, Amihud e Mendelson (1991) discorrem sobre os custos de iliquidez incorridos por investidores que comprem determinados tipos de ativos:

1. *Bid-ask spread*: é a diferença entre o preço de compra e venda de um determinado ativo, sendo esses prédios inversamente relacionado a liquidez do ativo, isto é quanto maior a liquidez menor o *spread*. Dessa forma, os ativos com baixa liquidez têm um *spread* mais alto e, portanto, o comprador desse ativo tem que se adequar a um preço de venda mais distante da sua oferta inicial, enquanto o vendedor desse mesmo ativo, caso queira fechar o negócio imediatamente, deverá se adequar ao preço de compra mais distante do seu preço inicial de venda. Os próprios autores, em um trabalho anterior (1989), haviam documentado o impacto do *bid-ask spread* nos retornos acionários do mercado norte-americano como uma relação positiva, isto é, ações com maiores *spreads* obtiveram maior retorno.

2. Custos de adiamento de negociação: ocorre quando o investidor retarda a execução de uma transação buscando atingir melhores condições de negócio. Estes custos incluem o custo real de busca de uma contraparte e o risco corrido pelo investidor à medida que retarda a execução da operação. Este custo é complementar ao *bid-ask spread*, uma vez que o investidor tem que decidir se adequar ao preço de compra ou venda da sua contraparte ou postergar a operação buscando melhores condições de preço.

3. Custos de impacto de mercado: são incorridos quando investidores negociando uma grande quantidade de determinado ativo direcionam o preço de mercado por conta de uma alta demanda pelo ativo na compra ou uma alta oferta na venda.

4. Custos de transação diretos: incluem os custos de corretagem, emolumentos e quaisquer outros custos relativos a pagamento de taxas para efetivação do negócio.

Dos custos acima expostos, os custos de transação diretos têm se reduzido significativamente como apontado por Silva e Chaves (2004), principalmente com a adoção de sistemas de negociação eletrônicos. Contudo, os demais custos continuam a ser significativos, notadamente para ativos de mais baixa liquidez e, dessa forma, seria aceitável uma maior exigência de retorno por parte do investidor ao comprar esses ativos, uma vez que terá que arcar com os custos da iliquidez, como afirmam Bodie *et al* (1996, p. 253).

Assim, segundo Bodie *et al* (1996, p. 253), uma vez que custos de transação nos mercados financeiros reduzem o retorno dos investimentos, investidores racionais tendem a requerer uma compensação pelos custos de transação esperados. Essa questão afeta o preço que o investidor está disposto a pagar por um determinado ativo. Portanto, em equilíbrio, custos de transação levam a preços de ativos mais baixos, na medida em que o investidor busca ajustar o retorno dessa operação específica ao retorno esperado para esse grau de risco.

Amihud e Mendelson (1991) consideram o volume negociado, uma métrica de nível de liquidez, uma *proxy* para o risco de liquidez. Lou e Sadka (2011) e Mirza (2010), de maneira antagônica, fazem uma clara distinção entre níveis de liquidez e risco de iliquidez. Segundo esses autores, determinadas ações podem ter alto nível de liquidez em condições normais de

mercado e tornarem-se particularmente ilíquidas em situações extremas como crises sistêmicas.

O modelo CAPM proposto por Sharpe (1964) e amplamente utilizado pelo mercado para determinação de retornos requeridos para ativos de renda variável desconsidera custos de transação, entre eles o custo do *bid-ask spread*. O trabalho de Amihud e Mendelson (1986) sugere um modelo de estimação de retornos semelhante ao CAPM, entretanto com um ajuste pela liquidez, representada pelo *bid-ask spread* do ativo em questão.

De forma semelhante, Chan *et al* (2006) salientam que a liquidez é geralmente vista como uma característica positiva de um ativo negociado em um mercado secundário, sendo, dessa forma, imediata a relação de que ativos mais líquidos devem refletir um maior preço ou um menor retorno exigido, *ceteris paribus*. Butler *et al* (2005) mostram que a liquidez do mercado de ações é um determinante importante para o custo de captação externa. Os autores concluíram que as taxas cobradas pelos bancos de investimento são significativamente menores para empresas cujas ações possuem maior liquidez.

Um dos mais conhecidos e citados trabalhos sobre a influência da liquidez nos retornos das ações é o de Pástor e Stambaugh (2003). Os autores estimaram em 7,5% anuais, o prêmio que ações com alta sensibilidade à liquidez tiveram em relação às empresas com baixa sensibilidade. O resultado foi ajustado por fatores tais como porte, valor e momento.

Em consonância com Pástor e Stambaugh (2003), Asparouhova *et al* (2009) encontraram retornos adicionais para ações menos líquidas em um estudo dirigido para o mercado acionário norte-americano para as bolsas NYSE e AMEX. Mesmo depois de introduzidas correções metodológicas para eliminar vieses causados por flutuações de curto prazo da liquidez, o fenômeno manteve-se presente. Resultado semelhante foi encontrado por Datar *et al* (1998), que observaram um papel significativo da liquidez na explicação da variabilidade transversal dos retornos das ações norte-americanas. Estes autores divergem de Eleswarapu e Reinganum (1993) que concluíram que o efeito da liquidez sobre os retornos se restringia ao mês de janeiro, no período de 1961 a 1990. Datar *et al* (1998) observaram a prevalência do fenômeno ao longo de todo o ano.

Jones (2002) também encontrou prêmio por iliquidez em uma janela de tempo de cem anos (1898 a 1998) para o mercado norte-americano, estudando as ações do índice Dow Jones. As *proxies* por ele utilizadas para a variável liquidez foram o *spread* de compra e venda e o *turnover* (número de ações negociadas dividido por número de ações emitidas). Keene e Peterson (2007) obtiveram resultado semelhante mesmo controlando a liquidez por porte, valor e *momentum*. A metodologia usada pelos autores foi semelhante à de Fama e French (1993), usando 54 carteiras ao invés das 25 do trabalho anterior. De forma semelhante, Liu (2006) observou o volume negociado como *proxy* e comprovou a existência de um consistente prêmio de liquidez com força semelhante para os períodos entre 1926 e 1962 e pós 1962.

Machado e Medeiros (2010) concluem que existe um prêmio de iliquidez no mercado brasileiro, independentemente da *proxy* utilizada para liquidez. É interessante ressaltar que os autores analisaram o prêmio de iliquidez não ajustado pelo risco e também ajustado pelo risco utilizando o CAPM. O modelo ajustado pelo risco apresentou um prêmio pela iliquidez sensivelmente maior do que o modelo sem ajuste pelo risco. Uma explicação de tal fenômeno pode ser a subestimação dos betas das empresas que possuem ações com baixa liquidez no mercado secundário por uma questão de assincronia de preços entre as ações ilíquidas e o índice utilizado como benchmarking. Ao subestimar o beta dessas ações, o retorno esperado ajustado pelo risco das ações ilíquidas também é subestimado, criando a falsa impressão de que o retorno daquelas ações é excepcional, quando na verdade já seria esperado caso o beta, efeito de tal assincronia, tivesse sido corrigido. Esse fenômeno já foi amplamente estudado na literatura e alguns ajustes têm sido propostos para minimizar esse efeito, como retratado por Scholes e Williams (1977) e Beteto (2005).

Por outro lado, Fonseca *et al* (2008), em análise de dados em painel, encontraram uma relação direta e não inversa, como Machado e Medeiros (2010), entre liquidez e retorno das ações para o mercado brasileiro no período de Janeiro de 2000 a Junho de 2008.

Amihud e Mendelson (1986) afirmam que o retorno dos ativos crescem com a sua iliquidez, medida pelo *bid-ask spread*, corroborando a ideia de existência de um prêmio pela iliquidez dos ativos. Jones (2002), por sua vez, mostra que o *bid-ask spread* das ações que compõem o índice Dow Jones declinaram ao longo do século XX, mas foram suscetíveis a fortes e pontuais aumentos em momentos de turbulência do mercado. O autor observa ainda uma

relação direta entre *bid-ask spread* e retorno das ações, implicando em uma relação direta entre liquidez e retornos esperados.

Nguyen e Puri (2009) sugerem que a relação entre tamanho das empresas e retorno das suas ações poderia ser simplesmente uma *proxy* da relação liquidez retorno das ações. Os estudos dos autores mostraram-se consistentes e a para as bolsas NYSE-AMEX e Nasdaq.

Sarin *et al* (1999) observaram que uma participação maior de investidores institucionais e *insiders* está associada a maiores *spreads* nas negociações dos papéis da companhia. Os autores concluem, ainda, que a liquidez das ações diminui de acordo com a concentração de propriedade, o que poderia aumentar a postura ativista dos acionistas e corroborar com um melhor desempenho empresarial e acionário. De forma convergente, Liang e Wei (2006) verificaram uma relação inversa entre força do conselho corporativo e sensibilidade dos retornos a variável liquidez.

Amihud e Mendelson (1997) relatam uma apreciação permanente de preços das ações da bolsa de Israel como consequência do aprimoramento de sistemas de negociação naquela bolsa. O retorno anormal médio foi de aproximadamente 5,5%, o que demonstra uma redução do retorno exigido pelos investidores por conta da redução dos custos de transação nas operações da bolsa.

Omri *et al* (2010) descreve a existência de um prêmio de liquidez na bolsa de Túnis, em estudo realizado com ações locais para o período de 1998 a 2003. Da mesma maneira, Salehi *et al* (2011) encontraram um prêmio semelhante para a bolsa de Teerã. Analogamente, Puksamatanan (2011) concluiu que a adição de um fator de liquidez ao modelo de três fatores de Fama e French melhora o poder explicativo do modelo para o mercado tailandês.

Tabela 2 - Conclusões publicadas a respeito do prêmio de liquidez

Autor	Mercado analisado	Há prêmio pelo porte?	Conclusão	Ano
Amihud e Mendelson	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	1986
Amihud e Mendelson	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	1989
Amihud e Mendelson	Israel	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	1997

Autor	Mercado analisado	Há prêmio pelo porte?	Conclusão	Ano
Jones	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	2000
Butler	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	2005
Liu	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	2006
Keene e Peterson	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	2007
Cui e Wu	China	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	2007
Fonseca et al	Brasil	Sim / Invertido	Há um prêmio negativo por se investir em empresas de menor liquidez	2008
Asparouhova et al	EUA	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	2009
Machado e Medeiros	Brasil	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	2010
Omri et al	Tunísia	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	2010
Salehi et al	Irã	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	2011
Puksamatanan	Tailândia	Sim	Há um prêmio por se investir em empresas de menor liquidez	2011

3. METODOLOGIA DA PESQUISA

O estudo está dividido em duas partes. Na primeira parte investiga-se a relação entre as variáveis explicativas (porte e liquidez) e os retornos obtidos pelas empresas no horizonte de tempo definido. Buscam-se, nesta parte, modelos explicativos da relação entre os determinantes dos retornos das empresas e os retornos propriamente ditos, em janelas de tempo que variam de 1 a 5 anos. Na segunda parte é feita a escolha de um modelo preditivo de retornos das ações brasileiras com base nos modelos investigados na etapa anterior. Para tanto são executados testes inferenciais buscando, entre os modelos explicativos, aquele que melhor se adequa aos pressupostos econométricos de modelos não viesados.

3.1 Configuração da base de dados

O trabalho foi realizado por intermédio da coleta de dados secundários das empresas brasileiras com ações negociadas na Bovespa a qualquer momento entre os anos 1995 e 2011. Os dados foram coletados na base Economática®.

A base de dados está configurada em painel, de modo que as variáveis, de modo generalizado, têm variância ao longo do tempo e também em corte transversal. A Tabela 3 exemplifica a configuração do banco de dados com base de variação de tempo anual:

Tabela 3 – Configuração da base de dados utilizada

Empresa	Ano	Retorno	X variáveis
1	1995	7,12	
1	1996	3,04	
1	1997	1,98	
.	.	.	
.	.	.	
.	.	.	
2	1995	-11,3	
2	1996	2,9	
2	1997	16,4	
.	.	.	
.	.	.	
.	.	.	
N empresas		Até 2011	

A base de dados é, de fato, composta por cinco bancos segregados. A distinção entre cada um deles é o intervalo de tempo existente entre os momentos aos quais as variáveis se referem.

Assim, como mostrado na Tabela 4, cada banco armazena dados com uma defasagem de tempo delta entre as variáveis apresentadas. No caso de delta igual a 1, o volume negociado e o porte da empresa dizem respeito ao final do ano 0. Assim imagina-se que um investidor que fosse tomar uma decisão de compra de determinada ação no início do ano 1, estaria exposto a ações com porte e liquidez definidos naquele instante, por um passado bem recente (final do ano 0). Daí mensura-se os retornos do ano 1 – retorno médio de mercado, retorno previsto pelo CAPM e retorno da ação individual – buscando identificar relações lineares entre o porte e a liquidez das ações no momento de tomada de decisão por parte de um potencial investidor e os posteriores retornos dos ativos.

A hipótese a ser testada é a existência de um desconto no preço de aquisição de ativos menos líquidos e de menor porte expressando um risco maior ao investidor. Dessa forma, ativos de menor liquidez e empresas de menor porte teriam retornos posteriores maiores que os seus pares como evidenciado por Ibbotson Associates (2001), Grabowski e King (1996) e Amihud e Mendelson (1986).

Tabela 4 – Defasagem entre as variáveis utilizadas nos modelos

Delta (anos)	Volume negociado	Porte da empresa	Retorno do mercado	Retorno esperado pelo CAPM	Retorno da ação
1	t_0 (fim)	t_0 (fim)	t_1	t_1	t_1
2	t_0 (fim)	t_0 (fim)	$t_1 \sim t_2$	$t_1 \sim t_2$	$t_1 \sim t_2$
3	t_0 (fim)	t_0 (fim)	$t_1 \sim t_3$	$t_1 \sim t_3$	$t_1 \sim t_3$
4	t_0 (fim)	t_0 (fim)	$t_1 \sim t_4$	$t_1 \sim t_4$	$t_1 \sim t_4$
5	t_0 (fim)	t_0 (fim)	$t_1 \sim t_5$	$t_1 \sim t_5$	$t_1 \sim t_5$

Em nenhum dos painéis houve sobreposição dos dados ao longo do tempo, visando evitar a dependência entre os retornos. A título de exemplo, no banco de delta igual a cinco, as variáveis de porte e retorno em t_0 foram relacionadas às variáveis de retorno em $t_1 \sim t_5$ no primeiro *cross-section*. Na segunda série de dados transversais, que representa o instante seguinte na série temporal, as variáveis de porte e liquidez são tomadas em t_5 e comparadas aos retornos de $t_6 \sim t_{10}$, perfazendo um total de três períodos na série de tempo para este caso

específico (delta de cinco anos), uma vez que o horizonte total de tempo é de 17 anos (1995, inclusive, até 2011, inclusive).

3.2 Tratamento dos dados

Uma boa parte das empresas de capital aberto no Brasil tem dois tipos distintos de ações negociadas na Bolsa: ações ordinárias e preferenciais. Neste estudo, nos casos em que as empresas possuíam ambos os tipos de ações, considerou-se somente as ações mais negociadas daquela companhia. Tal decisão foi tomada buscando evitar a dominância excessiva de determinadas empresas em setores menos “povoados” por empresas com ações negociadas na bolsa. Ficou de fora do escopo deste estudo entender como diferenças de nível de liquidez entre ações de tipos distintos da mesma empresa afetam o retorno dessas ações em um primeiro momento. Um estudo como esse demandaria atenção especial a outros fatores responsáveis por um apreçamento diverso entre os dois tipos de ações, além do nível de liquidez em si.

O tratamento de *outliers* foi feito eliminando os casos nos quais a variável retorno assumiu valores fora da faixa de dois desvios padrões em relação à média. Tal critério é arbitrário, entretanto a análise visual, por intermédio de gráficos de relação linear entre variáveis mostrou ser razoável a eliminação de pontos excessivamente fora do padrão das demais observações para essa variável.

3.3 Definição das variáveis

As variáveis utilizadas no estudo estão descritas na tabela abaixo:

Tabela 5 – Descrição das variáveis utilizadas no estudo

Variável	Rótulo estatístico	Descrição da variável
Retorno da empresa (R_e)	retorno	Retorno absoluto de uma ação em determinado horizonte de tempo
Porte (P)	log_vm	Logaritmo base 10 do valor de mercado da empresa dividido por 1.000
Liquidez (L)	log_vol	Logaritmo base 10 do volume financeiro da ação negociado nos últimos 20 dias úteis do ano dividido por 1.000

Variável	Rótulo estatístico	Descrição da variável
Retorno do mercado (R_m)	ret_merc	Média aparada (dois desvios-padrão) dos retornos das empresas do mercado
CAPM	capm	Produto do beta da empresa e do retorno de mercado conforme Sharpe (1968)

A variável R_e contém os retornos nominais de cada empresa em certo horizonte de tempo. Para os painéis com delta diferente de 1, a variável contém o retorno absoluto da empresa no período analisado.

A literatura elenca uma quantidade razoável de *proxies* para porte empresarial, tais como ativo total, receita, patrimônio líquido, lucro operacional e outros (SEHGAL E TRIPATHI, 2005) e (GRABOWSKI E KING, 1996). A escolha do valor de mercado como *proxy* de tamanho (P) busca aderência com prática de mercado e processo de tomada de decisão do investidor qualificado. É comum a referência ao *market-cap* como indicador de porte das empresas com ações negociadas em bolsa.

Uma abordagem análoga foi utilizada para a escolha da *proxy* para a liquidez (L). Embora a literatura relate uma série de variáveis usadas para representar liquidez de ativos, como em Medeiros e Machado (2010), a mais facilmente observável e com dados históricos amplamente disponíveis é o valor financeiro negociado. A alta correlação desta variável com as demais *proxies* para o fenômeno, a vantagem de obtenção dos dados, possibilitando uso corrente em modelos de precificação, e larga utilização por parte dos investidores foram fatores preponderantes na sua escolha. Tal decisão já foi adotada por Amihud (2002) e encontra sustentação conceitual no trabalho de Liu (2006), que mostra essa *proxy* como mais efetiva na captura da liquidez para o modelo testado.

Tanto para porte quanto liquidez optou-se pela utilização do logaritmo de base dez da variável econômica original, viabilizando a utilização de variáveis com escalas de magnitude tão distintas em um modelo linear.

A variável CAPM foi incluída no estudo em razão da alta popularidade do CAPM como previsor de retornos de ações. A sua composição foi viabilizada por meio da multiplicação

dos betas empresariais em t_0 pelo retorno do mercado no período subsequente. Algumas observações são de fundamental importância neste ponto: os betas foram calculados em base mensal, com horizonte de tempo de 36 meses e o retorno de mercado, neste caso, é a carteira do índice Bovespa, conforme prática comum de mercado.

3.4 A análise de dados em painel

Como técnica estatística utilizou-se a análise de dados em painel. A técnica de análise de dados em painel foi utilizada devido a uma série de vantagens por ela proporcionada. Baltagi (2005, p.4) lista uma série de benefícios ao se lançar mão dessa técnica. Entre esses benefícios estão o controle de heterogeneidade individual, maior quantidade de dados disponíveis para a análise, maior variabilidade, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência.

Fávero *et al* (2009, p.382) cita ainda a existência da dinâmica intertemporal, representando uma combinação entre *cross-section* e a série temporal. Gujarati (2008, p.587) destaca o uso cada vez mais frequente dos modelos em painel em pesquisas econômicas e enfatiza o potencial enriquecimento da análise ao se utilizar a técnica. Como o mercado de ações brasileiro possui um número relativamente baixo de empresas de capital aberto com ações negociadas diariamente, a técnica de análise de dados em painel é especialmente útil para os dados a serem estudados.

3.4.1 O modelo explicativo

Inicialmente foram testados dois modelos com cinco variações cada. O primeiro modelo utilizou o retorno médio de mercado como variável fixa no corte transversal, doravante referido como “Modelo de Mercado Ajustado”, ou simplesmente MMA. O segundo substituiu o retorno de mercado pela variável *capm*, doravante “CAPM Ajustado” ou simplesmente CAPMA. As cinco variações de cada modelo dizem respeito às defasagens de 1 a 5 anos entre as variáveis de retorno e porte e liquidez.

A equação do MMA, contendo as suas variáveis, é mostrada a seguir:

$$(3)$$

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 Rm_t + \beta_2 L_{it-n} + \beta_3 P_{it-n} + u_{it}$$

Sendo:

R_{it} = retorno do ativo i no tempo t

Rm_t = retorno do mercado no tempo t

L_{it-n} = log do volume negociado (dividido por 1.000) n anos antes da data final do período de retorno

P_{it-n} = log do valor de mercado (dividido por 1.000) n anos antes da data final de retorno

n = defasagem entre as variáveis de retorno e as de porte e liquidez

Por sua vez, o modelo aqui denominado CAPMA, contendo as suas variáveis, é mostrado na equação abaixo:

$$(4)$$

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 CAPM_{it} + \beta_2 L_{it-n} + \beta_3 P_{it-n} + u_{it}$$

Sendo:

R_{it} = retorno do ativo i no tempo t

$CAPM_{it}$ = retorno previsto pelo CAPM, para o ativo i no tempo t

L_{it-n} = log do volume negociado (dividido por 1.000) n anos antes da data final do período de retorno

P_{it-n} = log do valor de mercado (dividido por 1.000) n anos antes da data final de retorno

n = defasagem entre as variáveis de retorno e as de porte e liquidez

O modelo genérico das equações (3) e (4) deve ser utilizado quando o modelo de efeitos aleatórios é o mais adequado aos dados analisados. Como pontua Kennedy (2009, p.287), o estimador de efeitos aleatórios é recomendado sempre que seu erro composto é não correlacionado com as variáveis explicativas. A função do teste de Hausman é detectar tal realidade e, com isso, avaliar a adequação do método de efeitos aleatórios à base de dados usada. A hipótese nula, no caso do teste, é exatamente a adequação do método de efeitos aleatórios, portanto caso ocorra a sua rejeição, dever-se-á fazer uso de um modelo de efeitos fixos. Neste caso a equação do MMA seria:

$$(5)$$

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_1 Rm_t + \beta_2 L_{it-n} + \beta_3 P_{it-n} + u_{it}$$

Bem como, a equação do CAPMA seria:

$$(6)$$

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_1 CAPM_{it} + \beta_2 L_{it-n} + \beta_3 P_{it-n} + u_{it}$$

A diferença entre as equações (3) e (5) se dá basicamente pelo coeficiente α_i . O modelo de efeitos fixos atribui um intercepto distinto para cada observação. Esse coeficiente é responsável por expressar a variância entre as empresas no corte transversal. O mesmo se aplica ao CAPMA que é representado pelas equações (4) e (6) para os métodos de efeitos aleatórios e fixos respectivamente.

O teste de Hausman foi executado para as cinco diferentes versões dos dois modelos (modelo de mercado ajustado e modelo CAPM ajustado), no que se refere à defasagem entre as variáveis, levando à adoção de efeitos fixos em todas as vertentes.

Na etapa seguinte, foi feita a regressão robusta de dados em painel, visando obter os coeficientes e as suas significâncias já com a correção de White. Esse deveria ser o resultado final dos modelos, desde que não houvesse colinearidade importante entre as variáveis em cada uma das equações (para cada um dos modelos e em cada delta de tempo). O teste de colinearidade foi feito por meio da estatística VIF (*Variance Inflation Factor*). Na literatura há uma aceitação comum de que valores dessa estatística acima de 10, para determinada variável, indicam alta colinearidade, como citado em Gujarati (2008, p.348). Havendo existência de colinearidade com indícios de distorção dos resultados obtidos, foram feitas as devidas adequações na base de dados (aumento da informação disponível) e/ou alterações das variáveis presentes nos modelos.

A provável existência de colinearidade entre as variáveis porte e liquidez é uma questão de alta relevância neste estudo. Kennedy (2003, p. 194) sugere algumas opções para o tratamento desse fenômeno, tais como aumentar a quantidade de informação disponível sobre as

variáveis ou eliminar uma das variáveis, sem, no entanto, omitir os problemas advindos desta última decisão.

Gujarati (2008, p.335) discorre sobre as questões de colinearidade, elucidando que, embora o fenômeno não destrua a propriedade de variância mínima e não torne o estimador viesado, é possível que a amostra em estudo “não seja rica o suficiente para acomodar todas as variáveis x na análise”. O autor prossegue descrevendo as consequências práticas da multicolinearidade:

- 1) Dificuldade em se obter uma estimação precisa, devida a grandes variâncias e covariâncias;
- 2) Intervalos de confiança grandes, levando à aceitação da hipótese nula com razão t insignificante;
- 3) Alta sensibilidade dos estimadores de MQO e seus erros padrão a pequenas alterações nos dados.

Gujarati (2008, p.349), em linha com Kennedy (2003, p.194), sugere, como um dos procedimentos para solucionar a questão da multicolinearidade, aumentar o tamanho da amostra. A multicolinearidade, em si, não seria um problema, mas poderia tornar árdua a tarefa de encontrar coeficientes significativos. O autor explica que outra solução empregada é a eliminação de uma das variáveis colineares, mas que essa ação pode introduzir um viés de especificação no modelo.

Por essas razões, optou-se por aumentar a informação disponível e proceder às mesmas análises, anteriormente realizadas, por código das ações e não somente por empresas. O racional por trás da abordagem é adicionar a informação de que a mesma companhia possui ações de liquidez distinta e essa realidade é um controle natural da variável porte com variância somente na liquidez. Nesse modelo, foi criada uma variável *dummy* que diferencia a classe da ação (ordinária ou preferencial) visando controlar outros efeitos creditados a diferenças de classes das ações que não a liquidez. Buscou-se, assim, verificar se essa informação adicional permitiria acrescentar variância ao retorno, causada pela variável liquidez, a ponto de tornar o coeficiente dessa variável significativo no modelo.

Dessa forma, os modelos foram rodados até que se obtivesse um resultado final no qual a colinearidade não impactasse os valores dos coeficientes obtidos. Portanto, foram obtidos modelos explicativos, MMA e CAPMA, para períodos de defasagem de 1 a 5 anos entre as variáveis.

Figura 1 – Sequência metodológica para a determinação dos modelos explicativos

3.4.2 O modelo preditivo

Uma vez criados modelos que explicam com significância e poderes explicativos distintos os retornos obtidos pelas empresas negociadas na bolsa brasileira, no período de 1995 a 2011, buscou-se selecionar entre eles um modelo preditivo que fosse capaz de detectar a sensibilidade entre o retorno das ações e as variáveis explicativas dos modelos.

Foram criadas variáveis *dummies* setoriais com o objetivo de se obter coeficientes lineares distintos para cada setor ao se utilizar o método de efeitos fixos na regressão dos dados em painel. Com coeficientes diferenciados espera-se capturar com relativa acuracidade os efeitos setoriais que distinguem o desempenho de ações pertencentes a um mesmo segmento econômico. Dessa forma para cada setor haveria um coeficiente linear e todas as empresas do mercado brasileiro compartilhariam um único coeficiente angular para cada variável explicativa do modelo.

Aos modelos explicativos obtidos foi adicionada, ainda, a variável valor (V), representada pelo quociente entre o preço de mercado de uma ação e o seu valor patrimonial. A adição dessa variável somente foi feita nessa etapa do trabalho devido a sua relevância setorial, como enfatizado por Damodaran (2007, p.172). Dessa forma o modelo preditivo MMA está representado pela equação (7):

$$(7) \\ R_{it} = \alpha_{setor} + \beta_1 Rm_t + \beta_2 P_{it-n} + \beta_3 V_{it-n} + u_{it}$$

O objetivo do estudo é, ao capturar o coeficiente angular da variável P, determinar a sensibilidade dos retornos ao tamanho da empresa. Por esse motivo, a estabilidade dos coeficientes angulares é primordial e, dessa forma, buscou-se eliminar as condições que pudessem sugerir a existência de colinearidade entre variáveis explicativas dos modelos. Por tal razão, foi calculada a estatística VIF para os modelos com diferentes defasagens de tempo, e eles somente foram validados quando o resultado para o cálculo foi favorável.

Figura 2 – Sequência metodológica para a determinação dos modelos preditivos

O coeficiente linear α_{setor} deve absorver todas as diferenças setoriais que impactam o retorno das ações. As demais influências são capturadas pelas variáveis R_m (retorno de mercado), P (porte) e V (valor) para o Modelo de Mercado Ajustado.

A escolha do MMA em detrimento do CAPMA como modelo preditivo têm razões práticas e operacionais no que diz respeito à suas implementações. O CAPMA, baseado no CAPM, possui claras e documentadas imperfeições na sua utilização para o mercado brasileiro. Neste caso específico a barreira mais notável à adoção do modelo é a subestimação dos betas de empresas com baixa liquidez como, há um bom tempo, explicado por Scholes e Williams (1977) e aplicado à realidade brasileira por Beteto (2005). Outro fator de destaque é a *proxy* de retorno do mercado brasileiro mais comumente utilizada no CAPM, pouco representativa do universo de ações negociadas.

Assim ao optar por um modelo que leva em consideração somente o retorno de mercado, o porte e uma *proxy* de valor, qualquer outro fator de risco que venha sendo remunerado estará representado no intercepto do modelo. A premissa que dá sustentação a esse fato é a de que outros fatores de risco estão diretamente relacionados ao setor empresarial ao qual a empresa emissora das ações pertence.

4. RESULTADOS DA PESQUISA

Neste capítulo estão descritos os resultados obtidos na pesquisa. Inicialmente foi feita uma análise gráfica do impacto das variáveis porte e liquidez isoladamente no retorno da empresa.

4.1 Efeitos da liquidez sobre o retorno das ações

A Figura 3 mostra o impacto da liquidez no retorno das ações para o prazo de 1 ano. A reta de MQO também está representada no gráfico. Claramente há uma relação inversa entre liquidez e retorno para um período de um ano.

Figura 3 – Gráfico de dispersão entre o retorno e a liquidez para delta de 1 ano

De forma análoga, a Figura 4 mostra o gráfico de dispersão entre o retorno das ações e a liquidez para um período de defasagem de dois anos. Observa-se uma razoável diminuição no número de pontos, uma vez que o painel torna-se mais curto na medida em que o período de defasagem entre as variáveis aumenta.

Figura 4 - Gráfico de dispersão entre o retorno e a liquidez para delta de 2 anos **Figura 5 - Gráfico de dispersão entre o retorno e a liquidez para delta de 3 anos**

É possível notar, na Figura 5, que a inclinação permanece com o aumento da defasagem entre as variáveis. O mesmo acontece nas figuras 6 e 7 para deltas iguais a 4 e 5 anos respectivamente.

Figura 6 - Gráfico de dispersão entre o retorno e a liquidez para delta de 4 anos

Os gráficos das figuras de 3 a 7, mostram uma correlação negativa entre os retornos de 1 a 5 anos e a liquidez das ações verificada sempre no início de cada período. A Tabela 6 mostra a correlação dessas variáveis para cada delta (defasagem entre as variáveis). Há uma correlação crescente de acordo com o aumento do horizonte de tempo, com exceção do período de três anos.

Tabela 6 – Correlação entre retorno das ações e sua liquidez

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Correlação	-0,14	-0,19	-0,09	-0,26	-0,28

Figura 7 - Gráfico de dispersão entre o retorno e a liquidez para delta de 5 anos

4.2 Efeitos do porte sobre o retorno das ações

De modo análogo à liquidez, procedeu-se à análise da relação entre tamanho da empresa, neste estudo representado pela variável porte, e os retornos das ações para defasagens de 1 a 5 anos entre as variáveis.

A Figura 8 mostra o gráfico de dispersão entre as duas variáveis para um intervalo de tempo de um ano. Observa-se, pela linha de regressão, uma relação inversa entre porte e retorno, isto é, empresas menores tendem a ter um retorno superior às empresas maiores.

De modo semelhante, a Figura 9 mostra, de maneira gráfica, a relação entre as duas variáveis para uma defasagem de 2 anos. A relação inversa parece, visualmente, se manter para esse período de tempo.

Figura 8 - Gráfico de dispersão entre o retorno e o porte para delta de 1 ano **Figura 9 - Gráfico de dispersão entre o retorno e o porte para delta de 2 anos**

Figura 10 - Gráfico de dispersão entre o retorno e o porte para delta de 3 anos **Figura 11 - Gráfico de dispersão entre o retorno e o porte para delta de 4 anos**

A Figura 12 mostra a manutenção da tendência de queda nos retornos das ações quando há um aumento do porte empresarial para um período de defasagem entre as variáveis de cinco anos.

Figura 12 - Gráfico de dispersão entre o retorno e o porte para delta de 5 anos

A Tabela 7 mostra o aumento da correlação negativa entre o retorno das ações e o porte empresarial à medida que se aumenta o período de mensuração dos retornos.

Tabela 7 – Correlação entre retorno das ações e porte empresarial

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Correlação	-0,16	-0,25	-0,10	-0,30	-0,34

4.3 Modelos explicativos do retorno das ações

A equação genérica do MMA está indicada abaixo, em (8):

$$(8) \\ R_{it} = \alpha + \beta_1 Rm_t + \beta_2 L_{it-n} + \beta_3 P_{it-n} + u_{it}$$

A equação apresentada acima representa o MMA utilizando um modelo de efeitos aleatórios. Caso seja utilizado um modelo de efeitos fixos, a constante α deve refletir a variância entre as empresas no corte transversal e, portanto, será adicionado o subscrito i à constante.

Inicialmente foram obtidos os coeficientes para o MMA utilizando-se ambos os modelos. As tabelas 7 e 8 apresentam, respectivamente, para o modelo de efeitos fixos e para o de efeitos aleatórios, os coeficientes, com sua significância estatística e algumas estatísticas relevantes.

Tabela 8 - Coeficientes do MMA no método de efeitos fixos

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	206,77***	428,83***	-223,30***	980,50***	1165,86***
Rm	0,95***	0,96***	0,45***	0,99***	1,12***
P	-37,80***	-77,06***	36,27***	-211,85***	-193,86***
L	2,90	1,51	-0,25	60,81*	-35,60
Within	0,4594	0,3821	0,1353	0,3771	0,2495
Between	0,0096	0,0651	0,0074	0,0677	0,0051
Overall	0,2732	0,1669	0,0231	0,1521	0,0129
Sig F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

A tabela acima mostra que as variáveis R_m (retorno do mercado) e P (porte) são significativas a um intervalo de confiança de 99% nas cinco variantes do modelo. A liquidez, por sua vez, mostrou-se significativa estatisticamente somente para um delta de quatro anos e mesmo assim em um intervalo de confiança de 90%. É digna de nota a queda do poder explicativo global – estatística *overall* – na medida em que se aumenta o período de mensuração dos retornos, mesmo havendo-se observado um aumento da correlação entre as variáveis para defasagens maiores. Certamente, a diminuição do número de observações para maiores defasagens entre as variáveis explica tal fenômeno. As cinco versões do modelo apresentaram significância estatística (Sig F < 1%).

Tabela 9 – Coeficientes do MMA no método de efeitos aleatórios

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	11,62	62,97***	-32,38*	145,86**	84,81
Rm	1,00***	1,00***	0,54***	1,01***	0,99***

Delta (anos)	1	2	3	4	5
P	-3,87**	-15,44***	0,75	-43,19***	-18,67
L	2,94***	6,93**	-0,22	27,33**	6,46
Within	0,4299	0,3365	0,0902	0,3327	0,1087
Between	0,2184	0,3090	0,0995	0,1998	0,1217
Overall	0,3954	0,2998	0,0889	0,2576	0,0952
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

Resultados semelhantes, do ponto de vista de significância, foram encontrados utilizando-se o método de efeitos aleatórios. Assim como no caso dos efeitos fixos, há uma queda no poder explicativo do modelo em havendo um aumento no horizonte de tempo dos retornos mensurados. A variável P mostrou-se significativa em 1% para dois e quatro anos e em 5% para 1 ano, ao passo que a liquidez mostrou-se significativa para um ano a 10% e para dois anos a 5%.

O mesmo procedimento foi feito para o CAPMA (CAPM ajustado). A equação genérica que representa o CAPMA está descrita logo a seguir, na equação (9). A mesma ressalva em relação ao intercepto α deve ser feita em relação ao método de efeitos fixos: para cada caso i há um α distinto ao se lançar mão de tal método.

$$(9) \\ R_{it} = \alpha + \beta_1 \text{CAPM} + \beta_2 L_{it-n} + \beta_3 P_{it-n} + u_{it}$$

Tabela 10 - Coeficientes do CAPMA no método de efeitos fixos

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	149,19***	352,41***	-249,49***	1024,20***	1317,22***
CAPM	1,05***	0,98***	-0,14*	1,33***	-0,60***
P	-23,23***	-48,02***	51,09***	-155,54***	-186,69***
L	-2,00	-15,33**	-5,37	25,93	-13,13
Within	0,3393	0,2065	0,0940	0,2889	0,1773
Between	0,0165	0,0014	0,0229	0,0046	0,0064
Overall	0,1969	0,0565	0,0151	0,0483	0,0001
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

O CAPMA no método de efeitos fixos apresentou significância estatística para P a 1% em todos os intervalos de tempo, enquanto a variável L foi significativa somente para o delta de 2 anos e, assim mesmo, a 5%. Bem como no MMA verificou-se uma queda no poder explicativo do modelo quando se utilizam período de tempo de mensuração dos retornos mais longos.

Tabela 11 – Coeficientes do CAPMA no método de efeitos aleatórios

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	-3,56	55,05	-12,87	215,40**	177,80**
CAPM	1,09***	1,00***	-0,33***	1,14***	-0,56***
P	2,83	-2,04	7,55*	-18,13	-2,85
L	-1,13	-3,83	-0,23	-8,76	20,20
Within	0,3183	0,1676	0,0285	0,2324	0,0365
Between	0,1787	0,1204	0,1410	0,0034	0,1033
Overall	0,2871	0,1336	0,0501	0,1139	0,0622
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

No método de efeitos aleatórios, houve uma perda acentuada na significância da variável P. A liquidez (L) não foi relevante na explicação dos retornos das ações para nenhum período de tempo nesse método. Assim como nos demais métodos o modelo mostrou-se significativo.

Em seguida procedeu-se ao teste de Hausman, visando identificar qual dos dois métodos seria mais adequado em vista dos dados a serem tratados. Inicialmente havia uma propensão ao uso do método de efeitos fixos, uma vez que as empresas possuem características bem particulares e a utilização de um intercepto comum poderia reduzir de forma decisiva o poder explicativo do modelo. Além do mais, assumir que a correlação entre o erro do modelo e as variáveis explicativas seja nula parece muito pouco realista devido à complexidade da questão (explicação de retornos de ações) e ao baixo número de variáveis explicativas.

O teste de Hausman confirmou as expectativas de uso do método de efeitos fixos para todos os períodos de tempo, com significância de 1%.

Tabela 12 – Teste de Hausman para os modelos MMA e CAPMA

Delta (anos)	1	2	3	4	5
MMA	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
CAPMA	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Uma vez escolhido o método de efeitos fixos, procedeu-se ao tratamento da heterocedasticidade, por meio da correção de White, utilizando-se regressões robustas. Ao aplicar tais correções não deve haver alteração de coeficientes, contudo é possível que variáveis antes significantes deixem de sê-lo. As tabelas 13 e 14 mostram os coeficientes dos modelos e as significâncias após a rotação da regressão robusta.

Tabela 13 – Coeficientes do MMA em modelo de efeitos fixos após correção de White

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	206,77***	428,83***	-223,30***	980,50***	1165,86***
Rm	0,95***	0,96***	0,45***	0,99***	1,12***
P	-37,80***	-77,06***	36,27***	-211,85***	-193,86***
L	2,90	1,51	-0,25	60,81*	-35,60
Within	0,4594	0,3821	0,1353	0,3771	0,2495
Between	0,0096	0,0651	0,0074	0,0677	0,0051
Overall	0,2732	0,1669	0,0231	0,1521	0,0129
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

Tabela 14 – Coeficientes do CAPMA em modelo de efeitos fixos após correção de White

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	149,19***	352,41***	-249,49***	1024,20***	1317,22***
CAPM	1,05***	0,98***	-0,14*	1,33***	-0,60***
P	-23,23***	-48,02***	51,09***	-155,54**	-186,69***
L	-2,00	-15,33**	-5,37	25,93	-13,13
Within	0,3393	0,2065	0,0940	0,2889	0,1773
Between	0,0165	0,0014	0,0229	0,0046	0,0064
Overall	0,1969	0,0565	0,0151	0,0483	0,0001
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

A existência de colinearidade entre as variáveis explicativas P e L pode ter sido responsável pela obtenção de coeficientes não significativos para uma das variáveis ou ambas em cada um dos períodos. É de conhecimento comum que porte empresarial e liquidez das ações negociadas são variáveis altamente correlacionadas e, por esse motivo, é previsível a existência de colinearidade nos modelos testados. Visando identificar tal existência, calculou-se a estatística VIF.

Tabela 15 - Estatística VIF para as variáveis do MMA

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Rm	1,28	1,91	5,27	2,30	5,80
P	13,41	12,90	18,33	14,79	18,92
L	12,68	11,38	11,56	11,85	13,42
Média	9,12	8,73	11,72	9,65	12,71

A Tabela 16 mostra os resultados do cálculo da estatística VIF para o CAPMA e a Tabela 17 reforça a conclusão a respeito da existência de alta colinearidade entre porte e liquidez.

Tabela 16 – Estatística VIF para as variáveis do CPMA

Delta (anos)	1	2	3	4	5
CAPM	1,15	1,52	2,57	1,82	2,39
P	14,39	13,04	14,30	13,56	18,04
L	14,01	12,92	14,03	13,54	16,91
Média	9,85	9,16	10,30	9,64	12,44

Tabela 17 – Correlação entre porte e liquidez

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Correlação	0,81	0,81	0,82	0,82	0,84

A estatística comprova a existência de colinearidade entre as variáveis P (porte) e L (liquidez) tanto para o MMA quanto para o CPMA. Por essa razão buscou-se, em consonância com Gujarati (2008, p. 352) e Kennedy (2003, p. 194) ampliar a quantidade de informação disponível que diferencie a variância adicionada pelas duas variáveis individualmente. Optou-se por adicionar à amostra as informações que distinguem ações ordinárias e preferenciais para as empresas que possuem as duas classes de ações. Dessa forma, foram incluídos todos os ativos – ações ordinárias e preferenciais – das ações da Bolsa. Dessa forma, como

apresentado na Figura 1, na presença de multicolinearidade, foram refeitos os modelos, agora com um banco de dados que contém maior quantidade de informação.

O motivo da adição dessa informação foi capturar o efeito diferencial da liquidez de duas ações distintas – ordinárias e preferenciais – de uma mesma empresa, e, portanto sem variabilidade de porte. Como ações ordinárias e preferenciais possuem outros diferenciais que podem impactar o seu retorno, criou-se a variável *classe* para se controlar para os demais quesitos.

O novo modelo, criado para o banco de dados que contém as ações ordinárias e preferenciais, foi implementado para o método de efeitos aleatórios e também de efeitos fixos. Posteriormente, o teste de Hausman mostrou que, como anteriormente, o método de efeitos fixos era o mais adequado para os dados analisados, tanto para o MMA quanto para o CAPMA.

A Tabela 18 mostra os coeficientes calculados para o MMA, com as três variáveis, utilizando-se todas as ações – ordinárias e preferenciais – na amostra.

Tabela 18 – Coeficientes do MMA com efeitos fixos com ações ordinárias e preferenciais

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	182,24***	385,12***	-223,30***	1243,81***	1370,85***
Rm	0,96***	0,97***	0,45***	0,94***	1,14***
P	-31,39***	-65,03***	36,27***	-239,38***	-219,33***
L	0,08	-4,08	-0,25	0,38	-53,77**
Within	0,4388	0,3768	0,1564	0,3583	0,2890
Between	0,0260	0,0270	0,0062	0,0568	0,0171
Overall	0,2735	0,1577	0,0283	0,1260	0,0355
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

Segundo se observa na Tabela 18, não houve grandes alterações nos resultados ao se expandir o banco de dados de modo a contemplar as duas classes de ações. A variável porte (P) continua sendo significativa para todos os deltas, enquanto a liquidez (L) mostrou-se significativa somente para delta igual a cinco, a 5%.

A Tabela 19 mostra os coeficientes calculados para o CAPMA, com as três variáveis, utilizando-se todas as ações – ordinárias e preferenciais – na amostra.

Tabela 19 – Coeficientes do CAPMA com efeitos fixos com ações ordinárias e preferenciais

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	123,45***	308,32***	-221,21***	1433,06***	1933,19***
CAPM	1,02***	0,99***	-0,08	1,23***	-1,01***
P	-16,21***	-37,65***	43,99***	-201,05***	-267,99***
L	-5,67***	-19,19***	-4,50	-57,66*	-34,40
Within	0,3205	0,2220	0,0854	0,2617	0,2156
Between	0,0206	0,0018	0,0209	0,0005	0,0015
Overall	0,1997	0,0684	0,0145	0,0386	0,0049
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

Em seguida, procedeu-se ao cálculo da estatística VIF, agora com o banco de dados contendo as ações ordinárias e preferenciais. Os resultados para o CAPMA mostraram que, embora a colinearidade tenha permanecido, a liquidez tornou-se variável significativa a 1% para delta igual a um e dois anos. O porte, como no modelo de ação única por empresa, mostrou-se significativo a 1% para todas as defasagens entre as variáveis.

Tabela 20 – Estatística VIF para as variáveis do MMA com ações ordinárias e preferenciais

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Rm	1,31	1,94	5,17	2,36	4,80
P	11,41	11,49	16,78	12,51	15,33
L	10,68	9,92	10,63	9,86	11,08
Média	7,80	7,78	10,86	8,24	10,41

Fdsfs

Tabela 21 – Estatística VIF para as variáveis do CAPMA com ações ordinárias e preferenciais

Delta (anos)	1	2	3	4	5
CAPM	1,16	1,50	2,58	1,82	2,38
P	12,56	11,80	13,51	11,70	15,16
L	12,22	11,62	13,38	11,65	14,31
Média	8,65	8,31	9,82	8,39	10,62

Os resultados com a amostra expandida não mostraram diferenças relevantes em relação à amostra inicial para o MMA, mas obteve-se diferença relevante para o CAPMA. Em uma etapa seguinte, optou-se por excluir a variável liquidez (L) dos modelos. A opção pela manutenção da variável P ocorreu porque em ambos os modelos essa variável mostrou-se significativa para um maior número de períodos e com maiores níveis de confiança em relação à variável L.

Dessa forma o modelo explicativo de retornos genérico baseado no retorno de mercado passou a ser:

$$(10) \\ R_{it} = \alpha + \beta_1 Rm_t + \beta_2 P_{it-n} + u_{it}$$

Enquanto o modelo explicativo de retornos genérico baseado no CAPM passa a ser:

$$(11) \\ R_{it} = \alpha + \beta_1 CAPM + \beta_2 P_{it-n} + u_{it}$$

Como os modelos foram alterados, retirando-se a variável L, torna-se imprescindível empreender novo teste de adequação de métodos, buscando definir se se deve utilizar o método de efeitos fixos ou aleatórios.

Procedeu-se então a um novo teste de Hausman nos modelos MMA e CAPMA, na forma das equações (10) e (11) respectivamente, e, como anteriormente, para ambos os modelos e em todos os períodos de tempo, o teste mostrou que o método de efeitos fixos é o mais adequado para a base de dados utilizada.

Tabela 22 - Teste de Hausman para os modelos MMA e CAPMA sem a variável L

Delta (anos)	1	2	3	4	5
MMA	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
CAPMA	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

A seguir estão tabulados os coeficientes e as significâncias para os modelos rodados a partir das equações já sem a inclusão da variável liquidez. Os modelos estão utilizando o método de regressão em painel de efeitos fixos sem a presença de colinearidade. Assim o MMA tem a seguinte equação e coeficientes:

$$(12)$$

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_1 Rm_t + \beta_2 P_{it-n} + u_{it}$$

Tabela 23 - Coeficientes do MMA em modelo de efeitos fixos sem a variável L

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	200,44***	432,57***	-211,99***	880,90***	1228,10***
Rm	0,95***	0,95***	0,43***	0,93***	1,08***
P	-34,95***	-76,92***	34,49***	-156,40***	-225,711***
Within	0,4606	0,3805	0,1229	0,3675	0,2403
Between	0,0135	0,0572	0,0087	0,0729	0,0053
Overall	0,2727	0,1622	0,0207	0,1478	0,0130
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

A equação e os coeficientes para o CAPMA usando o método de efeitos fixos estão representados a seguir:

$$(13)$$

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_1 CAPM_{it-n} + \beta_2 P_{it-n} + u_{it}$$

Tabela 24 – Coeficientes do MMA em modelo de efeitos aleatórios sem a variável L

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	160,26***	394,98***	-232,58***	1191,29***	1337,98***
CAPM	1,05***	0,96***	-0,15***	1,32***	-0,59***
P	-26,39***	-64,72***	45,08***	-200,93***	-198,66***
Within	0,3390	0,1994	0,0918	0,2935	0,1763
Between	0,0170	0,0052	0,0214	0,0025	0,0056
Overall	0,1932	0,0574	0,0146	0,0481	0,0001
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

Pelos dados acima, fica clara a existência de relação linear inversa entre o retorno e o porte empresarial. Esse fenômeno aconteceu para os períodos de 1, 2, 4 e 5 anos, com significância de 1% para ambos os modelos. Isto é, empresas maiores tenderam a apresentar retornos menores que seus pares de menor porte.

4.4 Modelos preditivos do retorno das ações

Os resultados obtidos pelos modelos explicativos dos retornos das ações brasileiras, cujos resultados foram explanados na seção 4.3, embasaram a criação de um modelo preditivo de retornos.

O modelo explicativo de retorno das ações MMA (Modelo de Mercado Ajustado) possui um intercepto que varia para cada observação no corte transversal. Esse intercepto é responsável pela explicação de diferenças entre as empresas da população estudada, e teria impacto direto no retorno dessas empresas individualmente.

Uma solução para a criação do modelo preditivo seria a estimação de um intercepto para cada empresa, tendo assim um coeficiente e, portanto, uma equação distinta para estimar retornos das empresas individualmente. Como se trata de um painel curto, com 674 casos em corte transversal e 15 anos de série de tempo, tal abordagem consumiria um grande número de graus de liberdade do modelo, principalmente para períodos de 5 anos, cenário no qual há apenas 3 momentos no tempo.

Uma situação mais exequível é assumir que empresas de um mesmo setor possuem características similares e com isso seria razoável a premissa de que possuem o mesmo intercepto.

Assim sendo a busca do modelo passa a ser pelo coeficiente angular da variável porte. Imaginando que diferentes setores possuem interceptos distintos, a influência do porte se fará notar em cada setor de acordo com a inclinação do efeito da variável porte nos retornos das empresas de um mesmo setor.

Para proceder à técnica foram criadas variáveis *dummies* para cada setor e feito o modelo de regressão por efeitos fixos, por ter se mostrado o mais adequado no teste de Hausman. Dessa forma o modelo preditivo MMA está representado por:

$$(14) \\ R_{it} = \alpha_{setor} + \beta_1 Rm_t + \beta_2 P_{it-n} + u_{it}$$

O gráfico a seguir representa a relação linear entre o retorno das ações e o porte empresarial das empresas emissoras, com as variáveis *dummies* para cada setor gerando diferentes interceptos, para o período de um ano.

A regressão OLS (Ordinary Least Squares), para o mercado como um todo, está representada pela linha preta mais grossa. As demais linhas correspondem às regressões setoriais, cada qual com um intercepto distinto e o mesmo coeficiente angular. Esse coeficiente mostra a sensibilidade dos retornos das empresas de um setor específico em relação ao seu tamanho.

Figura 13- Inclinação do retorno em relação ao porte para o MMA – delta anual

Os coeficientes calculados para a regressão com efeitos fixos, utilizando-se variáveis *dummies* setoriais estão apresentados na Tabela 25. Somente para defasagem de dois anos, o coeficiente angular da variável porte mostrou-se significativo.

Tabela 25 – Coeficientes do MMA para regressão com *dummies* setoriais

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Mercado	1,00***	1,01***	0,55***	1,02***	1,05***
Porte	-1,90	-9,46***	1,07	-17,23	-15,18
Within	0,4606	0,3805	0,1229	0,3675	0,2403
Between	0,0135	0,0572	0,0087	0,0729	0,0053
Overall	0,2727	0,1622	0,0207	0,1478	0,0130
R2	0,4006	0,3121	0,1034	0,2869	0,1535
R2 ajustado	0,3965	0,3007	0,0801	0,2579	0,1092
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

O modelo de delta igual a dois anos foi escolhido por ser o único a ter apresentado os dois coeficientes das variáveis explicativas significativos a 1%.

Dessa forma, segundo o modelo, a cada incremento de uma unidade no porte (variável em base logarítmica) há a expectativa de uma queda de 9,46% no retorno para um período de dois anos. Como a inclinação é o coeficiente angular da variável porte dentro dos setores, a comparação deve ser feita dentro do próprio setor.

O gráfico a seguir ilustra o fenômeno para cada um dos setores.

Figura 14 - Inclinação do retorno em relação ao porte para o MMA

Alternativamente, foi introduzida a variável V (valor) com o objetivo de controlar para diferentes níveis de prêmio entre valor de mercado e valor contábil das empresas. Essa variável é composta pelo múltiplo resultante da divisão do valor de mercado da empresa pelo seu valor contábil. O modelo de mercado ajustado (MMA) com essa variável passa a ser:

$$(15) \\ R_{it} = \alpha_{setor} + \beta_1 Rm_t + \beta_2 P_{it-n} + \beta_3 V_{it-n} + u_{it}$$

Tabela 26 - Coeficientes do MMA incluindo a variável V (valor)

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Constante	14,25*	44,38*	-26,85	120,63	19,55
Rm	1,00***	1,02***	0,53***	1,04***	-1,83
P	-2,41*	-8,23**	0,35	-21,47	-3,34
V	-0,01***	-0,05***	-0,19	-0,27	-53,77**
R2	0,4087	0,3197	0,0971	0,2873	0,1682
R2 ajustado	0,4038	0,3052	0,0669	0,2483	0,1044
F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*Sig a 1%

**Sig a 5%

***Sig a 10%

A estatística VIF foi realizada visando detectar a existência de multicolinearidade entre as variáveis deste último modelo. Os resultados foram bastante favoráveis principalmente para defasagens de até quatro anos.

Tabela 27 – VIF da regressão para o MMA incluindo a variável V (valor)

Delta (anos)	1	2	3	4	5
Rm	1,27	2,06	5,68	2,47	8,97
P	1,27	2,07	5,89	2,61	11,32
V	1,00	1,01	1,09	1,09	1,89
Média	1,18	1,71	4,22	2,06	7,39

5. CONCLUSÕES

5.1 Considerações finais

Ao se realizar a análise de dados em painel verificou-se uma relação estatística significativa a 1% entre o porte da empresa e o retorno das suas ações, para o mercado brasileiro, não importando qual o intervalo de tempo no qual o retorno foi mensurado (de 1 a 5 anos).

Num primeiro modelo, chamado de MMA (Modelo de Mercado Ajustado), os retornos foram explicados inicialmente em função do retorno de mercado para o mesmo período, porte empresarial e liquidez. O porte empresarial foi significativo a 1% para todos os intervalos de tempo (de medição de retornos) verificados. Em seguida, tendo sido eliminada a variável liquidez, o resultado foi o mesmo, com poder explicativo muito semelhante, o que reforça a conclusão de que há uma sobreposição muito acentuada entre o poder explicativo das duas variáveis, porte e liquidez, sobre o retorno das ações.

Embora, o poder explicativo diminua à medida que se aumenta a defasagem de tempo entre as variáveis, essa questão parece ter a sua origem na redução do número de observações do painel, uma vez que a correlação entre o retorno e o porte empresarial cresce na medida em que a defasagem aumenta. Isto é, parece que com um maior tempo de mensuração dos retornos fica mais evidente que ações de empresas maiores tendem a proporcionar menor retorno aos investidores, embora tal fenômeno não tenha sido formalmente comprovado, provavelmente pelo encolhimento do número de observações para maiores defasagens entre as variáveis. De qualquer maneira, a ampliação do horizonte de tempo nos próximos anos pode vir a comprovar essa hipótese.

No segundo modelo, CAPMA (CAPM Ajustado), o porte empresarial foi significativo a 1% para quatro defasagens (1, 2, 3 e 5 anos) e a 5% para 4 anos. Haveria de se esperar que o porte não fosse significativo em conjunto com o CAPM, uma vez que se trata de um modelo unifatorial, no qual o efeito de se investir em empresas menores e supostamente mais arriscadas deveria ser capturado pelos seus betas. Contudo, ao se encontrar essa significância, é imediato inferir que o beta do CAPM não captura integralmente tal fator de risco e, portanto, seria adequado adicionar a ele um prêmio de risco ao se investir em empresas

menores. Ao se excluir a variável liquidez do modelo, obteve-se significância a 1% para todas as defasagens.

A análise dos resultados do CAPMA deve ser feita a luz de algumas questões relevantes. O modelo estruturado neste estudo seguiu as principais práticas de mercado para implementação do CAPM, como estudado por Garrán (2006). Se por um lado, o objetivo de replicar o modelo conforme a sua ampla utilização pelos profissionais de mercado visa entender a relevância de se adicionar um prêmio de porte a ele, por outro lado traz inadequações já bem debatidas na literatura acadêmica. Uma das questões se refere ao beta estatístico do CAPM, que tende a ser subestimado para ações de baixa liquidez. Se, de fato, essa é a realidade para as ações estudadas, possuindo betas reais maiores, as empresas de menor porte talvez pudessem ter seu retorno adicional explicado pelo próprio beta na sua integralidade ou numa parcela maior do que a encontrada neste estudo.

Como devidamente testado, há uma alta correlação entre porte e liquidez (da ordem de 0,80) causando colinearidade nos modelos que utilizam ambas as variáveis. Em princípio, esse fenômeno não chega a ser um problema quando os dados analisados são ricos suficientemente para mostrar o efeito da variância de cada uma das variáveis explicativas na variável dependente.

No caso deste estudo, a liquidez não se apresentou significativa na explicação dos retornos para o MMA. Mesmo quando, em um segundo momento, aumentou-se o banco de dados, adicionando-se a diferenciação entre ações ordinárias e preferenciais, a liquidez não foi relevante na explicação dos retornos das ações.

Já para o CAPMA, embora a liquidez não tenha se mostrado relevante ao se incluir uma única classe de ação (a mais negociada), o resultado foi distinto ao se ampliar a amostra para todas as ações negociadas, ordinárias e preferenciais. A liquidez mostrou-se significativa a 1% para as defasagens de um e dois anos entre as variáveis retorno e liquidez, havendo-se controlado o modelo para as demais diferenças entre as classes de ações. Contudo, o mesmo não se verificou para as demais defasagens de tempo. Para 3 e 5 anos a variável não foi significativa e para 4 anos foi significativa a 10%.

A escolha do modelo preditivo levou em conta as imperfeições no uso do CAPM no mercado brasileiro. Além disso, no modelo preditivo optou-se por evitar a colinearidade entre porte e liquidez, uma vez que o coeficiente angular da variável porte era um resultado fundamental para se estimar um prêmio de porte no mercado brasileiro e um dos efeitos da colinearidade é a instabilidade dos coeficientes da regressão.

Desse modo, o modelo preditivo é o MMA apresentado na explicação dos retornos com algumas adaptações relevantes. Ao serem criadas variáveis *dummies* setoriais e introduzida a variável V (valor) buscou-se capturar a sensibilidade dos retornos intrasetoriais em relação ao porte das empresas.

O modelo preditivo foi criado com duas variantes. Na primeira, as variáveis são o retorno de mercado e o porte empresarial. Na segunda foi adicionada a variável V (valor). A *proxy* de valor, como bem relatado na literatura, possui alta variabilidade entre setores, mas é altamente estável dentro dos setores. Por essa razão optou-se por somente lançar mão do seu uso no modelo preditivo, no qual há diferenciação setorial.

A premissa que dá sustentação ao modelo é que o retorno do mercado e o porte empresarial explicam os retornos das empresas. Entretanto, há outras variáveis como atratividade setorial e risco do negócio, entre outras, que impactam o desempenho da ação. Por hipótese, todas essas demais variáveis são peculiares ou pelo menos reforçadas ou atenuadas de acordo com o setor ao qual a empresa pertence. Análises de regressão em painel mostraram um alto poder explicativo dos retornos individuais em função dos setoriais. Dessa forma, como há um intercepto para cada setor, todos os diferenciais de rentabilidade das ações de determinado setor são capturados pelo *alfa* do modelo, ou seja, toda a variabilidade não capturada pelo retorno de mercado ou pelo porte está representada no intercepto.

Na primeira variante do modelo encontrou-se significância para o porte empresarial na regressão que utilizou defasagem de dois anos. A significância tanto para o porte quanto para o retorno de mercado foi a 1%. Foi obtido um R^2 ajustado de 0,30, bem aceitável para este tipo de estudo. O coeficiente angular da variável porte foi -9,46, o que, para um modelo de retornos em um prazo de dois anos, representa uma taxa anualizada de -4,62%, isto é, para cada aumento na unidade logarítmica de porte empresarial há uma redução no retorno esperado de 4,62% ao ano.

Na segunda variante, obteve-se resultado semelhante para o prazo de dois anos. O retorno de mercado e a variável V foram significantes a 1%, ao passo que o porte empresarial foi significativo a 5%. O valor do coeficiente angular para a variável P foi de -8,23%, o que corresponde a uma taxa anualizada de -4,03%, ou seja, se uma empresa de valor de mercado igual a R\$ 100 bilhões tem um custo de capital próprio de 12% ao ano, uma empresa do mesmo setor, com valor de mercado igual a R\$ 10 bilhões terá um custo de capital próprio de 16,03% ao ano.

5.2 Limitações do estudo

Algumas questões são bastante relevantes na análise do estudo realizado. Inicialmente é importante ressaltar que o período de tempo analisado é relativamente curto quando se compara com estudo de custo de estimação de custo de capital próprio e explicação de retornos acionários de mercados mais maduros. Particularmente, nos modelos idealizados para mensuração de retornos em períodos mais longos, acima de 3 anos, parece haver uma dificuldade de estimação de coeficientes significativo não pela inexistência da relação econômica, mas muito mais pela redução no número de observações que levassem a uma relevância estatística.

Outro aspecto a ser destacado é o uso do CAPM no modelo explicativo com algumas imperfeições bem discutidas no meio acadêmico. Ao ser utilizado para o mercado brasileiro é comum se observar o uso de parâmetros do mercado norte-americano no modelo com adaptações à realidade brasileira. Mais relevante, parece haver uma deficiência no desempenho do CAPM, tal qual utilizado, para estimar custo de capital próprio de empresas de baixa liquidez por conta de uma subestimação nos betas empresariais. Este estudo visou entender se o CAPM, da forma como é usado, captura o prêmio de porte do mercado brasileiro, ou se algum fator adicional deve ser adicionado, não tendo como objetivo replicar o CAPM com o rigor técnico postulado originalmente por seus criadores.

Por último, o modelo preditivo se apoia na premissa de que o setor é um bom agregador de características empresariais não explicitadas no modelo e que impactam o retorno individual das ações. Embora, possa parecer uma premissa bem restritiva, ela aparenta estar em forte consonância com a realidade, uma vez que há uma forte relação entre retornos individuais e

setoriais e que é muito comum o uso de betas setoriais, com leves modificações, como estimadores de riscos individuais de ações.

5.3 Sugestões para estudos futuros

Há uma expectativa de que à medida que se aumentar a série de tempo do painel os modelos com defasagens maiores serão mais estáveis de modo a enriquecer o processo de estimação da sensibilidade dos retornos das ações em função do porte empresarial. Outra solução para o aumento da quantidade de informações é a utilização de defasagens de tempo mais curtas do que um ano. A opção neste estudo foi por verificar o impacto das variáveis em prazos mais longos.

Seria fortemente ilustrativa a aplicação da mesma metodologia para mercados com série histórica mais longa. O mercado brasileiro até possui uma série mais longa, entretanto as características econômicas anteriores ao Plano Real foram vistas como um obstáculo ao uso das informações daquela época. Um estudo sobre o efeito do porte empresarial sobre os retornos acionários, empregando a metodologia aqui usada, para o mercado norte-americano possivelmente traria à luz diferenças entre os dois mercados.

O mesmo estudo poderia ser feito utilizando-se outras *proxies* para porte e liquidez. Neste estudo buscou-se utilizar as variáveis de uso mais comum ao mercado financeiro. Contudo, o uso de variáveis contábeis em lugar do valor de mercado como *proxy* para porte empresarial seria particularmente útil na estimação do custo de capital próprio de empresa não negociadas na bolsa e cujo valor de mercado, portanto, não é observável.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMIHUUD, Yakov. *Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects*. **Journal of Financial Markets**. [S.l.], v. 5, p. 31-56, 2002.

AMIHUUD, Yakov; MENDELSON, Haim. *Asset pricing and the bid-ask spread*. **Journal of Financial Economics**. [S.l.], v. 17, p. 223-249, dec. 1986.

_____. *The effects of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns*. **The Journal of Finance**. [S.l.], v. 44, n. 2, p. 479-486, jun. 1989.

_____. *Liquidity, asset prices and financial policy*. **Financial Analysts Journal**. [S.l.], v. 47, n. 6, p. 56-66, nov/dec. 1991.

_____. *Market microstructure and securities values: evidence from the Tel Aviv Stock Exchange*. **Journal of Financial Economics**. [S.l.], v. 45, p. 365-390, 1997.

AMIHUUD, Yakov *et al.* *Liquidity and asset prices*. **Foundations and Trends® in Finance**. [S.l.], v. 1, n. 4, p. 269-364, 2005.

ANDRIKOPOULOS, Panagiotis *et al.* *Size effect, methodological issues and 'risk-to-default': evidence from the UK stock market*. **European Journal Of Finance**. [S.l.], v. 14, p. 299-314, 2008

ASGHARIAN, Hossein; HANSSON, Bjorn. *Book-to-market and size effects: compensations for risks or outcomes of market inefficiencies?*. **European Journal Of Finance [serial online]**. February 2010; 16(2):119-136. Disponível em: Business Source Premier, Ipswich, MA. Acesso em 1º. de fevereiro de 2012.

ASPAROUHOVA, Elena *et al.* *Liquidity biases in asset pricing tests*. **Journal of Financial Economics**, Elsevier. [S.l.], v. 96, n. 2, p. 215-237, may 2010.

BALTAGI, Badi H. *Econometric Analysis of Panel Data*. London: John Wiley & Sons Inc, 2005.

BETETO, Danilo Lopomo. **Análise dos efeitos de não-sincronia de negociação no mercado brasileiro**. São Paulo, 2005. [s.n.], maio 2005. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/ebf/5EBF/paper/viewFile/1453/572>. Acesso em: 05 de julho de 2011.

BHIDE, Amar. *The hidden costs of stock market liquidity*. **Journal of Financial Economics**. [S.l.], v. 34, p. 31-51, aug. 1993.

BRENNAN, Michael *et al.* *An analysis of the Amihud Illiquidity Premium*. [s.n.], jun. 2011. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=1859632>. Acesso em: 10 de julho de 2011.

BUTLER, Alexander W. *et al.* *Stock market liquidity and the cost of issuing equity*. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**. [S.l.], v. 40, n. 2, p. 331-346, jun. 2005.

COHEN, Kalman J. *et al.* *Estimating and Adjusting for the Intervalling-Effect Bias in Beta*. **Journal of Management Science**. [S.l.], v. 29, p. 135-148, 1983.

CUI, Rong; WU, Youchang. *Disentangling liquidity and size effects in stock returns: evidence from China*. [s.n.], 2007. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=910248>. Acesso em: 10 de julho de 2011.

DAMODARAN, Aswath. *Estimating risk parameters*. Working Papers Series. Stern School of Business, New York University, 1999.

DAMODARAN, Aswath. *Finanças Corporativas*. 2ª. Edição. Rio de Janeiro: Bookman, 2004.

DAMODARAN, Aswath. *Avaliação de Empresas*. 2ª. Edição. Rio de Janeiro: Prentice-Hall, 2007.

DAMODARAN, Aswath. *What is a Risk-free Rate? A Search for the Basic Building Block*. Working Papers Series. Stern School of Business, New York University, 2008.

DATAR, Vinay T. *et al.* *Liquidity and stock returns: an alternative test*. **Journal of Financial Markets**. [S.l.], v. 1, p. 203-219, 1998.

DIACOBIANNIS, George; MAKRI, Paraskevi. *Estimating betas in thinner markets: the case of the Athens Stock Exchange*. **International Research Journal of Finance and Economics**. [S.l.], v. 13, p. 108-122, 2008.

DIJK, Mathijs A. *Is size dead? A review of the size effect in equity returns*. **Journal Of Banking & Finance**. v. 35, n. 12, p. 3263-3274, 2011. Disponível em: Business Source Premier, EBSCOhost. Acesso em: 1º de fevereiro de 2012

DONALDSON, Glen *et al.* *Estimating the Equity Premium*. *Journal Of Financial & Quantitative Analysis [serial online]*. August 2010; 45(4):813-846. Disponível em: Business Source Premier, Ipswich, MA. Acesso em: 1º. de fevereiro de 2012.

DREW, Michael E.; VEERARAGHAVAN, Madhu. *Beta, Firm Size, Book-to-Market Equity and Stock Returns*. **Journal Of The Asia Pacific Economy**, 8(3), 354, 2003.

DREW, Michael E.; VEERARAGHAVAN, Madhu. *A Closer Look at the Size and Value Premium in Emerging Markets: Evidence from the Kuala Lumpur Stock Exchange*. **Asian Economic Journal**, 16(4), 337-351, 2002.

Duff and Phelps Risk Premium Report (2011). Disponível em <http://corporate.morningstar.com/ib/documents/MethodologyDocuments/ResearchPapers/DuffPhelpsRiskPremiumReport.pdf>. Acesso em: 10 de setembro de 2012.

ELESWARAPU, Venkat R.; REINGANUM, Marc R. *The Seasonal Behavior of the Liquidity Premium in Asset Pricing*. **Journal of Financial Economics**. [S.l.], v. 34, p. 373-386, 1993.

FAFF, Robert. *A simple test of the Fama and French model using daily data: Australian evidence*. **Applied Financial Economics**, 14(2), 83-92, 2004.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. *The cross-section of expected stock returns*. **Journal of Finance**. [S.l.], v. 47, p. 427-465, 1992.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. *Common risk factors in the returns of stocks and bonds*. **Journal of Financial Economics**. [S.l.], v. 43, p. 153-193, 1993.

FAVERO, Luiz Paulo *et al.* *Análise de Dados: Modelagem multivariada para tomada de decisões*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FERNANDEZ, Pablo. *The Equity Premium in 150 Textbooks*. IESE Business School, Madrid, 2010.

FERSON, Wayne E.; HARVEY, Campbell R. *The variation in economic risk premia*. **Journal of Political Economy**. [S.l.], v. 99, p. 385-415, 1991.

GARRÁN, Felipe T. **Metodologias em uso no Brasil para a determinação do custo de capital próprio para avaliação de ativos por fluxo de caixa descontado**. São Paulo, 2006. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

GIRARD, Eric C. *Empirical Evidence of the Existence of Investable Premiums in Emerging Market Investable Stocks*. **Financial Review [serial online]**. 45 (4): 1025-1051, 2010. Disponível em : Business Source Premier, Ipswich, MA. Acesso em: 1º. de fevereiro de 2012.

GRABOWSKI, R; KING, D. *New evidence on size effects and rates of return*. **Business Valuation Review**, p. 103-114, 1996.

GRAY, Stephen *et al.* *The performance of alternative techniques for estimating equity betas of Australian firms*. Report prepared for the Energy Networks Association. [S.l.: s.n.], 2005.

GUJARATI, Damodar; PORTER, Dawn. **Econometria Básica**. Porto Alegre: Bookman, 2011.

HAMON, Jacques; JACQILLAT, Bertrand. *Is there value-added information in liquidity and risk premiums?*. **European Financial Management**, 5, 3, p. 369, Business Source Premier, EBSCOhost, 1999. Acesso em: 1º. de fevereiro de 2012.

HEATON, Hal. *On the Use of Size Premiums, Arithmetic or Geometric Average Returns, and Liquidity Premiums in Determining Discount Rates*. **Journal Of Property Tax Assessment & Administration [serial online]**. 4(4):5-12, 2007. Disponível em: Business Source Premier, Ipswich, MA. Acesso em: 1º. de fevereiro de 2012.

IBBOTSON, Roger G. *et al.* *Estimates of small stock betas are much too low*. **Journal of Portfolio Management**, [S.l.], p. 104-111, 1997.

JONES, Charles M. *A century of stock market liquidity and trading costs*. New York: Columbia University, Graduate School of Business, 2002.

KARATHANASIS, George *et al.* *Size and momentum in European equity markets: empirical findings from varying beta Capital Asset Pricing Model*. **Accounting & Finance [serial online]**. 50(1):143-169, 2010. Disponível em: Business Source Premier, Ipswich, MA. Acesso em: 1º. de fevereiro de 2012.

KEENE, Marvin A.; PETERSON, David R. *The importance of liquidity as a factor in asset pricing*. **The Journal of Financial Research**. [S.l.], v. 30, n. 1, p. 91-109, spring 2007.

KENNEDY, Peter. **Manual de Econometria**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

KLEMKOSKY, Robert C.; MARTIN, John D. *The adjustment of beta forecasts*. **The Journal of Finance**. [S.l.], v. 30, n. 4, p. 1123-1128, sep. 1975.

KNEZ, Peter J.; READY, Mark J. *On The Robustness of Size and Book-to-Market in Cross-Sectional Regressions*. **Journal Of Finance**, 52, 4, pp. 1355-1382, 1997. Disponível em: Business Source Premier, EBSCOhost. Acesso em: 1º. de fevereiro de 2012.

KOCH, Andy *et al.* **Commonality in liquidity: a demand-side explanation**. Working Paper. University of Texas, 2009.

LAKONISHOP, Joseph; SHAPIRO, Alan C. *Stock returns, beta, variance and size: an empirical analysis*. **Financial Analysts Journal**. [S.l.], v. 40, n. 4, p. 36-41, 1984.

LAJILI-JARJIR, Souad. *Explaining the Cross-section of Stock Returns in France: Characteristics or Risk Factors?*. **European Journal of Finance** [serial online]. 13(2):145-158, 2007. Disponível em: Business Source Premier, Ipswich, MA. Acesso em: 1º. de fevereiro de 2012.

LAM, Keith; LI, Frank. *The risk premiums of the four-factor asset pricing model in the Hong Kong stock market*. **Applied Financial Economics**. 18, 20, pp. 1667-1680, 2008. Disponível em: Business Source Premier, EBSCOhost, Acesso em 1º. de fevereiro de 2012.

LIANG, Samuel Xin; WEI, K.C. John. *Liquidity risk and expected returns around the world*. [s.n.], oct. 2006. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=652961>. Acesso em: 15 de julho de 2011.

LIMA, Ronaldo Gomes Dutra de *et al.* Teste de estabilidades dos coeficientes betas do mercado acionário brasileiro. In: IX ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 2009, São Leopoldo - RS. **Anais...** São Leopoldo, 2009.

LIU, Weimin. *The liquidity-augmented CAPM over 1926 to 1963*. [s.n.], jul. 2008. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=968007>. Acesso em: 30 de junho de 2011.

LOU, Xiaoxia; SADKA, Ronnie. *Liquidity level or liquidity risk? Evidence from the financial crisis*. **Financial Analysts Journal**. [S.l.], v. 67, n. 3, p. 51-62, may/jun. 2011.

MACHADO, Márcio André Veras; MEDEIROS, Otavio Ribeiro de. Existe o efeito liquidez no mercado acionário brasileiro? In: 10o. CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 2010, São Paulo. **Anais...** São Paulo, 2010.

MERTON, Robert C. *A simple model of capital market equilibrium with incomplete information*. **The Journal of Finance**. [S.l.], v. 42, p. 483-510, jul. 1987.

MISIRLIA, Ulas; ALPER, Emre. *Drivers of expected returns in Istanbul stock exchange: Fama-French factors and coskewness*. **Applied Economics** [serial online]. 41(20):2619-2633, 2009. Disponível em: Business Source Premier, Ipswich, MA. Acesso em: 1º. de fevereiro de 2012.

MIRZA, Nawazish. *A note on the pricing of liquidity in stock returns*. **The Lahore Journal of Economics**. [S.l.], v. 15, n. 2, p. 135-147, winter 2010.

NGUYEN, Duong; PURI, Tribhuvan N. *Systematic liquidity, characteristic liquidity and asset pricing*. **Applied Financial Economics**. [S.l.], v. 19, n. 11, p. 853-868, 2009.

O'Brien, Michael *et al.* *Interaction of size, book-to-market and momentum effects in Australia*. **Accounting & Finance**. v. 50, n.1, p. 197-219, 2010. Disponível em: Business Source Premier, EBSCOhost. Acesso em: 1º. de fevereiro de 2012.

OMRI, Abdelwahed *et al.* *Impact of liquidity on stock returns: an empirical investigation of the Tunisian stock market*. **Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies**. [S.l.], v. 3, n. 2, p. 261-283, 2010.

PARK, Hun Myoung. *Linear regression models for panel data using SAS, Stata, LIMDEP, and SPSS*. Working Paper. The University Information Technology Services (UITs) Center for Statistical and Mathematical Computing, Indiana University, 2009.

PASTOR, Lubos; STAMBAUGH, Robert F. *Liquidity risk and expected stock returns*. **The Journal of Political Economy**. Chicago, v. 111, n. 3, p. 642-685, jun. 2003.

PUKSAMATANAN, Jitipol. *The liquidity and stock returns: empirical evidence in Thailand*. [s.n.], 2011. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=1803081>. Acesso em: 05 de julho de 2011.

REINGANUM, Marc R.; SMITH, Janet K. *Investor Preference for Large Firms: New Evidence on Economies of Size*. **Journal of Industrial Economics**, v. 32, n.2, p. 213-227, 1983. Disponível em: Business Source Premier, EBSCOhost. Acesso em: 10 de julho de 2011.

ROLL R. *A critique of the asset pricing theory's test, part 1: on past and potential testability of the theory*. **Journal of Financial Economics**, [S.l.], v.4, p. 129-176, 1977.

SALEHI, Mahdi *et al.* *A study of the relationship between liquidity and stock returns of companies listed in Tehran Stock Exchange*. **World Applied Sciences Journal**. [S.l.], v. 12, n. 9, p. 1403-1408, 2011.

SARIN, Atulya *et al.* *Ownership structure and stock market liquidity*. In: EUROPEAN FINANCE ASSOCIATION MEETING, 1996. Disponível em: <http://lsb.scu.edu/asarin/WorkingPapers/ownershipLiquidity.pdf>. Acesso em: 23 de julho de 2011.

SCHOLES, Myron; WILLIAMS, Joseph. *Estimating betas from nonsynchronous data*. **Journal of Financial Economics**. [S.l.], v. 5, p. 309-327, 1977.

SEHGAL, Sanjay; TRIPATHI, Vanita. *Size effect in Indian stock market: some empirical evidence*. **Vision, The Journal of Business Perspective**. v. 9, n. 4, p. 27-42, 2005. Disponível em: Business Source Premier, EBSCOhost. Acesso em: 10 de julho de 2011

SHANKEN, Jay. *Nonsynchronous data and the covariance-factor structure of returns*. **The Journal of Finance**. [S.l.], v. 42, n. 2, p. 221-231, jun. 1987.

SHARPE, W. F. *Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*. **Journal of Finance**. [S.l.]: v. 19, p. 425-442, 1964.

STAHEL, Christof W. *International stock market liquidity*. Columbus, 2004. Tese (Doutorado) – The Ohio State University.

ANEXOS

MMA com as variáveis Rm, P e L para delta de 1 ano

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	3117
Group variable: empresa		Number of groups	=	506
R-sq: within	= 0.4594	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0096	avg	=	6.2
overall	= 0.2732	max	=	17
corr(u_i, Xb) = -0.4367		F(3,2608)	=	738.76
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9539904	.0229155	41.63	0.000	.909056	.9989248
log_vm	-37.79842	3.504945	-10.78	0.000	-44.67117	-30.92566
log_vol	2.896328	1.850462	1.57	0.118	-.7321949	6.524851
_cons	206.7708	17.23649	12.00	0.000	172.9722	240.5693
sigma_u	50.111885					
sigma_e	58.461634					
rho	.42354805	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(505, 2608) = 1.33 Prob > F = 0.0000

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	3117
Group variable: empresa		Number of groups	=	506
R-sq: within	= 0.4299	Obs per group: min	=	1
between	= 0.2184	avg	=	6.2
overall	= 0.3954	max	=	17
Random effects u_i ~ Gaussian		Wald chi2(3)	=	2039.98
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9992972	.022212	44.99	0.000	.9557624	1.042832
log_vm	-3.886409	1.680881	-2.31	0.021	-7.180875	-.5919435
log_vol	2.938988	1.125562	2.61	0.009	.732927	5.145049
_cons	11.62079	7.310654	1.59	0.112	-2.707823	25.94941
sigma_u	2.8877809					
sigma_e	58.461634					
rho	.00243404	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman fixed				
	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ret_merc	.9539904	.9992972	-.0453067	.0056343
log_vm	-37.79842	-3.886409	-33.91201	3.075594
log_vol	2.896328	2.938988	-.04266	1.468782
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg				
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg				
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)				
= 207.59				
Prob>chi2 = 0.0000				

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe rob						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs		= 3117
Group variable: empresa				Number of groups		= 506
R-sq: within = 0.4594				Obs per group: min =		1
between = 0.0096				avg =		6.2
overall = 0.2732				max =		17
corr(u_i, Xb) = -0.4367				F(3,505)		= 329.72
				Prob > F		= 0.0000
(Std. Err. adjusted for 506 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9539904	.0331062	28.82	0.000	.8889476	1.019033
log_vm	-37.79842	3.959478	-9.55	0.000	-45.5775	-30.01934
log_vol	2.896328	2.033218	1.42	0.155	-1.098279	6.890935
_cons	206.7708	19.40443	10.66	0.000	168.6474	244.8941
sigma_u	50.111885					
sigma_e	58.461634					
rho	.42354805	(fraction of variance due to u_i)				

MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm, P e L para delta de 2 anos

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	1283
Group variable: empresa		Number of groups	=	417
R-sq: within	= 0.3821	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0651	avg	=	3.1
overall	= 0.1669	max	=	8
corr(u_i, Xb) = -0.4883		F(3,863)	=	177.89
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9599336	.0471471	20.36	0.000	.8673973	1.05247
log_vm	-77.05853	10.78355	-7.15	0.000	-98.22359	-55.89348
log_vol	1.514682	5.638515	0.27	0.788	-9.552125	12.58149
_cons	428.8277	51.5921	8.31	0.000	327.5671	530.0884
sigma_u	101.38332					
sigma_e	106.34036					
rho	.47614995	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(416, 863) = 1.17 Prob > F = 0.0271

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	1283
Group variable: empresa		Number of groups	=	417
R-sq: within	= 0.3365	Obs per group: min	=	1
between	= 0.3090	avg	=	3.1
overall	= 0.2998	max	=	8
Random effects u_i ~ Gaussian		Wald chi2(3)	=	547.63
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.004025	.0431047	23.29	0.000	.9195411	1.088509
log_vm	-15.44264	4.690375	-3.29	0.001	-24.63561	-6.249676
log_vol	6.926413	3.174242	2.18	0.029	.7050137	13.14781
_cons	62.96511	20.11547	3.13	0.002	23.53952	102.3907
sigma_u	0					
sigma_e	106.34036					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	.	Difference	S.E.
ret_merc	.9599336	1.004025	-.0440912	.0191005
log_vm	-77.05853	-15.44264	-61.61589	9.710063
log_vol	1.514682	6.926413	-5.411731	4.660154

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 74.43
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe rob						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs		= 1283
Group variable: empresa				Number of groups		= 417
R-sq: within = 0.3821				Obs per group: min =		1
between = 0.0651				avg =		3.1
overall = 0.1669				max =		8
corr(u_i, Xb) = -0.4883				F(3,416)		= 117.64
				Prob > F		= 0.0000
(Std. Err. adjusted for 417 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9599336	.0569019	16.87	0.000	.8480825	1.071785
log_vm	-77.05853	9.595222	-8.03	0.000	-95.9197	-58.19737
log_vol	1.514682	5.901548	0.26	0.798	-10.08589	13.11525
_cons	428.8277	44.85962	9.56	0.000	340.6479	517.0075
sigma_u	101.38332					
sigma_e	106.34036					
rho	.47614995	(fraction of variance due to u_i)				

MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm, P e L para delta de 3 anos

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	823
Group variable: empresa	Number of groups	=	355
R-sq: within = 0.1353	Obs per group: min	=	1
between = 0.0074	avg	=	2.3
overall = 0.0231	max	=	5
corr(u_i, Xb) = -0.5220	F(3,465)	=	24.24
	Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.4494556	.0714349	6.29	0.000	.3090805	.5898308
log_vm	36.27318	8.984693	4.04	0.000	18.61755	53.92881
log_vol	-.247522	4.665619	-0.05	0.958	-9.415831	8.920787
_cons	-223.2964	42.42198	-5.26	0.000	-306.6589	-139.9339

sigma_u	68.471252
sigma_e	66.647678
rho	.5134936 (fraction of variance due to u_i)

F test that all u_i=0: F(354, 465) = 1.13 Prob > F = 0.1165

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	823
Group variable: empresa	Number of groups	=	355
R-sq: within = 0.0902	Obs per group: min	=	1
between = 0.0995	avg	=	2.3
overall = 0.0889	max	=	5
Random effects u_i ~ Gaussian	Wald chi2(3)	=	81.12
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.5358139	.0607155	8.82	0.000	.4168138	.654814
log_vm	.7480359	3.909617	0.19	0.848	-6.914673	8.410745
log_vol	-.2222437	2.63323	-0.08	0.933	-5.383281	4.938793
_cons	-32.38231	16.77072	-1.93	0.053	-65.25231	.4876923

sigma_u	22.540292
sigma_e	66.647678
rho	.1026398 (fraction of variance due to u_i)

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	.	Difference	S.E.
ret_merc	.4494556	.5358139	-.0863583	.0376374
log_vm	36.27318	.7480359	35.52515	8.089475
log_vol	-.247522	-.2222437	-.0252782	3.851506

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 30.98
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe rob						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs = 823		
Group variable: empresa				Number of groups = 355		
R-sq: within = 0.1353				Obs per group: min = 1		
between = 0.0074				avg = 2.3		
overall = 0.0231				max = 5		
corr(u_i, Xb) = -0.5220				F(3,354) = 27.31		
				Prob > F = 0.0000		
(Std. Err. adjusted for 355 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.4494556	.0647174	6.94	0.000	.3221767	.5767346
log_vm	36.27318	8.766199	4.14	0.000	19.0328	53.51356
log_vol	-.247522	4.870818	-0.05	0.959	-9.8269	9.331856
_cons	-223.2964	40.07832	-5.57	0.000	-302.1179	-144.4748
sigma_u	68.471252					
sigma_e	66.647678					
rho	.5134936	(fraction of variance due to u_i)				

MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm, P e L para delta de 4 anos

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	533
Group variable: empresa		Number of groups	=	266
R-sq: within	= 0.3771	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0677	avg	=	2.0
overall	= 0.1521	max	=	4
corr(u_i, Xb)	= -0.4329	F(3,264)	=	53.26
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9891982	.0942129	10.50	0.000	.8036939	1.174702
log_vm	-211.8453	41.2496	-5.14	0.000	-293.0654	-130.6252
log_vol	60.809	23.11828	2.63	0.009	15.28934	106.3287
_cons	980.5024	193.1051	5.08	0.000	600.2804	1360.724
sigma_u	219.92994					
sigma_e	256.46753					
rho	.42375292	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(265, 264) = 0.93 Prob > F = 0.7083

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	533
Group variable: empresa		Number of groups	=	266
R-sq: within	= 0.3327	Obs per group: min	=	1
between	= 0.1998	avg	=	2.0
overall	= 0.2576	max	=	4
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(3)	=	183.60
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.013272	.0753396	13.45	0.000	.8656087	1.160935
log_vm	-43.19199	16.4787	-2.62	0.009	-75.48965	-10.89432
log_vol	27.32744	11.41933	2.39	0.017	4.945962	49.70891
_cons	145.8588	70.43179	2.07	0.038	7.815061	283.9026
sigma_u	0					
sigma_e	256.46753					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ret_merc	.9891982	1.013272	-.0240735	.0565687
log_vm	-211.8453	-43.19199	-168.6533	37.81511
log_vol	60.809	27.32744	33.48157	20.10109

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 22.57
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe rob						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs		= 533
Group variable: empresa				Number of groups		= 266
R-sq: within = 0.3771				Obs per group: min =		1
between = 0.0677				avg =		2.0
overall = 0.1521				max =		4
corr(u_i, Xb) = -0.4329				F(3,265)		= 39.16
				Prob > F		= 0.0000
(Std. Err. adjusted for 266 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9891982	.1001026	9.88	0.000	.7921004	1.186296
log_vm	-211.8453	51.27862	-4.13	0.000	-312.8106	-110.8799
log_vol	60.809	32.10995	1.89	0.059	-2.414089	124.0321
_cons	980.5024	199.1801	4.92	0.000	588.3254	1372.679
sigma_u	219.92994					
sigma_e	256.46753					
rho	.42375292	(fraction of variance due to u_i)				

MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm, P e L para delta de 5 anos

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	403
Group variable: empresa		Number of groups	=	230
R-sq: within	= 0.2495	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0051	avg	=	1.8
overall	= 0.0129	max	=	3
corr(u_i, Xb) = -0.7281		F(3,170)	=	18.84
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.122524	.1914622	5.86	0.000	.7445739	1.500473
log_vm	-193.8587	45.43025	-4.27	0.000	-283.5388	-104.1787
log_vol	-35.60126	24.68951	-1.44	0.151	-84.33877	13.13624
_cons	1165.858	219.2598	5.32	0.000	733.0356	1598.681
sigma_u	269.66989					
sigma_e	210.48821					
rho	.62141014	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(229, 170) = 1.24 Prob > F = 0.0700

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	403
Group variable: empresa		Number of groups	=	230
R-sq: within	= 0.1087	Obs per group: min	=	1
between	= 0.1217	avg	=	1.8
overall	= 0.0952	max	=	3
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(3)	=	42.17
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9898798	.1541667	6.42	0.000	.6877186	1.292041
log_vm	-18.66905	17.20824	-1.08	0.278	-52.39658	15.05848
log_vol	6.464524	12.55298	0.51	0.607	-18.13886	31.06791
_cons	84.80634	73.58882	1.15	0.249	-59.42509	229.0378
sigma_u	18.193356					
sigma_e	210.48821					
rho	.00741545	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ret_merc	1.122524	.9898798	.1326438	.1135359
log_vm	-193.8587	-18.66905	-175.1897	42.04502
log_vol	-35.60126	6.464524	-42.06579	21.26016

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 35.89
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe rob						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs	=	403
Group variable: empresa				Number of groups	=	230
R-sq: within	=	0.2495	Obs per group: min	=	1	
between	=	0.0051	avg	=	1.8	
overall	=	0.0129	max	=	3	
corr(u_i, Xb) = -0.7281				F(3,229)	=	23.19
				Prob > F	=	0.0000
(Std. Err. adjusted for 230 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.122524	.1871253	6.00	0.000	.7538161	1.491231
log_vm	-193.8587	38.12538	-5.08	0.000	-268.9801	-118.7374
log_vol	-35.60126	25.88163	-1.38	0.170	-86.59784	15.39531
_cons	1165.858	165.2125	7.06	0.000	840.3272	1491.389
sigma_u	269.66989					
sigma_e	210.48821					
rho	.62141014	(fraction of variance due to u_i)				

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM, P e L para delta de 1 ano

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	2539
Group variable: empresa		Number of groups	=	428
R-sq: within	= 0.3393	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0165	avg	=	5.9
overall	= 0.1969	max	=	17
corr(u_i, Xb) = -0.3990		F(3,2108)	=	360.88
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.050509	.0368553	28.50	0.000	.9782323	1.122786
log_vm	-23.23031	4.084665	-5.69	0.000	-31.24071	-15.21992
log_vol	-1.999725	2.241994	-0.89	0.373	-6.396477	2.397028
_cons	149.1862	19.96944	7.47	0.000	110.0243	188.3481
sigma_u	48.009137					
sigma_e	60.055568					
rho	.38989399	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(427, 2108) = 1.21 Prob > F = 0.0041

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	2539
Group variable: empresa		Number of groups	=	428
R-sq: within	= 0.3183	Obs per group: min	=	1
between	= 0.1787	avg	=	5.9
overall	= 0.2871	max	=	17
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(3)	=	1021.05
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	1.088063	.0341541	31.86	0.000	1.021122	1.155004
log_vm	2.827161	1.893604	1.49	0.135	-.8842354	6.538558
log_vol	-1.134676	1.328773	-0.85	0.393	-3.739023	1.469671
_cons	-3.56115	8.061139	-0.44	0.659	-19.36069	12.23839
sigma_u	0					
sigma_e	60.055568					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
capm	1.050509	1.088063	-.0375541	.0138498
log_vm	-23.23031	2.827161	-26.05748	3.61922
log_vol	-1.999725	-1.134676	-.8650484	1.805797

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 101.80
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, fe rob						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs		= 2539	
Group variable: empresa			Number of groups		= 428	
R-sq: within = 0.3393			Obs per group: min		= 1	
between = 0.0165			avg		= 5.9	
overall = 0.1969			max		= 17	
corr(u_i, Xb) = -0.3990			F(3,427)		= 206.84	
			Prob > F		= 0.0000	
(Std. Err. adjusted for 428 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.050509	.0481473	21.82	0.000	.9558737	1.145144
log_vm	-23.23031	5.039787	-4.61	0.000	-33.13619	-13.32443
log_vol	-1.999725	2.669041	-0.75	0.454	-7.245818	3.246368
_cons	149.1862	23.70511	6.29	0.000	102.593	195.7794
sigma_u	48.009137					
sigma_e	60.055568					
rho	.38989399	(fraction of variance due to u_i)				

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM, P e L para delta de 2 anos

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	1038
Group variable: empresa		Number of groups	=	313
R-sq: within	= 0.2065	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0014	avg	=	3.3
overall	= 0.0565	max	=	8
corr(u_i, Xb) = -0.5255		F(3,722)	=	62.65
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	.979259	.0881011	11.12	0.000	.8062941	1.152224
log_vm	-48.01813	13.22867	-3.63	0.000	-73.98939	-22.04688
log_vol	-15.33469	7.003566	-2.19	0.029	-29.08448	-1.584903
_cons	352.4075	62.92796	5.60	0.000	228.8639	475.9512
sigma_u	105.1693					
sigma_e	116.29822					
rho	.44987578	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(312, 722) = 1.15 Prob > F = 0.0718

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	1038
Group variable: empresa		Number of groups	=	313
R-sq: within	= 0.1676	Obs per group: min	=	1
between	= 0.1204	avg	=	3.3
overall	= 0.1336	max	=	8
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(3)	=	159.45
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	1.001953	.0798923	12.54	0.000	.8453673	1.158539
log_vm	-2.038959	5.735022	-0.36	0.722	-13.2794	9.201478
log_vol	-3.834328	4.133211	-0.93	0.354	-11.93527	4.266616
_cons	55.04687	23.88725	2.30	0.021	8.228718	101.865
sigma_u	0					
sigma_e	116.29822					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	.	Difference	S.E.
capm	.979259	1.001953	-.0226943	.0371352
log_vm	-48.01813	-2.038959	-45.97917	11.92087
log_vol	-15.33469	-3.834328	-11.50036	5.653893

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 47.14
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, fe rob						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs		= 1038	
Group variable: empresa			Number of groups		= 313	
R-sq: within = 0.2065			Obs per group: min		= 1	
between = 0.0014			avg		= 3.3	
overall = 0.0565			max		= 8	
corr(u_i, Xb) = -0.5255			F(3,312)		= 54.70	
			Prob > F		= 0.0000	
(Std. Err. adjusted for 313 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	.979259	.0838571	11.68	0.000	.8142621	1.144256
log_vm	-48.01813	11.58278	-4.15	0.000	-70.80838	-25.22789
log_vol	-15.33469	7.019178	-2.18	0.030	-29.1456	-1.52378
_cons	352.4075	57.24851	6.16	0.000	239.7656	465.0495
sigma_u	105.1693					
sigma_e	116.29822					
rho	.44987578	(fraction of variance due to u_i)				

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM, P e L para delta de 3 anos

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	675
Group variable: empresa		Number of groups	=	275
R-sq: within	= 0.0940	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0229	avg	=	2.5
overall	= 0.0151	max	=	5
corr(u_i, Xb) = -0.6463		F(3,397)	=	13.73
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.1379698	.0774543	-1.78	0.076	-.2902417	.014302
log_vm	51.09031	9.824957	5.20	0.000	31.77486	70.40575
log_vol	-5.366825	5.523036	-0.97	0.332	-16.22488	5.491229
_cons	-249.4918	46.48023	-5.37	0.000	-340.8699	-158.1136
sigma_u	61.303631					
sigma_e	63.969669					
rho	.47872786	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(274, 397) = 1.05 Prob > F = 0.3286

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	675
Group variable: empresa		Number of groups	=	275
R-sq: within	= 0.0285	Obs per group: min	=	1
between	= 0.1410	avg	=	2.5
overall	= 0.0501	max	=	5
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(3)	=	35.37
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	-.3278617	.0626296	-5.23	0.000	-.4506134	-.20511
log_vm	7.551566	3.909126	1.93	0.053	-.1101809	15.21331
log_vol	-.2344879	2.930926	-0.08	0.936	-5.978998	5.510022
_cons	-12.87394	16.45322	-0.78	0.434	-45.12165	19.37377
sigma_u	0					
sigma_e	63.969669					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrtdiag(V_b-V_B)) S.E.
capm	-.1379698	-.3278617	.1898918	.0455709
log_vm	51.09031	7.551566	43.53874	9.013796
log_vol	-5.366825	-.2344879	-5.132337	4.681196

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 39.76
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, fe rob						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs		= 675	
Group variable: empresa			Number of groups		= 275	
R-sq:	within	= 0.0940	Obs per group: min		= 1	
	between	= 0.0229	avg		= 2.5	
	overall	= 0.0151	max		= 5	
corr(u_i, Xb) = -0.6463			F(3,274)		= 14.07	
			Prob > F		= 0.0000	
(Std. Err. adjusted for 275 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.1379698	.0777839	-1.77	0.077	-.2910999	.0151602
log_vm	51.09031	9.453204	5.40	0.000	32.48017	69.70045
log_vol	-5.366825	4.859473	-1.10	0.270	-14.93347	4.199823
_cons	-249.4918	44.74029	-5.58	0.000	-337.5702	-161.4134
sigma_u	61.303631					
sigma_e	63.969669					
rho	.47872786	(fraction of variance due to u_i)				

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM, P e L para delta de 4 anos

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	433
Group variable: empresa		Number of groups	=	206
R-sq: within	= 0.2889	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0046	avg	=	2.1
overall	= 0.0483	max	=	4
corr(u_i, Xb) = -0.5425		F(3,224)	=	30.33
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.328379	.1879536	7.07	0.000	.9579957	1.698763
log_vm	-155.5439	49.97888	-3.11	0.002	-254.0328	-57.05497
log_vol	-25.93069	28.66109	-0.90	0.367	-82.41055	30.54916
_cons	1024.195	225.3108	4.55	0.000	580.1947	1468.194
sigma_u	275.56177					
sigma_e	271.74001					
rho	.50698257	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(205, 224) = 1.12 Prob > F = 0.1970

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	433
Group variable: empresa		Number of groups	=	206
R-sq: within	= 0.2324	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0034	avg	=	2.1
overall	= 0.1139	max	=	4
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(3)	=	55.15
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	1.145503	.1554588	7.37	0.000	.840809	1.450196
log_vm	-18.133	20.76456	-0.87	0.383	-58.83079	22.56479
log_vol	-8.763204	15.41954	-0.57	0.570	-38.98495	21.45854
_cons	215.3974	84.22838	2.56	0.011	50.31278	380.482
sigma_u	0					
sigma_e	271.74001					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrtdiag(V_b-V_B)) S.E.
capm	1.328379	1.145503	.1828766	.1056368
log_vm	-155.5439	-18.133	-137.4109	45.46121
log_vol	-25.93069	-8.763204	-17.16749	24.1598

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 41.21
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, fe rob						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs	=	433
Group variable: empresa				Number of groups	=	206
R-sq:	within	=	0.2889	Obs per group: min	=	1
	between	=	0.0046	avg	=	2.1
	overall	=	0.0483	max	=	4
corr(u_i, Xb) = -0.5425				F(3,205)	=	25.13
				Prob > F	=	0.0000
(Std. Err. adjusted for 206 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.328379	.2370834	5.60	0.000	.8609448	1.795814
log_vm	-155.5439	67.5363	-2.30	0.022	-288.6987	-22.38911
log_vol	-25.93069	39.57699	-0.66	0.513	-103.9608	52.09945
_cons	1024.195	265.0476	3.86	0.000	501.6258	1546.763
sigma_u	275.56177					
sigma_e	271.74001					
rho	.50698257	(fraction of variance due to u_i)				

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM, P e L para delta de 5 anos

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	318
Group variable: empresa		Number of groups	=	183
R-sq: within	= 0.1773	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0064	avg	=	1.7
overall	= 0.0001	max	=	3
corr(u_i, xb) = -0.7350		F(3,132)	=	9.48
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.5997485	.16985	-3.53	0.001	-.9357286	-.2637684
log_vm	-186.6861	54.35025	-3.43	0.001	-294.1962	-79.1759
log_vol	-13.13422	33.25234	-0.39	0.693	-78.91063	52.64219
_cons	1317.224	259.123	5.08	0.000	804.6527	1829.794
sigma_u	284.73861					
sigma_e	211.81542					
rho	.64375803	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(182, 132) = 1.26 Prob > F = 0.0766

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	318
Group variable: empresa		Number of groups	=	183
R-sq: within	= 0.0365	Obs per group: min	=	1
between	= 0.1033	avg	=	1.7
overall	= 0.0622	max	=	3
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(3)	=	20.47
corr(u_i, x) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0001

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	-.5647377	.1302981	-4.33	0.000	-.8201173	-.3093582
log_vm	-2.845143	21.08379	-0.13	0.893	-44.16862	38.47833
log_vol	20.20247	15.93687	1.27	0.205	-11.03322	51.43815
_cons	177.7995	85.69207	2.07	0.038	9.846147	345.7529
sigma_u	64.875247					
sigma_e	211.81542					
rho	.08576331	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	.	Difference	S.E.
capm	-.5997485	-.5647377	-.0350108	.1089561
log_vm	-186.6861	-2.845143	-183.8409	50.09414
log_vol	-13.13422	20.20247	-33.33668	29.18448

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 27.38
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno capm log_vm log_vol if mercado==1, fe rob					
Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	318
Group variable: empresa			Number of groups	=	183
R-sq: within	=	0.1773	Obs per group: min	=	1
between	=	0.0064	avg	=	1.7
overall	=	0.0001	max	=	3
corr(u_i, Xb) = -0.7350			F(3,182)	=	14.93
			Prob > F	=	0.0000
(Std. Err. adjusted for 183 clusters in empresa)					
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
capm	-.5997485	.1603952	-3.74	0.000	-.9162218 -.2832752
log_vm	-186.6861	51.02497	-3.66	0.000	-287.3626 -86.0095
log_vol	-13.13422	39.64014	-0.33	0.741	-91.34755 65.07912
_cons	1317.224	204.3347	6.45	0.000	914.054 1720.393
sigma_u	284.73861				
sigma_e	211.81542				
rho	.64375803	(fraction of variance due to u_i)			

MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm e P para delta de 1 ano

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	3139
Group variable: empresa	Number of groups	=	508
R-sq: within = 0.4606	Obs per group: min	=	1
between = 0.0135	avg	=	6.2
overall = 0.2727	max	=	17
corr(u_i, Xb) = -0.4416	F(2,2629)	=	1122.41
	Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9541991	.0228333	41.79	0.000	.909426	.9989721
log_vm	-34.94912	2.835549	-12.33	0.000	-40.50925	-29.38898
_cons	200.4396	16.34944	12.26	0.000	168.3806	232.4987
sigma_u	52.397814					
sigma_e	58.647317					
rho	.44389874	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(507, 2629) = 1.39 Prob > F = 0.0000

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	3139
Group variable: empresa	Number of groups	=	508
R-sq: within = 0.4356	Obs per group: min	=	1
between = 0.1785	avg	=	6.2
overall = 0.3926	max	=	17
Random effects u_i ~ Gaussian	wald chi2(2)	=	2130.95
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9987	.0218913	45.62	0.000	.9557939	1.041606
log_vm	-3.61249	1.331849	-2.71	0.007	-6.222866	-1.002113
_cons	20.12156	7.734837	2.60	0.009	4.961562	35.28156
sigma_u	15.631883					
sigma_e	58.647317					
rho	.06633138	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ret_merc	.9541991	.9987	-.0445009	.0064909
log_vm	-34.94912	-3.61249	-31.33663	2.503301

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 167.76
Prob>chi2 = 0.0000

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, fe rob
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 3139
Number of groups = 508

R-sq: within = 0.4606
between = 0.0135
overall = 0.2727

Obs per group: min = 1
avg = 6.2
max = 17

corr(u_i, Xb) = -0.4416

F(2,507) = 511.24
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 508 clusters in empresa)

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9541991	.0330132	28.90	0.000	.8893395	1.019059
log_vm	-34.94912	3.178609	-11.00	0.000	-41.19398	-28.70425
_cons	200.4396	18.22729	11.00	0.000	164.6293	236.2499
sigma_u	52.397814					
sigma_e	58.647317					
rho	.44389874	(fraction of variance due to u_i)				

```
. areg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 3139
F(2, 3117) = 594.65
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.4006
Adj R-squared = 0.3965
Root MSE = 60.311

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9979006	.0292138	34.16	0.000	.9406203	1.055181
log_vm	-1.905578	1.224951	-1.56	0.120	-4.307369	.4962136
_cons	10.83735	7.227112	1.50	0.134	-3.333035	25.00773
setor	absorbed (20 categories)					

. regress retorno ret_merc log_vm i.setor if mercado ==1, rob						
Linear regression			Number of obs = 3139			
			F(21, 3117) = 60.20			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.4006			
			Root MSE = 60.311			
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9979006	.0292138	34.16	0.000	.9406203	1.055181
log_vm	-1.905578	1.224951	-1.56	0.120	-4.307369	.4962136
setor						
2	4.360202	11.66524	0.37	0.709	-18.51213	27.23253
3	22.75779	12.36263	1.84	0.066	-1.481925	46.9975
4	12.07681	12.33574	0.98	0.328	-12.11019	36.2638
5	5.285968	12.43602	0.43	0.671	-19.09765	29.66959
6	12.50922	11.37467	1.10	0.272	-9.793387	34.81183
7	18.73745	11.65635	1.61	0.108	-4.117453	41.59236
9	.3595409	12.39582	0.03	0.977	-23.94525	24.66433
10	40.38374	15.26605	2.65	0.008	10.45122	70.31626
11	20.17824	13.83345	1.46	0.145	-6.945347	47.30183
12	8.420063	11.34756	0.74	0.458	-13.82939	30.66952
13	12.70211	12.54692	1.01	0.311	-11.89895	37.30318
14	23.3633	12.69812	1.84	0.066	-1.534218	48.26082
15	14.93009	11.77422	1.27	0.205	-8.155928	38.01611
16	17.66279	11.66662	1.51	0.130	-5.212253	40.53784
17	12.3584	17.83846	0.69	0.488	-22.61792	47.33471
18	7.657523	11.62775	0.66	0.510	-15.1413	30.45635
19	9.106518	12.07723	0.75	0.451	-14.57362	32.78666
20	12.99543	13.15607	0.99	0.323	-12.80002	38.79087
21	6.972938	12.03527	0.58	0.562	-16.62493	30.5708
_cons	-1.660913	12.62271	-0.13	0.895	-26.41059	23.08876

MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm e P para delta de 2 anos

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	1294
Group variable: empresa		Number of groups	=	419
R-sq: within	= 0.3805	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0572	avg	=	3.1
overall	= 0.1622	max	=	8
corr(u_i, Xb) = -0.5048		F(2,873)	=	268.08
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9540692	.0468697	20.36	0.000	.8620788	1.04606
log_vm	-76.91598	8.500929	-9.05	0.000	-93.60063	-60.23134
_cons	432.5745	47.97987	9.02	0.000	338.4051	526.7439
sigma_u	103.85316					
sigma_e	106.97615					
rho	.48519036	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(418, 873) = 1.19 Prob > F = 0.0199

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	1294
Group variable: empresa		Number of groups	=	419
R-sq: within	= 0.3339	Obs per group: min	=	1
between	= 0.3031	avg	=	3.1
overall	= 0.2962	max	=	8
Random effects u_i ~ Gaussian		Wald chi2(2)	=	543.33
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.002274	.0431987	23.20	0.000	.9176061	1.086942
log_vm	-8.067036	3.117745	-2.59	0.010	-14.1777	-1.956368
_cons	44.76947	17.88135	2.50	0.012	9.722671	79.81627
sigma_u	0					
sigma_e	106.97615					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	.	Difference	S.E.
ret_merc	.9540692	1.002274	-.0482047	.0181836
log_vm	-76.91598	-8.067036	-68.84895	7.908568

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 75.85
Prob>chi2 = 0.0000

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, fe rob
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 1294
Number of groups = 419

R-sq: within = 0.3805
between = 0.0572
overall = 0.1622

Obs per group: min = 1
avg = 3.1
max = 8

corr(u_i, Xb) = -0.5048

F(2,418) = 169.63
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 419 clusters in empresa)

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9540692	.0573593	16.63	0.000	.8413206	1.066818
log_vm	-76.91598	7.780337	-9.89	0.000	-92.20944	-61.62252
_cons	432.5745	43.14832	10.03	0.000	347.7598	517.3893
sigma_u	103.85316					
sigma_e	106.97615					
rho	.48519036	(fraction of variance due to u_i)				

```
. areg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 1294
F(2, 1272) = 221.35
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.3121
Adj R-squared = 0.3007
Root MSE = 109.71

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.011623	.0483927	20.90	0.000	.9166848	1.106561
log_vm	-9.463581	3.787856	-2.50	0.013	-16.89471	-2.032448
_cons	51.92984	21.68109	2.40	0.017	9.3952	94.46447
setor	absorbed (20 categories)					

. regress retorno ret_merc log_vm i.setor if mercado ==1, rob						
Linear regression			Number of obs = 1294			
			F(21, 1272) = 23.96			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.3121			
			Root MSE = 109.71			
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.011623	.0483927	20.90	0.000	.9166848	1.106561
log_vm	-9.463581	3.787856	-2.50	0.013	-16.89471	-2.032448
setor						
2	24.411	41.81362	0.58	0.559	-57.62024	106.4422
3	42.50685	41.06604	1.04	0.301	-38.05776	123.0715
4	43.59392	43.75758	1.00	0.319	-42.25104	129.4389
5	-3.807149	40.90739	-0.09	0.926	-84.06053	76.44623
6	21.66354	40.06145	0.54	0.589	-56.93025	100.2573
7	53.68872	40.43444	1.33	0.184	-25.63679	133.0142
9	4.913592	44.49451	0.11	0.912	-82.37711	92.2043
10	60.25758	43.06627	1.40	0.162	-24.23115	144.7463
11	25.29128	41.9165	0.60	0.546	-56.94181	107.5244
12	20.79625	39.71537	0.52	0.601	-57.11858	98.71108
13	39.00563	44.89616	0.87	0.385	-49.07304	127.0843
14	62.04535	44.1294	1.41	0.160	-24.52906	148.6198
15	36.14968	41.01169	0.88	0.378	-44.3083	116.6077
16	42.17858	40.38636	1.04	0.297	-37.05261	121.4098
17	37.7779	69.16433	0.55	0.585	-97.9108	173.4666
18	7.496122	40.80122	0.18	0.854	-72.54897	87.54121
19	12.49384	41.33496	0.30	0.763	-68.59836	93.58604
20	58.80666	46.09043	1.28	0.202	-31.61497	149.2283
21	23.49177	42.06695	0.56	0.577	-59.03646	106.02
_cons	22.71662	43.92083	0.52	0.605	-63.4486	108.8818

MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm e P para delta de 3 anos

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	830
Group variable: empresa	Number of groups	=	359
R-sq: within = 0.1229	Obs per group: min	=	1
between = 0.0087	avg	=	2.3
overall = 0.0207	max	=	5
corr(u_i, Xb) = -0.4998	F(2,469)	=	32.85
	Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.4339911	.0717086	6.05	0.000	.2930813	.5749009
log_vm	34.48603	7.304428	4.72	0.000	20.13257	48.83949
_cons	-211.9885	40.46755	-5.24	0.000	-291.5087	-132.4683
sigma_u	69.059304					
sigma_e	67.718748					
rho	.50980002	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(358, 469) = 1.14 Prob > F = 0.0876

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	830
Group variable: empresa	Number of groups	=	359
R-sq: within = 0.0826	Obs per group: min	=	1
between = 0.0954	avg	=	2.3
overall = 0.0829	max	=	5
Random effects u_i ~ Gaussian	wald chi2(2)	=	75.72
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.5257469	.0611617	8.60	0.000	.4058721	.6456216
log_vm	.6566791	2.768559	0.24	0.813	-4.769596	6.082954
_cons	-31.13726	15.70178	-1.98	0.047	-61.9122	-.3623336
sigma_u	25.199209					
sigma_e	67.718748					
rho	.12162822	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	.	Difference	S.E.
ret_merc	.4339911	.5257469	-.0917558	.0374347
log_vm	34.48603	.6566791	33.82935	6.75942

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 28.29
Prob>chi2 = 0.0000


```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, fe rob
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 830
Number of groups = 359

R-sq: within = 0.1229
between = 0.0087
overall = 0.0207

Obs per group: min = 1
avg = 2.3
max = 5

corr(u_i, Xb) = -0.4998

F(2,358) = 34.41
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 359 clusters in empresa)

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.4339911	.0665221	6.52	0.000	.3031679	.5648142
log_vm	34.48603	6.628734	5.20	0.000	21.44988	47.52218
_cons	-211.9885	37.29911	-5.68	0.000	-285.3414	-138.6356
sigma_u	69.059304					
sigma_e	67.718748					
rho	.50980002	(fraction of variance due to u_i)				

```
. areg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 830
F(2, 808) = 58.09
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.1034
Adj R-squared = 0.0801
Root MSE = 69.825

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.5496761	.0518397	10.60	0.000	.4479197	.6514325
log_vm	1.067349	2.91447	0.37	0.714	-4.653476	6.788175
_cons	-35.61656	17.0684	-2.09	0.037	-69.1202	-2.112921

. regress retorno ret_merc log_vm i.setor if mercado ==1, rob						
Linear regression			Number of obs = 830			
			F(21, 808) = 6.94			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.1034			
			Root MSE = 69.825			
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.5496761	.0518397	10.60	0.000	.4479197	.6514325
log_vm	1.067349	2.91447	0.37	0.714	-4.653476	6.788175
setor						
2	-40.57398	33.26641	-1.22	0.223	-105.8728	24.72479
3	-28.80498	35.1353	-0.82	0.413	-97.77222	40.16226
4	-40.8383	35.48895	-1.15	0.250	-110.4997	28.82311
5	-50.25627	34.39836	-1.46	0.144	-117.777	17.26442
6	-39.72805	32.48961	-1.22	0.222	-103.502	24.04593
7	-31.82637	33.47649	-0.95	0.342	-97.53752	33.88478
9	-53.0444	35.02102	-1.51	0.130	-121.7873	15.69852
10	-17.81921	38.772	-0.46	0.646	-93.92494	58.28652
11	-36.50087	36.61585	-1.00	0.319	-108.3743	35.37255
12	-34.26589	32.77369	-1.05	0.296	-98.59751	30.06573
13	-46.53139	34.26958	-1.36	0.175	-113.7993	20.73651
14	-38.18455	33.01222	-1.16	0.248	-102.9844	26.61529
15	-44.23018	32.45705	-1.36	0.173	-107.9403	19.4799
16	-29.60515	33.03861	-0.90	0.370	-94.45678	35.24648
17	-38.34364	32.80912	-1.17	0.243	-102.7448	26.05752
18	-63.04063	32.49056	-1.94	0.053	-126.8165	.7352321
19	-32.62764	34.02221	-0.96	0.338	-99.40998	34.1547
20	-51.38041	36.78048	-1.40	0.163	-123.577	20.81616
21	-29.6206	34.75467	-0.85	0.394	-97.84068	38.59949
_cons	2.935754	34.27353	0.09	0.932	-64.33991	70.21142

MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm e P para delta de 4 anos

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	539
Group variable: empresa	Number of groups	=	268
R-sq: within = 0.3675	Obs per group: min	=	1
between = 0.0729	avg	=	2.0
overall = 0.1478	max	=	4
corr(u_i, Xb) = -0.4372	F(2,269)	=	78.15
	Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ret_merc	.9289208	.0928305	10.01	0.000	.7461541 1.111687
log_vm	-156.4013	31.52899	-4.96	0.000	-218.4763 -94.32637
_cons	880.9004	179.851	4.90	0.000	526.8058 1234.995
sigma_u	219.24011				
sigma_e	261.27668				
rho	.41318242	(fraction of variance due to u_i)			
F test that all u_i=0:	F(267, 269) =	0.92		Prob > F =	0.7648

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	539
Group variable: empresa	Number of groups	=	268
R-sq: within = 0.3238	Obs per group: min	=	1
between = 0.2111	avg	=	2.0
overall = 0.2533	max	=	4
Random effects u_i ~ Gaussian	wald chi2(2)	=	181.82
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ret_merc	.9987942	.0751169	13.30	0.000	.8515677 1.146021
log_vm	-19.82365	11.01748	-1.80	0.072	-41.41752 1.770223
_cons	110.0235	63.87177	1.72	0.085	-15.16289 235.2099
sigma_u	0				
sigma_e	261.27668				
rho	0	(fraction of variance due to u_i)			

```
. hausman fixed
```

	Coefficients		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b)	(B)	Difference	S.E.
	fixed	.		
ret_merc	.9289208	.9987942	-.0698734	.054543
log_vm	-156.4013	-19.82365	-136.5777	29.54136

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 21.80
 Prob>chi2 = 0.0000

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, fe rob
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 539
Number of groups = 268

R-sq: within = 0.3675
between = 0.0729
overall = 0.1478

Obs per group: min = 1
avg = 2.0
max = 4

corr(u_i, Xb) = -0.4372

F(2,267) = 58.20
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 268 clusters in empresa)

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9289208	.1056976	8.79	0.000	.7208141	1.137028
log_vm	-156.4013	26.78751	-5.84	0.000	-209.1429	-103.6597
_cons	880.9004	150.768	5.84	0.000	584.055	1177.746
sigma_u	219.24011					
sigma_e	261.27668					
rho	.41318242	(fraction of variance due to u_i)				

```
. areg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 539
F(2, 517) = 64.76
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.2869
Adj R-squared = 0.2579
Root MSE = 254.45

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.023177	.0902225	11.34	0.000	.8459296	1.200425
log_vm	-17.22594	12.84815	-1.34	0.181	-42.46694	8.01505
_cons	91.52229	74.38745	1.23	0.219	-54.61655	237.6611
setor	absorbed (20 categories)					

. regress retorno ret_merc log_vm i.setor if mercado ==1, rob						
Linear regression			Number of obs = 539			
			F(21, 517) = 7.48			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.2869			
			Root MSE = 254.45			
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.023177	.0902225	11.34	0.000	.8459296	1.200425
log_vm	-17.22594	12.84815	-1.34	0.181	-42.46694	8.01505
setor						
2	107.2689	68.29521	1.57	0.117	-26.90138	241.4391
3	230.0004	87.0776	2.64	0.009	58.93093	401.0698
4	180.6417	115.4115	1.57	0.118	-46.09153	407.3749
5	56.62727	70.42458	0.80	0.422	-81.72626	194.9808
6	118.4912	62.61124	1.89	0.059	-4.512555	241.4949
7	115.8437	57.802	2.00	0.046	2.288018	229.3994
9	164.1795	145.9946	1.12	0.261	-122.636	450.9951
10	201.3042	77.58371	2.59	0.010	48.88611	353.7223
11	237.9153	102.7006	2.32	0.021	36.1535	439.6771
12	74.75427	55.53326	1.35	0.179	-34.34432	183.8529
13	134.5776	60.21983	2.23	0.026	16.27199	252.8833
14	230.8088	88.54528	2.61	0.009	56.85599	404.7616
15	145.2722	64.03036	2.27	0.024	19.4805	271.0639
16	191.9252	62.14061	3.09	0.002	69.84606	314.0044
17	196.443	113.4451	1.73	0.084	-26.4271	419.3131
18	46.79505	63.62139	0.74	0.462	-78.19318	171.7833
19	169.1846	88.93095	1.90	0.058	-5.525893	343.895
20	190.4727	144.1609	1.32	0.187	-92.74053	473.6859
21	129.3508	71.14673	1.82	0.070	-10.42148	269.123
_cons	-39.41677	79.00561	-0.50	0.618	-194.6283	115.7947

MMA (Modelo de Mercado Ajustado) com as variáveis Rm e P para delta de 5 anos

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	404
Group variable: empresa		Number of groups	=	231
R-sq: within	= 0.2403	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0053	avg	=	1.7
overall	= 0.0130	max	=	3
corr(u_i, Xb) = -0.7201		F(2,171)	=	27.04
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.084351	.1902207	5.70	0.000	.7088679	1.459834
log_vm	-225.711	39.82341	-5.67	0.000	-304.3198	-147.1022
_cons	1228.099	215.2557	5.71	0.000	803.1986	1653
sigma_u	266.3134					
sigma_e	211.1514					
rho	.6140093	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(230, 171) = 1.22 Prob > F = 0.0810

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	404
Group variable: empresa		Number of groups	=	231
R-sq: within	= 0.1099	Obs per group: min	=	1
between	= 0.1154	avg	=	1.7
overall	= 0.0935	max	=	3
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(2)	=	41.49
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9904322	.1538121	6.44	0.000	.688966	1.291898
log_vm	-10.8206	11.69469	-0.93	0.355	-33.74177	12.10057
_cons	62.33454	67.15958	0.93	0.353	-69.29581	193.9649
sigma_u	14.398997					
sigma_e	211.1514					
rho	.00462873	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	.	Difference	S.E.
ret_merc	1.084351	.9904322	.0939188	.1119185
log_vm	-225.711	-10.8206	-214.8904	38.06755

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 32.62
Prob>chi2 = 0.0000

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, fe rob
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 404
Number of groups = 231

R-sq: within = 0.2403
between = 0.0053
overall = 0.0130

Obs per group: min = 1
avg = 1.7
max = 3

corr(u_i, Xb) = -0.7201

F(2,230) = 33.65
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 231 clusters in empresa)

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.084351	.1845698	5.88	0.000	.7206872	1.448015
log_vm	-225.711	29.84078	-7.56	0.000	-284.5072	-166.9148
_cons	1228.099	154.6991	7.94	0.000	923.2905	1532.908
sigma_u	266.3134					
sigma_e	211.1514					
rho	.6140093	(fraction of variance due to u_i)				

```
. areg retorno ret_merc log_vm if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 404
F(2, 383) = 22.57
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.1535
Adj R-squared = 0.1092
Root MSE = 221.8

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.045789	.1560715	6.70	0.000	.7389248	1.352653
log_vm	-15.17773	13.9645	-1.09	0.278	-42.63442	12.27895
_cons	77.21905	77.85659	0.99	0.322	-75.86079	230.2989
setor	absorbed (19 categories)					

. regress retorno ret_merc log_vm i.setor if mercado ==1, rob						
Linear regression			Number of obs = 404 F(20, 383) = 3.85 Prob > F = 0.0000 R-squared = 0.1535 Root MSE = 221.8			
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.045789	.1560715	6.70	0.000	.7389248	1.352653
log_vm	-15.17773	13.9645	-1.09	0.278	-42.63442	12.27895
setor						
2	83.47926	78.40571	1.06	0.288	-70.68027	237.6388
3	143.7912	72.655	1.98	0.049	.9385748	286.6438
4	93.27825	86.98577	1.07	0.284	-77.75119	264.3077
5	28.95047	83.6669	0.35	0.730	-135.5535	193.4544
6	66.28817	59.19582	1.12	0.263	-50.10131	182.6776
7	120.2962	68.57651	1.75	0.080	-14.53733	255.1298
9	-25.0974	56.39183	-0.45	0.657	-135.9737	85.77893
10	167.3189	80.21123	2.09	0.038	9.609389	325.0284
11	57.28037	65.05968	0.88	0.379	-70.63848	185.1992
12	19.19354	49.3225	0.39	0.697	-77.78324	116.1703
13	72.50821	57.76333	1.26	0.210	-41.06473	186.0811
14	79.23169	70.05544	1.13	0.259	-58.50971	216.9731
15	52.13592	59.5033	0.88	0.381	-64.85812	169.13
16	142.949	60.26195	2.37	0.018	24.46331	261.4346
18	-11.34087	70.15062	-0.16	0.872	-149.2694	126.5877
19	-47.55003	48.53827	-0.98	0.328	-142.9849	47.88481
20	28.0196	68.68846	0.41	0.684	-107.0341	163.0733
21	77.33097	70.46783	1.10	0.273	-61.22127	215.8832
_cons	18.00362	73.33971	0.25	0.806	-126.1953	162.2025

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM e L para delta de 1 ano

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	2549
Group variable: empresa		Number of groups	=	428
R-sq: within	= 0.3390	obs per group: min	=	1
between	= 0.0170	avg	=	6.0
overall	= 0.1932	max	=	17
corr(u_i, Xb) = -0.4167		F(2,2119)	=	543.31
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.050147	.0368723	28.48	0.000	.9778377	1.122457
log_vm	-26.39224	3.301753	-7.99	0.000	-32.86725	-19.91722
_cons	160.2601	19.06993	8.40	0.000	122.8624	197.6579
sigma_u	48.06647					
sigma_e	60.285071					
rho	.38864789	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(427, 2119) = 1.21 Prob > F = 0.0050

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	2549
Group variable: empresa		Number of groups	=	428
R-sq: within	= 0.3171	obs per group: min	=	1
between	= 0.1785	avg	=	6.0
overall	= 0.2855	max	=	17
Random effects u_i ~ Gaussian		Wald chi2(2)	=	1017.47
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	1.088518	.0342185	31.81	0.000	1.021451	1.155585
log_vm	1.226646	1.23376	0.99	0.320	-1.191479	3.644771
_cons	1.791384	7.225087	0.25	0.804	-12.36953	15.95229
sigma_u	0					
sigma_e	60.285071					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	.	Difference	S.E.
capm	1.050147	1.088518	-.0383704	.0137354
log_vm	-26.39224	1.226646	-27.61888	3.062582

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 106.03
Prob>chi2 = 0.0000

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, fe rob
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 2549
Number of groups = 428

R-sq: within = 0.3390
between = 0.0170
overall = 0.1932

Obs per group: min = 1
avg = 6.0
max = 17

corr(u_i, Xb) = -0.4167

F(2,427) = 302.69
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 428 clusters in empresa)

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.050147	.047918	21.92	0.000	.9559629	1.144332
log_vm	-26.39224	3.874549	-6.81	0.000	-34.0078	-18.77668
_cons	160.2601	22.29436	7.19	0.000	116.4398	204.0805
sigma_u	48.06647					
sigma_e	60.285071					
rho	.38864789	(fraction of variance due to u_i)				

```
. areg retorno capm log_vm if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 2549
F(2, 2527) = 248.57
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.2940
Adj R-squared = 0.2881
Root MSE = 61.188

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.088061	.0488316	22.28	0.000	.9923067	1.183815
log_vm	.4558154	1.345901	0.34	0.735	-2.183366	3.094996
_cons	6.205415	8.157523	0.76	0.447	-9.790698	22.20153
setor	absorbed (20 categories)					

. regress retorno capm log_vm i.setor if mercado ==1, rob						
Linear regression				Number of obs = 2549		
				F(21, 2527) = 26.06		
				Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.2940		
				Root MSE = 61.188		
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.088061	.0488316	22.28	0.000	.9923067	1.183815
log_vm	.4558154	1.345901	0.34	0.735	-2.183366	3.094996
setor						
2	-2.406199	14.15928	-0.17	0.865	-30.17117	25.35877
3	15.66072	14.99628	1.04	0.296	-13.74554	45.06697
4	8.864357	14.91251	0.59	0.552	-20.37764	38.10635
5	-2.587463	14.93148	-0.17	0.862	-31.86664	26.69172
6	7.336812	13.77926	0.53	0.594	-19.68298	34.35661
7	8.94827	13.85935	0.65	0.519	-18.22858	36.12512
9	-6.324282	15.07184	-0.42	0.675	-35.87869	23.23013
10	29.89879	18.13931	1.65	0.099	-5.670645	65.46822
11	14.86894	17.26592	0.86	0.389	-18.98785	48.72573
12	3.161416	13.74147	0.23	0.818	-23.78428	30.10711
13	4.555897	15.47961	0.29	0.769	-25.79812	34.90991
14	15.5835	14.9918	1.04	0.299	-13.81397	44.98096
15	6.046911	14.4227	0.42	0.675	-22.23462	34.32844
16	5.22299	14.10133	0.37	0.711	-22.42836	32.87434
17	37.61501	23.51351	1.60	0.110	-8.492717	83.72273
18	-6.173128	13.82988	-0.45	0.655	-33.29219	20.94594
19	4.435558	14.78825	0.30	0.764	-24.56276	33.43388
20	5.222531	15.07331	0.35	0.729	-24.33477	34.77984
21	-1.199575	14.48446	-0.08	0.934	-29.6022	27.20305
_cons	1.390612	15.12294	0.09	0.927	-28.26401	31.04524

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM e L para delta de 2 anos

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	1041
Group variable: empresa		Number of groups	=	314
R-sq: within	= 0.1994	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0052	avg	=	3.3
overall	= 0.0574	max	=	8
corr(u_i, Xb) = -0.5283		F(2,725)	=	90.27
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	.9646432	.0881264	10.95	0.000	.7916299	1.137656
log_vm	-64.72311	10.3015	-6.28	0.000	-84.94744	-44.49879
_cons	394.9758	58.35061	6.77	0.000	280.4195	509.5322
sigma_u	103.57374					
sigma_e	116.58245					
rho	.44111705	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(313, 725) = 1.12 Prob > F = 0.1125

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	1041
Group variable: empresa		Number of groups	=	314
R-sq: within	= 0.1640	Obs per group: min	=	1
between	= 0.1291	avg	=	3.3
overall	= 0.1332	max	=	8
Random effects u_i ~ Gaussian		Wald chi2(2)	=	159.56
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	.9923924	.0789664	12.57	0.000	.8376211	1.147164
log_vm	-6.097933	3.661376	-1.67	0.096	-13.2741	1.078233
_cons	65.26622	20.94858	3.12	0.002	24.20775	106.3247
sigma_u	0					
sigma_e	116.58245					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
capm	.9646432	.9923924	-.0277493	.0391223
log_vm	-64.72311	-6.097933	-58.62518	9.628872

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 39.19
Prob>chi2 = 0.0000

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, fe rob
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 1041
Number of groups = 314

R-sq: within = 0.1994
between = 0.0052
overall = 0.0574

Obs per group: min = 1
avg = 3.3
max = 8

corr(u_i, Xb) = -0.5283

F(2,313) = 77.65
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 314 clusters in empresa)

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	.9646432	.0845186	11.41	0.000	.7983467	1.13094
log_vm	-64.72311	10.2616	-6.31	0.000	-84.91355	-44.53268
_cons	394.9758	57.28235	6.90	0.000	282.2687	507.683
sigma_u	103.57374					
sigma_e	116.58245					
rho	.44111705	(fraction of variance due to u_i)				

```
. areg retorno capm log_vm if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 1041
F(2, 1019) = 75.13
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.1518
Adj R-squared = 0.1344
Root MSE = 118.5

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	.9840555	.0814645	12.08	0.000	.824198	1.143913
log_vm	-7.962463	4.577853	-1.74	0.082	-16.94556	1.020634
_cons	76.00463	27.3609	2.78	0.006	22.31449	129.6948
setor	absorbed (20 categories)					

. regress retorno capm log_vm i.setor if mercado ==1, rob						
Linear regression				Number of obs = 1041		
				F(21, 1019) = 8.77		
				Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.1518		
				Root MSE = 118.5		
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	.9840555	.0814645	12.08	0.000	.824198	1.143913
log_vm	-7.962463	4.577853	-1.74	0.082	-16.94556	1.020634
setor						
2	50.19275	37.22755	1.35	0.178	-22.85868	123.2442
3	80.59565	35.52539	2.27	0.023	10.88435	150.3069
4	76.44674	41.54083	1.84	0.066	-5.06861	157.9621
5	18.15977	33.77317	0.54	0.591	-48.11314	84.43269
6	49.84393	32.76842	1.52	0.129	-14.45737	114.1452
7	70.5432	33.24623	2.12	0.034	5.304302	135.7821
9	37.80087	38.59355	0.98	0.328	-37.93105	113.5328
10	85.04193	40.72061	2.09	0.037	5.136099	164.9478
11	60.04882	40.04769	1.50	0.134	-18.53656	138.6342
12	45.26926	32.06692	1.41	0.158	-17.65548	108.194
13	71.82054	41.97097	1.71	0.087	-10.53888	154.1799
14	88.98054	41.70074	2.13	0.033	7.15139	170.8097
15	43.56706	34.54183	1.26	0.207	-24.2142	111.3483
16	66.21226	33.76587	1.96	0.050	-.0463299	132.4709
17	204.5172	104.6182	1.95	0.051	-.7746008	409.809
18	37.1347	33.74162	1.10	0.271	-29.07631	103.3457
19	45.48992	35.17222	1.29	0.196	-23.52835	114.5082
20	67.07523	42.76244	1.57	0.117	-16.83729	150.9877
21	46.93293	35.47258	1.32	0.186	-22.67473	116.5406
_cons	22.04172	38.32998	0.58	0.565	-53.17299	97.25644

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM e L para delta de 3 anos

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	677
Group variable: empresa		Number of groups	=	277
R-sq: within	= 0.0918	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0214	avg	=	2.4
overall	= 0.0146	max	=	5
corr(u_i, Xb) = -0.6391		F(2,398)	=	20.12
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.1530703	.075874	-2.02	0.044	-.3022343	-.0039063
log_vm	45.08404	7.636476	5.90	0.000	30.07117	60.09691
_cons	-232.5811	43.19967	-5.38	0.000	-317.5092	-147.653
sigma_u	61.475828					
sigma_e	63.965187					
rho	.48016295	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(276, 398) = 1.05 Prob > F = 0.3220

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	677
Group variable: empresa		Number of groups	=	277
R-sq: within	= 0.0282	Obs per group: min	=	1
between	= 0.1436	avg	=	2.4
overall	= 0.0505	max	=	5
Random effects u_i ~ Gaussian		Wald chi2(2)	=	35.85
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	-.3320356	.0609006	-5.45	0.000	-.4513987	-.2126726
log_vm	7.298993	2.532117	2.88	0.004	2.336134	12.26185
_cons	-11.88506	14.49586	-0.82	0.412	-40.29643	16.5263
sigma_u	0					
sigma_e	63.965187					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
capm	-.1530703	-.3320356	.1789653	.0452547
log_vm	45.08404	7.298993	37.78505	7.204453

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 38.50
Prob>chi2 = 0.0000

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, fe rob
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 677
Number of groups = 277

R-sq: within = 0.0918
between = 0.0214
overall = 0.0146

Obs per group: min = 1
avg = 2.4
max = 5

corr(u_i, Xb) = -0.6391

F(2,276) = 20.82
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 277 clusters in empresa)

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.1530703	.0769143	-1.99	0.048	-.3044834	-.0016572
log_vm	45.08404	7.272763	6.20	0.000	30.76691	59.40118
_cons	-232.5811	40.78597	-5.70	0.000	-312.8722	-152.29
sigma_u	61.475828					
sigma_e	63.965187					
rho	.48016295	(fraction of variance due to u_i)				

```
. areg retorno capm log_vm if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 677
F(2, 656) = 22.17
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.0698
Adj R-squared = 0.0415
Root MSE = 64.849

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.321674	.0525809	-6.12	0.000	-.4249212	-.2184267
log_vm	9.108984	2.720877	3.35	0.001	3.766305	14.45166
_cons	-22.54816	15.86492	-1.42	0.156	-53.70031	8.603988
setor	absorbed (19 categories)					

. regress retorno capm log_vm i.setor if mercado ==1, rob						
Linear regression				Number of obs = 677		
				F(20, 656) = 3.27		
				Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.0698		
				Root MSE = 64.849		
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.321674	.0525809	-6.12	0.000	-.4249212	-.2184267
log_vm	9.108984	2.720877	3.35	0.001	3.766305	14.45166
setor						
2	-30.41799	33.68047	-0.90	0.367	-96.55252	35.71655
3	-32.98333	35.09201	-0.94	0.348	-101.8895	35.92289
4	-11.25183	38.90966	-0.29	0.773	-87.65432	65.15066
5	-48.88139	34.00552	-1.44	0.151	-115.6542	17.8914
6	-29.64219	32.23973	-0.92	0.358	-92.94771	33.66332
7	-33.7324	32.24002	-1.05	0.296	-97.03846	29.57367
9	-44.10588	35.56717	-1.24	0.215	-113.9451	25.73334
10	-36.653	34.41691	-1.06	0.287	-104.2336	30.92759
11	-26.17752	39.22353	-0.67	0.505	-103.1963	50.84128
12	-35.9397	32.11669	-1.12	0.264	-99.00361	27.12421
13	-54.5906	32.74388	-1.67	0.096	-118.886	9.704853
14	-29.21308	33.26079	-0.88	0.380	-94.52352	36.09737
15	-41.46425	32.07373	-1.29	0.197	-104.4438	21.51531
16	-27.30578	32.62251	-0.84	0.403	-91.36292	36.75135
18	-49.68035	32.09761	-1.55	0.122	-112.7068	13.3461
19	-29.26991	33.6799	-0.87	0.385	-95.40331	36.8635
20	-50.51377	39.37065	-1.28	0.200	-127.8215	26.79392
21	-24.75602	33.55559	-0.74	0.461	-90.64533	41.1333
_cons	12.4284	32.92846	0.38	0.706	-52.2295	77.0863

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM e L para delta de 4 anos

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	437
Group variable: empresa		Number of groups	=	207
R-sq: within	= 0.2935	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0025	avg	=	2.1
overall	= 0.0481	max	=	4
corr(u_i, Xb)	= -0.5824	F(2,228)	=	47.36
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.320022	.1892959	6.97	0.000	.9470294	1.693015
log_vm	-200.9295	35.34346	-5.69	0.000	-270.5711	-131.288
_cons	1191.294	199.368	5.98	0.000	798.4546	1584.133
sigma_u	285.47067					
sigma_e	274.06667					
rho	.52037267	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(206, 228) = 1.14 Prob > F = 0.1653

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	437
Group variable: empresa		Number of groups	=	207
R-sq: within	= 0.2323	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0029	avg	=	2.1
overall	= 0.1113	max	=	4
Random effects u_i	~ Gaussian	wald chi2(2)	=	54.36
corr(u_i, X)	= 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	1.132123	.1557196	7.27	0.000	.8269177	1.437327
log_vm	-32.9176	13.33419	-2.47	0.014	-59.05214	-6.783065
_cons	272.3332	74.19326	3.67	0.000	126.9171	417.7493
sigma_u	0					
sigma_e	274.06667					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(v_b-v_B)) S.E.
capm	1.320022	1.132123	.1878999	.1076305
log_vm	-200.9295	-32.9176	-168.0119	32.73163

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 42.48
Prob>chi2 = 0.0000

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, fe rob
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 437
Number of groups = 207

R-sq: within = 0.2935
between = 0.0025
overall = 0.0481

Obs per group: min = 1
avg = 2.1
max = 4

corr(u_i, Xb) = -0.5824

F(2,206) = 35.83
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 207 clusters in empresa)

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.320022	.2375338	5.56	0.000	.8517134	1.788331
log_vm	-200.9295	32.09902	-6.26	0.000	-264.2143	-137.6448
_cons	1191.294	179.5986	6.63	0.000	837.207	1545.381
sigma_u	285.47067					
sigma_e	274.06667					
rho	.52037267	(fraction of variance due to u_i)				

```
. areg retorno capm log_vm if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 437
F(2, 416) = 18.02
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.1629
Adj R-squared = 0.1227
Root MSE = 280.63

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.249909	.2093088	5.97	0.000	.8384748	1.661344
log_vm	-28.06258	15.76422	-1.78	0.076	-59.05003	2.924864
_cons	236.4391	89.87374	2.63	0.009	59.77579	413.1023
setor	absorbed (19 categories)					

. regress retorno capm log_vm i.setor if mercado ==1, rob						
Linear regression				Number of obs = 437		
				F(20, 416) = 3.76		
				Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.1629		
				Root MSE = 280.63		
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.249909	.2093088	5.97	0.000	.8384748	1.661344
log_vm	-28.06258	15.76422	-1.78	0.076	-59.05003	2.924864
setor						
2	162.1984	87.19292	1.86	0.064	-9.195273	333.592
3	249.3898	103.3194	2.41	0.016	46.29659	452.483
4	326.4489	144.203	2.26	0.024	42.99152	609.9063
5	130.2395	82.18186	1.58	0.114	-31.30401	291.783
6	211.1826	83.62739	2.53	0.012	46.79768	375.5675
7	197.3645	71.32979	2.77	0.006	57.15272	337.5762
9	271.7249	157.7724	1.72	0.086	-38.4056	581.8554
10	241.7979	110.8516	2.18	0.030	23.89885	459.6969
11	328.471	149.2376	2.20	0.028	35.11723	621.8247
12	134.7224	69.81445	1.93	0.054	-2.510685	271.9555
13	207.5933	88.5282	2.34	0.019	33.57491	381.6116
14	318.9465	119.7248	2.66	0.008	83.60555	554.2874
15	208.7806	82.76718	2.52	0.012	46.08657	371.4746
16	255.6775	76.73638	3.33	0.001	104.8381	406.5169
18	30.51325	78.98682	0.39	0.699	-124.7498	185.7763
19	246.2378	113.3657	2.17	0.030	23.39682	469.0787
20	101.0346	69.96258	1.44	0.149	-36.48968	238.5588
21	198.2387	86.79872	2.28	0.023	27.61993	368.8574
_cons	40.24375	91.84071	0.44	0.661	-140.286	220.7735

CAPMA (CAPM Ajustado) com as variáveis CAPM e L para delta de 5 anos

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, fe
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	318
Group variable: empresa		Number of groups	=	183
R-sq: within	= 0.1763	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0056	avg	=	1.7
overall	= 0.0001	max	=	3
corr(u_i, Xb) = -0.7314		F(2,133)	=	14.23
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.5947548	.1688406	-3.52	0.001	-.9287149	-.2607947
log_vm	-198.6648	44.95897	-4.42	0.000	-287.5919	-109.7377
_cons	1337.977	252.9339	5.29	0.000	837.6831	1838.27
sigma_u	282.83113					
sigma_e	211.14229					
rho	.6421333	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(182, 133) = 1.28 Prob > F = 0.0646

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	318
Group variable: empresa		Number of groups	=	183
R-sq: within	= 0.0385	Obs per group: min	=	1
between	= 0.0840	avg	=	1.7
overall	= 0.0572	max	=	3
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(2)	=	18.76
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0001

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	-.5539298	.1299293	-4.26	0.000	-.8085865	-.2992731
log_vm	16.44916	14.13365	1.16	0.244	-11.25228	44.1506
_cons	138.4664	79.43681	1.74	0.081	-17.2269	294.1597
sigma_u	70.58333					
sigma_e	211.14229					
rho	.10051852	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	.	Difference	S.E.
capm	-.5947548	-.5539298	-.040825	.1078217
log_vm	-198.6648	16.44916	-215.114	42.67961

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 26.18
Prob>chi2 = 0.0000

```
. xtreg retorno capm log_vm if mercado==1, fe rob
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 318
Number of groups = 183

R-sq: within = 0.1763
between = 0.0056
overall = 0.0001

Obs per group: min = 1
avg = 1.7
max = 3

corr(u_i, Xb) = -0.7314

F(2,182) = 21.79
Prob > F = 0.0000

(Std. Err. adjusted for 183 clusters in empresa)

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.5947548	.1620681	-3.67	0.000	-.9145287	-.2749809
log_vm	-198.6648	33.07574	-6.01	0.000	-263.9261	-133.4036
_cons	1337.977	187.4198	7.14	0.000	968.1816	1707.772
sigma_u	282.83113					
sigma_e	211.14229					
rho	.64213333	(fraction of variance due to u_i)				

```
. areg retorno capm log_vm if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 318
F(2, 297) = 9.12
Prob > F = 0.0001
R-squared = 0.1314
Adj R-squared = 0.0729
Root MSE = 225.11

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.5824759	.1364542	-4.27	0.000	-.8510156	-.3139362
log_vm	12.21118	16.5965	0.74	0.462	-20.45046	44.87281
_cons	166.2773	95.50069	1.74	0.083	-21.66649	354.2211
setor	absorbed (19 categories)					

```
. regress retorno capm log_vm i.setor if mercado ==1, rob
```

Linear regression

Number of obs = 318
 F(19, 297) = .
 Prob > F = .
 R-squared = 0.1314
 Root MSE = 225.11

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.5824759	.1364542	-4.27	0.000	-.8510156	-.3139362
log_vm	12.21118	16.5965	0.74	0.462	-20.45046	44.87281
setor						
2	49.254	59.21724	0.83	0.406	-67.28454	165.7925
3	162.0635	73.89626	2.19	0.029	16.63683	307.4901
4	192.1576	131.3262	1.46	0.144	-66.29019	450.6053
5	-10.51903	60.09356	-0.18	0.861	-128.7822	107.7441
6	91.65881	48.76503	1.88	0.061	-4.309954	187.6276
7	138.093	53.72133	2.57	0.011	32.37034	243.8157
9	-11.65152	45.49798	-0.26	0.798	-101.1908	77.88775
10	137.4372	81.7671	1.68	0.094	-23.47907	298.3536
11	46.66798	62.78274	0.74	0.458	-76.88741	170.2234
12	48.26909	30.7435	1.57	0.117	-12.23361	108.7718
13	50.19891	47.52713	1.06	0.292	-43.3337	143.7315
14	126.4076	57.06399	2.22	0.028	14.10662	238.7086
15	62.27294	45.58549	1.37	0.173	-27.43855	151.9844
16	193.087	46.65837	4.14	0.000	101.2641	284.9099
18	121.6935	96.13385	1.27	0.207	-67.49637	310.8833
19	1.493161	28.59086	0.05	0.958	-54.77318	57.75951
20	-26.6735	49.75767	-0.54	0.592	-124.5958	71.24878
21	48.24374	57.80695	0.83	0.405	-65.51938	162.0069
_cons	81.17053	76.92609	1.06	0.292	-70.21874	232.5598

Estatística VIF para as variáveis Rm, P e L no MMA

Delta de 1 ano

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	13.41	0.074582
log_vol	12.68	0.078876
ret_merc	1.28	0.784294
Mean VIF	9.12	

Delta de 2 anos

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	12.90	0.077507
log_vol	11.38	0.087904
ret_merc	1.91	0.523057
Mean VIF	8.73	

Delta de 3 anos

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	18.33	0.054561
log_vol	11.56	0.086477
ret_merc	5.27	0.189777
Mean VIF	11.72	

Delta de 4 anos

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	14.79	0.067620
log_vol	11.85	0.084370
ret_merc	2.30	0.434510
Mean VIF	9.65	

Delta de 5 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	18.92	0.052852
log_vol	13.42	0.074534
ret_merc	5.80	0.172332
Mean VIF	12.71	

Estatística VIF para as variáveis Rm, P e L no CAPMADelta de 1 ano

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	14.39	0.069515
log_vol	14.01	0.071389
capm	1.15	0.871046
Mean VIF	9.85	

Delta de 2 anos

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	13.04	0.076676
log_vol	12.92	0.077400
capm	1.52	0.656112
Mean VIF	9.16	

Delta de 3 anos

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	14.30	0.069933
log_vol	14.03	0.071284
capm	2.57	0.388352
Mean VIF	10.30	

Delta de 4 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vol	13.56	0.073758
log_vm	13.54	0.073866
capm	1.82	0.548564
Mean VIF	9.64	

Delta de 5 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	18.04	0.055447
log_vol	16.91	0.059134
capm	2.39	0.418642
Mean VIF	12.44	

Estatística VIF para as variáveis Rm e P no MMADelta de 1 ano

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	1.25	0.800334
ret_merc	1.25	0.800334
Mean VIF	1.25	

Delta de 2 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	1.89	0.530078
ret_merc	1.89	0.530078
Mean VIF	1.89	

Delta de 3 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	5.07	0.197211
ret_merc	5.07	0.197211
Mean VIF	5.07	

Delta de 4 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	2.17	0.460357
ret_merc	2.17	0.460357
Mean VIF	2.17	

Delta de 5 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	5.79	0.172681
ret_merc	5.79	0.172681
Mean VIF	5.79	

Estatística VIF para as variáveis Rm e P no CAPMA

Delta de 1 ano

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
capm	1.14	0.878014
log_vm	1.14	0.878014
Mean VIF	1.14	

Delta de 2 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
capm	1.51	0.660376
log_vm	1.51	0.660376
Mean VIF	1.51	

Delta de 3 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
capm	2.52	0.396908
log_vm	2.52	0.396908
Mean VIF	2.52	

Delta de 4 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
capm	1.79	0.558580
log_vm	1.79	0.558580
Mean VIF	1.79	

Delta de 5 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
capm	2.39	0.418968
log_vm	2.39	0.418968
Mean VIF	2.39	

MMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 1 ano

```
. xtreg  retorno  ret_merc  log_vm log_vol  classe if  mercado==1, fe
note: classe omitted because of collinearity
```

Fixed-effects (within) regression

Group variable: empresa

Number of obs = 4633
Number of groups = 742

R-sq: within = 0.4388
between = 0.0260
overall = 0.2735

obs per group: min = 1
avg = 6.2
max = 17

corr(u_i, Xb) = -0.4133

F(3,3888) = 1013.44
Prob > F = 0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9645097	.0195382	49.37	0.000	.9262036	1.002816
log_vm	-31.39251	2.73288	-11.49	0.000	-36.75052	-26.03449
log_vol	.0777419	1.407933	0.06	0.956	-2.682616	2.838099
classe (omitted)						
_cons	182.2428	13.97521	13.04	0.000	154.8434	209.6423
sigma_u	47.783957					
sigma_e	57.501276					
rho	.40848439	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(741, 3888) = 1.27 Prob > F = 0.0000

```
. xtreg  retorno  ret_merc  log_vm log_vol  classe if  mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression

Group variable: empresa

Number of obs = 4633
Number of groups = 742

R-sq: within = 0.4168
between = 0.1812
overall = 0.3822

obs per group: min = 1
avg = 6.2
max = 17

Random effects u_i ~ Gaussian
corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(4) = 2934.43
Prob > chi2 = 0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9993711	.0186456	53.60	0.000	.9628264	1.035916
log_vm	-4.338701	1.421182	-3.05	0.002	-7.124167	-1.553235
log_vol	1.367504	.8866922	1.54	0.123	-.370381	3.105389
classe	-6.114782	2.09944	-2.91	0.004	-10.22961	-1.999956
_cons	23.64998	7.151429	3.31	0.001	9.633433	37.66652
sigma_u	10.875055					
sigma_e	57.501276					
rho	.03453385	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b) fixed	(B) .	Difference	S.E.
ret_merc	.9645097	.9993711	-.0348614	.0058381
log_vm	-31.39251	-4.338701	-27.05381	2.334283
log_vol	.0777419	1.367504	-1.289762	1.093642

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 209.01
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol if mercado==1, fe rob						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs	=	4633
Group variable: empresa				Number of groups	=	742
R-sq: within = 0.4388				Obs per group: min	=	1
between = 0.0260				avg	=	6.2
overall = 0.2735				max	=	17
corr(u_i, Xb) = -0.4133				F(3,741)	=	431.14
				Prob > F	=	0.0000
(Std. Err. adjusted for 742 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9645097	.0292015	33.03	0.000	.9071821	1.021837
log_vm	-31.39251	3.237205	-9.70	0.000	-37.74769	-25.03732
log_vol	.0777419	1.557586	0.05	0.960	-2.980066	3.13555
_cons	182.2428	16.29417	11.18	0.000	150.2546	214.2311
sigma_u	47.783957	(fraction of variance due to u_i)				
sigma_e	57.501276					
rho	.40848439					

MMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 2 anos

```
. xtreg  retorno  ret_merc  log_vm log_vol classe if mercado==1, fe
note: classe omitted because of collinearity
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	1939
Group variable: empresa	Number of groups	=	610
R-sq: within = 0.3768	obs per group: min =		1
between = 0.0270	avg =		3.2
overall = 0.1577	max =		8
corr(u_i, Xb) = -0.4859	F(3,1326)	=	267.20
	Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9723613	.0390939	24.87	0.000	.8956688	1.049054
log_vm	-65.03494	8.245229	-7.89	0.000	-81.21005	-48.85982
log_vol	-4.084286	4.205966	-0.97	0.332	-12.33536	4.166787
classe (omitted)						
_cons	385.1175	41.35344	9.31	0.000	303.9922	466.2428
sigma_u	98.606728					
sigma_e	103.88777					
rho	.47393778	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(609, 1326) = 1.15 Prob > F = 0.0198

```
. xtreg  retorno  ret_merc  log_vm log_vol classe if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	1939
Group variable: empresa	Number of groups	=	610
R-sq: within = 0.3358	obs per group: min =		1
between = 0.2264	avg =		3.2
overall = 0.2896	max =		8
Random effects u_i ~ Gaussian	wald chi2(4)	=	788.39
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.998819	.036052	27.70	0.000	.9281584	1.06948
log_vm	-10.63818	3.719962	-2.86	0.004	-17.92917	-3.347185
log_vol	3.715024	2.390543	1.55	0.120	-.9703543	8.400402
classe	-16.302	5.324885	-3.06	0.002	-26.73858	-5.86542
_cons	58.64222	18.3549	3.19	0.001	22.66728	94.61717
sigma_u	0					
sigma_e	103.88777					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman fixed				
	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ret_merc	.9723613	.998819	-.0264577	.015119
log_vm	-65.03494	-10.63818	-54.39676	7.358376
log_vol	-4.084286	3.715024	-7.799309	3.460557
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg				
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg				
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)				
= 107.50				
Prob>chi2 = 0.0000				

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol classe if mercado==1, fe rob						
note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	1939	
Group variable: empresa			Number of groups	=	610	
R-sq: within	=	0.3768	Obs per group: min	=	1	
between	=	0.0270	avg	=	3.2	
overall	=	0.1577	max	=	8	
corr(u_i, Xb) = -0.4859			F(3,609)	=	184.95	
			Prob > F	=	0.0000	
(Std. Err. adjusted for 610 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9723613	.046424	20.95	0.000	.8811908	1.063532
log_vm	-65.03494	8.064754	-8.06	0.000	-80.87304	-49.19683
log_vol	-4.084286	4.483872	-0.91	0.363	-12.89001	4.721443
classe	(omitted)					
_cons	385.1175	39.73536	9.69	0.000	307.0825	463.1524
sigma_u	98.606728					
sigma_e	103.88777					
rho	.47393778	(fraction of variance due to u_i)				

MMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 3 anos

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol classe if mercado==1, fe
note: classe omitted because of collinearity
```

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	1277
Group variable: empresa		Number of groups	=	537
R-sq: within	= 0.1564	obs per group: min	=	1
between	= 0.0062	avg	=	2.4
overall	= 0.0283	max	=	5
corr(u_i, Xb)	= -0.5003	F(3,737)	=	45.53
		Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.4122756	.04789	8.61	0.000	.3182585	.5062927
log_vm	33.46717	6.020659	5.56	0.000	21.64748	45.28685
log_vol	.1138397	3.153194	0.04	0.971	-6.076472	6.304152
classe	(omitted)					
_cons	-210.6815	29.67302	-7.10	0.000	-268.9352	-152.4278
sigma_u	64.101742					
sigma_e	58.671437					
rho	.54414402	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(536, 737) = 1.30 Prob > F = 0.0006

```
. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol classe if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression		Number of obs	=	1277
Group variable: empresa		Number of groups	=	537
R-sq: within	= 0.1094	obs per group: min	=	1
between	= 0.0920	avg	=	2.4
overall	= 0.1010	max	=	5
Random effects u_i	~ Gaussian	wald chi2(4)	=	146.62
corr(u_i, X)	= 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.4787043	.0418575	11.44	0.000	.3966651	.5607434
log_vm	2.892444	3.072372	0.94	0.346	-3.129294	8.914183
log_vol	-1.475895	1.939247	-0.76	0.447	-5.27675	2.324959
classe	-9.133434	4.779945	-1.91	0.056	-18.50195	.2350849
_cons	-30.8451	15.38234	-2.01	0.045	-60.99394	-.696268
sigma_u	29.342229					
sigma_e	58.671437					
rho	.20007102	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed	.	Difference	S.E.
ret_merc	.4122756	.4787043	-.0664287	.0232681
log_vm	33.46717	2.892444	30.57472	5.177728
log_vol	.1138397	-1.475895	1.589735	2.486353

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 53.44
Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol classe if mercado==1, fe rob						
note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs		= 1277
Group variable: empresa				Number of groups		= 537
R-sq:	within	=	0.1564	Obs per group: min		= 1
	between	=	0.0062	avg		= 2.4
	overall	=	0.0283	max		= 5
corr(u_i, Xb) = -0.5003				F(3,536)		= 45.76
				Prob > F		= 0.0000
(Std. Err. adjusted for 537 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.4122756	.0500773	8.23	0.000	.3139038	.5106474
log_vm	33.46717	5.636312	5.94	0.000	22.3952	44.53913
log_vol	.1138397	3.125467	0.04	0.971	-6.025827	6.253506
classe	(omitted)					
_cons	-210.6815	27.12514	-7.77	0.000	-263.9661	-157.3969
sigma_u	64.101742					
sigma_e	58.671437					
rho	.54414402	(fraction of variance due to u_i)				

MMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 4 anos

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol classe if mercado==1, fe note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs		= 820	
Group variable: empresa			Number of groups		= 411	
R-sq: within = 0.3583			Obs per group: min =		1	
between = 0.0568			avg =		2.0	
overall = 0.1260			max =		4	
corr(u_i, Xb) = -0.4984			F(3,406)		= 75.55	
			Prob > F		= 0.0000	
retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9375912	.0850601	11.02	0.000	.770378	1.104804
log_vm	-239.3797	39.36444	-6.08	0.000	-316.7633	-161.9961
log_vol	38.48254	21.3941	1.80	0.073	-3.574498	80.53958
classe	(omitted)					
_cons	1243.806	195.631	6.36	0.000	859.2296	1628.382
sigma_u	268.026					
sigma_e	308.48271					
rho	.43016852	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:			F(410, 406) =		0.88	
					Prob > F = 0.9016	

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol classe if mercado==1, re						
Random-effects GLS regression			Number of obs		= 820	
Group variable: empresa			Number of groups		= 411	
R-sq: within = 0.3133			Obs per group: min =		1	
between = 0.1835			avg =		2.0	
overall = 0.2316			max =		4	
Random effects u_i ~ Gaussian			Wald chi2(4)		= 245.67	
corr(u_i, X) = 0 (assumed)			Prob > chi2		= 0.0000	
retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9828641	.0651431	15.09	0.000	.855186	1.110542
log_vm	-37.10456	15.84417	-2.34	0.019	-68.15857	-6.050554
log_vol	3.533616	10.38223	0.34	0.734	-16.81518	23.88241
classe	-34.83488	23.51432	-1.48	0.138	-80.9221	11.25235
_cons	222.7786	79.03929	2.82	0.005	67.86443	377.6927
sigma_u	0					
sigma_e	308.48271					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman fixed				
	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ret_merc	.9375912	.9828641	-.045273	.0546955
log_vm	-239.3797	-37.10456	-202.2751	36.035
log_vol	38.48254	3.533616	34.94893	18.70606
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg				
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg				
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)				
= 36.81				
Prob>chi2 = 0.0000				

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol classe if mercado==1, fe rob						
note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs		= 820
Group variable: empresa				Number of groups		= 411
R-sq: within = 0.3583				obs per group: min		= 1
between = 0.0568				avg		= 2.0
overall = 0.1260				max		= 4
corr(u_i, Xb) = -0.4984				F(3,410)		= 68.35
				Prob > F		= 0.0000
(Std. Err. adjusted for 411 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.9375912	.077874	12.04	0.000	.7845091	1.090673
log_vm	-239.3797	43.87683	-5.46	0.000	-325.6313	-153.1281
log_vol	38.48254	24.61502	1.56	0.119	-9.904847	86.86993
classe	(omitted)					
_cons	1243.806	196.8263	6.32	0.000	856.8911	1630.72
sigma_u	268.026					
sigma_e	308.48271					
rho	.43016852	(fraction of variance due to u_i)				

MMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 5 anos

```
. xtreg  retorno  ret_merc  log_vm log_vol classe if mercado==1, fe
note: classe omitted because of collinearity
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	644
Group variable: empresa	Number of groups	=	370
R-sq: within = 0.2829	obs per group: min	=	1
between = 0.0171	avg	=	1.7
overall = 0.0355	max	=	3
corr(u_i, Xb) = -0.7008	F(3,271)	=	35.64
	Prob > F	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.139725	.1391327	8.19	0.000	.865807	1.413644
log_vm	-219.3257	45.15894	-4.86	0.000	-308.2327	-130.4188
log_vol	-53.7669	23.42353	-2.30	0.022	-99.88212	-7.65169
classe	(omitted)					
_cons	1370.853	229.2354	5.98	0.000	919.5448	1822.162

sigma_u	312.24215					
sigma_e	269.24801					
rho	.57353585	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(369, 271) = 1.07 Prob > F = 0.2862

```
. xtreg  retorno  ret_merc  log_vm log_vol classe if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	644
Group variable: empresa	Number of groups	=	370
R-sq: within = 0.1863	obs per group: min	=	1
between = 0.0809	avg	=	1.7
overall = 0.1142	max	=	3
Random effects u_i ~ Gaussian	wald chi2(4)	=	82.38
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.002733	.1151173	8.71	0.000	.7771068	1.228358
log_vm	-19.30472	17.46364	-1.11	0.269	-53.53284	14.92339
log_vol	-11.47348	11.69767	-0.98	0.327	-34.40049	11.45354
classe	-32.37732	25.59259	-1.27	0.206	-82.53789	17.78324
_cons	165.8593	86.57273	1.92	0.055	-3.820107	335.5388

sigma_u	0					
sigma_e	269.24801					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman fixed				
	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
ret_merc	1.139725	1.002733	.1369929	.0781404
log_vm	-219.3257	-19.30472	-200.021	41.64554
log_vol	-53.7669	-11.47348	-42.29343	20.2935
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg				
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg				
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)				
= 42.24				
Prob>chi2 = 0.0000				

. xtreg retorno ret_merc log_vm log_vol classe if mercado==1, fe rob						
note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs		= 644	
Group variable: empresa			Number of groups		= 370	
R-sq: within = 0.2829			Obs per group: min		= 1	
between = 0.0171			avg		= 1.7	
overall = 0.0355			max		= 3	
corr(u_i, Xb) = -0.7008			F(3,369)		= 23.98	
			Prob > F		= 0.0000	
(Std. Err. adjusted for 370 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.139725	.1557399	7.32	0.000	.8334764	1.445974
log_vm	-219.3257	48.41037	-4.53	0.000	-314.5205	-124.1309
log_vol	-53.7669	25.25441	-2.13	0.034	-103.4275	-4.106288
classe	(omitted)					
_cons	1370.853	242.4231	5.65	0.000	894.1492	1847.557
sigma_u	312.24215					
sigma_e	269.24801					
rho	.57353585	(fraction of variance due to u_i)				

CAPMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 1 ano

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, fe
note: classe omitted because of collinearity
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 3775
Number of groups = 617

R-sq: within = 0.3205
between = 0.0206
overall = 0.1997

Obs per group: min = 1
avg = 6.1
max = 17

corr(u_i, Xb) = -0.3557

F(3,3155) = 496.14
Prob > F = 0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.016211	.0300499	33.82	0.000	.9572916	1.07513
log_vm	-16.2078	3.211164	-5.05	0.000	-22.50398	-9.911616
log_vol	-5.673237	1.702509	-3.33	0.001	-9.011374	-2.3351
classe (omitted)						
_cons	123.4517	16.40043	7.53	0.000	91.29514	155.6083
sigma_u	44.363648					
sigma_e	59.77675					
rho	.3551694	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(616, 3155) = 1.16 Prob > F = 0.0073

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression
Group variable: empresa

Number of obs = 3775
Number of groups = 617

R-sq: within = 0.3052
between = 0.1549
overall = 0.2725

Obs per group: min = 1
avg = 6.1
max = 17

Random effects u_i ~ Gaussian
corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(4) = 1411.88
Prob > chi2 = 0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	1.040658	.0279068	37.29	0.000	.9859618	1.095354
log_vm	3.112484	1.524096	2.04	0.041	.1253102	6.099658
log_vol	-2.756293	1.02278	-2.69	0.007	-4.760905	-.7516814
classe	-4.689424	2.191831	-2.14	0.032	-8.985334	-.3935142
_cons	3.562984	7.482146	0.48	0.634	-11.10175	18.22772
sigma_u	0					
sigma_e	59.77675					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman fixed				
	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
capm	1.016211	1.040658	-.024447	.0111451
log_vm	-16.2078	3.112484	-19.32028	2.82643
log_vol	-5.673237	-2.756293	-2.916944	1.36105
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg				
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg				
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)				
= 122.66				
Prob>chi2 = 0.0000				

. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, fe rob						
note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs		= 3775	
Group variable: empresa			Number of groups		= 617	
R-sq: within = 0.3205			Obs per group: min		= 1	
between = 0.0206			avg		= 6.1	
overall = 0.1997			max		= 17	
corr(u_i, Xb) = -0.3557			F(3,616)		= 275.76	
			Prob > F		= 0.0000	
(Std. Err. adjusted for 617 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.016211	.0405742	25.05	0.000	.9365305	1.095892
log_vm	-16.2078	3.914313	-4.14	0.000	-23.89481	-8.520782
log_vol	-5.673237	1.960459	-2.89	0.004	-9.523231	-1.823244
classe	(omitted)					
_cons	123.4517	19.30941	6.39	0.000	85.53147	161.372
sigma_u	44.363648					
sigma_e	59.77675					
rho	.3551694	(fraction of variance due to u_i)				

CAPMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 2 anos

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, fe
note: classe omitted because of collinearity
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 1567
Number of groups = 464

R-sq: within = 0.2220
between = 0.0018
overall = 0.0684

obs per group: min = 1
avg = 3.4
max = 8

corr(u_i, Xb) = -0.4824

F(3,1100) = 104.62
Prob > F = 0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	.9909413	.0682969	14.51	0.000	.8569344	1.124948
log_vm	-37.64542	9.975908	-3.77	0.000	-57.21938	-18.07146
log_vol	-19.19865	5.204383	-3.69	0.000	-29.41029	-8.987012
classe (omitted)						
_cons	308.3185	49.92388	6.18	0.000	210.3617	406.2753
sigma_u	99.328372					
sigma_e	111.96826					
rho	.44039272	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(463, 1100) = 1.15 Prob > F = 0.0316

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression
Group variable: empresa

Number of obs = 1567
Number of groups = 464

R-sq: within = 0.1911
between = 0.1202
overall = 0.1503

Obs per group: min = 1
avg = 3.4
max = 8

Random effects u_i ~ Gaussian
corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(4) = 276.26
Prob > chi2 = 0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	.9985211	.0620522	16.09	0.000	.876901	1.120141
log_vm	-.5587585	4.567458	-0.12	0.903	-9.510812	8.393295
log_vol	-6.402617	3.120576	-2.05	0.040	-12.51883	-.2864015
classe	-20.36083	6.66516	-3.05	0.002	-33.4243	-7.297356
_cons	66.74302	22.22871	3.00	0.003	23.17555	110.3105
sigma_u	0					
sigma_e	111.96826					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman fixed				
	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
capm	.9909413	.9985211	-.0075798	.0285304
log_vm	-37.64542	-.5587585	-37.08666	8.868882
log_vol	-19.19865	-6.402617	-12.79603	4.165046
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg				
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg				
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)				
= 66.02				
Prob>chi2 = 0.0000				

. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, fe rob						
note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression				Number of obs		= 1567
Group variable: empresa				Number of groups		= 464
R-sq: within = 0.2220				Obs per group: min		= 1
between = 0.0018				avg		= 3.4
overall = 0.0684				max		= 8
corr(u_i, Xb) = -0.4824				F(3,463)		= 99.15
				Prob > F		= 0.0000
(Std. Err. adjusted for 464 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	.9909413	.0645824	15.34	0.000	.8640305	1.117852
log_vm	-37.64542	9.355125	-4.02	0.000	-56.02918	-19.26166
log_vol	-19.19865	5.067489	-3.79	0.000	-29.15678	-9.240524
classe	(omitted)					
_cons	308.3185	47.22321	6.53	0.000	215.5201	401.1169
sigma_u	99.328372					
sigma_e	111.96826					
rho	.44039272	(fraction of variance due to u_i)				

CAPMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 3 anos

```
. areg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, absorb (setor) rob
```

Linear regression, absorbing indicators

Number of obs = 1567
 F(4, 1543) = 55.15
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.1730
 Adj R-squared = 0.1607
 Root MSE = 113.68

retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	.9994814	.068252	14.64	0.000	.865605	1.133358
log_vm	-.212011	5.068687	-0.04	0.967	-10.15425	9.730232
log_vol	-7.965666	3.014116	-2.64	0.008	-13.87786	-2.053469
classe	-22.36472	6.483546	-3.45	0.001	-35.08222	-9.647232
_cons	71.2312	26.77632	2.66	0.008	18.70938	123.753
setor	absorbed (20 categories)					

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression

Group variable: empresa

Number of obs = 1046
 Number of groups = 420

R-sq: within = 0.0219
 between = 0.1323
 overall = 0.0504

Obs per group: min = 1
 avg = 2.5
 max = 5

Random effects u_i ~ Gaussian
 corr(u_i, x) = 0 (assumed)

wald chi2(4) = 55.28
 Prob > chi2 = 0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	-.2840033	.0461327	-6.16	0.000	-.3744217	-.1935849
log_vm	6.382832	3.061641	2.08	0.037	.382127	12.38354
log_vol	-.3078412	2.198336	-0.14	0.889	-4.616501	4.000818
classe	-7.099175	4.461642	-1.59	0.112	-15.84383	1.645482
_cons	-4.146527	14.85901	-0.28	0.780	-33.26965	24.97659
sigma_u	0					
sigma_e	59.096606					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. hausman fixed
```

	Coefficients		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b)	(B)	Difference	S.E.
	fixed	.		
capm	-.0818295	-.2840033	.2021738	.0322745
log_vm	43.99265	6.382832	37.60982	6.03791
log_vol	-4.503713	-.3078412	-4.195872	3.159313

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 65.85
 Prob>chi2 = 0.0000

. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, fe rob						
note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	1046	
Group variable: empresa			Number of groups	=	420	
R-sq: within = 0.0854			Obs per group: min =		1	
between = 0.0209			avg =		2.5	
overall = 0.0145			max =		5	
corr(u_i, Xb) = -0.6099			F(3,419)	=	23.48	
			Prob > F	=	0.0000	
(Std. Err. adjusted for 420 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-.0818295	.0545556	-1.50	0.134	-.1890663	.0254074
log_vm	43.99265	5.994071	7.34	0.000	32.21046	55.77485
log_vol	-4.503713	3.232324	-1.39	0.164	-10.8573	1.849878
classe	(omitted)					
_cons	-221.2147	30.36538	-7.29	0.000	-280.9022	-161.5273
sigma_u	55.838303					
sigma_e	59.096606					
rho	.47167365	(fraction of variance due to u_i)				

CAPMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 4 anos

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, fe
note: classe omitted because of collinearity
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: empresa

Number of obs = 660
Number of groups = 320

R-sq: within = 0.2617
between = 0.0005
overall = 0.0386

Obs per group: min = 1
avg = 2.1
max = 4

corr(u_i, Xb) = -0.6331

F(3,337) = 39.81
Prob > F = 0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.226716	.1880651	6.52	0.000	.8567864	1.596645
log_vm	-201.0545	47.54328	-4.23	0.000	-294.5735	-107.5355
log_vol	-57.6627	26.73785	-2.16	0.032	-110.2568	-5.068589
classe	(omitted)					
_cons	1433.062	225.0662	6.37	0.000	990.35	1875.773
sigma_u	334.03098					
sigma_e	328.88741					
rho	.50775851	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(319, 337) = 1.02 Prob > F = 0.4436

```
. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, re
```

Random-effects GLS regression
Group variable: empresa

Number of obs = 660
Number of groups = 320

R-sq: within = 0.1955
between = 0.0239
overall = 0.0916

Obs per group: min = 1
avg = 2.1
max = 4

Random effects u_i ~ Gaussian
corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(4) = 66.09
Prob > chi2 = 0.0000

retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	1.102816	.1453355	7.59	0.000	.8179632	1.387668
log_vm	-17.89153	20.15703	-0.89	0.375	-57.39859	21.61553
log_vol	-31.3913	14.08209	-2.23	0.026	-58.99168	-3.790919
classe	-33.23338	30.14056	-1.10	0.270	-92.30778	25.84103
_cons	339.6412	97.19038	3.49	0.000	149.1515	530.1308
sigma_u	0					
sigma_e	328.88741					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman fixed				
	—— Coefficients ——			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
capm	1.226716	1.102816	.1239001	.1193569
log_vm	-201.0545	-17.89153	-183.1629	43.05876
log_vol	-57.6627	-31.3913	-26.2714	22.729
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg				
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg				
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)				
= 56.65				
Prob>chi2 = 0.0000				

. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, fe rob						
note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	660	
Group variable: empresa			Number of groups	=	320	
R-sq: within	=	0.2617	Obs per group: min	=	1	
between	=	0.0005	avg	=	2.1	
overall	=	0.0386	max	=	4	
corr(u_i, Xb) = -0.6331			F(3,319)	=	41.46	
			Prob > F	=	0.0000	
(Std. Err. adjusted for 320 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	1.226716	.2159217	5.68	0.000	.8019052	1.651526
log_vm	-201.0545	52.52054	-3.83	0.000	-304.3849	-97.72408
log_vol	-57.6627	29.42862	-1.96	0.051	-115.5614	.2360011
classe	(omitted)					
_cons	1433.062	234.9797	6.10	0.000	970.7558	1895.367
sigma_u	334.03098					
sigma_e	328.88741					
rho	.50775851	(fraction of variance due to u_i)				

CAPMA com as variáveis Rm, P e L e duas classes de ações para delta de 5 anos

. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, fe note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs		= 488	
Group variable: empresa			Number of groups		= 282	
R-sq: within = 0.2156			Obs per group: min		= 1	
between = 0.0015			avg		= 1.7	
overall = 0.0049			max		= 3	
corr(u_i, Xb) = -0.7936			F(3,203)		= 18.59	
			Prob > F		= 0.0000	
retorno	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-1.011518	.1833619	-5.52	0.000	-1.373056	-.64998
log_vm	-267.987	59.2544	-4.52	0.000	-384.82	-151.154
log_vol	-34.39909	33.4716	-1.03	0.305	-100.3957	31.5975
classe	(omitted)					
_cons	1933.189	297.5338	6.50	0.000	1346.536	2519.841
sigma_u	363.41018					
sigma_e	289.34617					
rho	.61202131	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:			F(281, 203) =		0.89	
					Prob > F = 0.8098	

. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, re						
Random-effects GLS regression			Number of obs		= 488	
Group variable: empresa			Number of groups		= 282	
R-sq: within = 0.0665			Obs per group: min		= 1	
between = 0.1326			avg		= 1.7	
overall = 0.0882			max		= 3	
Random effects u_i ~ Gaussian			wald chi2(4)		= 46.72	
corr(u_i, X) = 0 (assumed)			Prob > chi2		= 0.0000	
retorno	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capm	-.8888475	.1319667	-6.74	0.000	-1.147497	-.6301975
log_vm	1.625131	21.89639	0.07	0.941	-41.291	44.54126
log_vol	10.98697	15.3424	0.72	0.474	-19.08358	41.05752
classe	-27.8489	31.84625	-0.87	0.382	-90.2664	34.56861
_cons	263.6546	104.0369	2.53	0.011	59.74608	467.5631
sigma_u	0					
sigma_e	289.34617					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. hausman fixed				
	Coefficients			
	(b) fixed	(B) .	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
capm	-1.011518	-.8888475	-.1226707	.1273043
log_vm	-267.987	1.625131	-269.6122	55.06026
log_vol	-34.39909	10.98697	-45.38606	29.74826
b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg				
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg				
Test: Ho: difference in coefficients not systematic				
chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)				
= 43.71				
Prob>chi2 = 0.0000				

. xtreg retorno capm log_vm log_vol classe if mercado==1, fe rob						
note: classe omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	488	
Group variable: empresa			Number of groups	=	282	
R-sq: within	=	0.2156	Obs per group: min	=	1	
between	=	0.0015	avg	=	1.7	
overall	=	0.0049	max	=	3	
corr(u_i, xb) = -0.7936			F(3,281)	=	15.24	
			Prob > F	=	0.0000	
(Std. Err. adjusted for 282 clusters in empresa)						
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
capm	-1.011518	.1794444	-5.64	0.000	-1.364744	-.6582924
log_vm	-267.987	60.82704	-4.41	0.000	-387.7215	-148.2525
log_vol	-34.39909	37.29276	-0.92	0.357	-107.8077	39.00955
classe	(omitted)					
_cons	1933.189	326.2951	5.92	0.000	1290.895	2575.482
sigma_u	363.41018					
sigma_e	289.34617					
rho	.61202131	(fraction of variance due to u_i)				

Estatística VIF para as variáveis Rm, P e L no MMA com as duas classes de ações

Delta de 1 ano

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	11.41	0.087620
log_vol	10.68	0.093653
ret_merc	1.31	0.762575
Mean VIF	7.80	

Delta de 2 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	11.49	0.087004
log_vol	9.92	0.100842
ret_merc	1.94	0.514669
Mean VIF	7.78	

Delta de 3 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	16.78	0.059580
log_vol	10.63	0.094049
ret_merc	5.17	0.193471
Mean VIF	10.86	

Delta de 4 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	12.51	0.079913
log_vol	9.86	0.101422
ret_merc	2.36	0.423686
Mean VIF	8.24	

Delta de 5 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	15.33	0.065219
log_vol	11.08	0.090234
ret_merc	4.80	0.208262
Mean VIF	10.41	

Estatística VIF para as variáveis Rm, P e L no CAPMA com as duas classes de ações

Delta de 1 ano

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	12.56	0.079616
log_vol	12.22	0.081818
capm	1.16	0.862774
Mean VIF	8.65	

Delta de 2 anos

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	11.80	0.084754
log_vol	11.62	0.086025
capm	1.50	0.665113
Mean VIF	8.31	

Delta de 3 anos

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	13.51	0.074045
log_vol	13.38	0.074750
capm	2.58	0.388256
Mean VIF	9.82	

Delta de 4 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	11.70	0.085450
log_vol	11.65	0.085869
capm	1.82	0.550732
Mean VIF	8.39	

Delta de 5 anos

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	15.16	0.065953
log_vol	14.31	0.069872
capm	2.38	0.419957
Mean VIF	10.62	

MMA com as variáveis Rm, P e V (modelo preditivo) para delta de 1 ano

. areg retorno ret_merc log_vm pr_vp if mercado==1, absorb (setor) rob						
Linear regression, absorbing indicators				Number of obs = 2655		
				F(3, 2632) = 377.94		
				Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.4087		
				Adj R-squared = 0.4038		
				Root MSE = 59.655		
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.004461	.0310722	32.33	0.000	.9435324	1.065389
log_vm	-2.40559	1.372013	-1.75	0.080	-5.095923	.2847433
pr_vp	-.0085567	.0023296	-3.67	0.000	-.0131247	-.0039887
_cons	14.25204	8.236459	1.73	0.084	-1.898556	30.40263
setor	absorbed (20 categories)					

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	1.27	0.785826
ret_merc	1.27	0.787360
pr_vp	1.00	0.995797
Mean VIF	1.18	

MMA com as variáveis Rm, P e V (modelo preditivo) para delta de 2 anos

. areg retorno ret_merc log_vm pr_vp if mercado==1, absorb (setor) rob						
Linear regression, absorbing indicators				Number of obs = 1060		
				F(3, 1037) = 134.28		
				Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.3197		
				Adj R-squared = 0.3052		
				Root MSE = 109.3		
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.024467	.0521661	19.64	0.000	.922104	1.12683
log_vm	-8.225827	4.114465	-2.00	0.046	-16.29945	-.1522012
pr_vp	-.0534879	.0196042	-2.73	0.006	-.0919563	-.0150194
_cons	44.38188	23.75085	1.87	0.062	-2.223318	90.98708
setor	absorbed (20 categories)					

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	2.07	0.483882
ret_merc	2.06	0.486350
pr_vp	1.01	0.991844
Mean VIF	1.71	

MMA com as variáveis Rm, P e V (modelo preditivo) para delta de 3 anos

. areg retorno ret_merc log_vm pr_vp if mercado==1, absorb (setor) rob						
Linear regression, absorbing indicators			Number of obs = 679 F(3, 656) = 25.43 Prob > F = 0.0000 R-squared = 0.0971 Adj R-squared = 0.0669 Root MSE = 71.363			
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	.5270215	.0627841	8.39	0.000	.4037395	.6503034
log_vm	.3491743	3.465531	0.10	0.920	-6.455696	7.154045
pr_vp	-.1854185	.2261366	-0.82	0.413	-.6294573	.2586203
_cons	-26.84718	21.031	-1.28	0.202	-68.14338	14.44901
setor	absorbed (20 categories)					

. vif, uncentered		
Variable	VIF	1/VIF
log_vm	5.89	0.169727
ret_merc	5.68	0.175979
pr_vp	1.09	0.916436
Mean VIF	4.22	

MMA com as variáveis Rm, P e V (modelo preditivo) para delta de 4 anos

. areg retorno ret_merc log_vm pr_vp if mercado==1, absorb (setor) rob						
Linear regression, absorbing indicators			Number of obs = 425			
			F(3, 402) = 34.63			
			Prob > F = 0.0000			
			R-squared = 0.2873			
			Adj R-squared = 0.2483			
			Root MSE = 267.81			
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.043753	.1082099	9.65	0.000	.831025	1.256481
log_vm	-21.47329	15.3534	-1.40	0.163	-51.65628	8.709698
pr_vp	-.2650714	.3985898	-0.67	0.506	-1.048652	.5185093
_cons	120.6251	91.70163	1.32	0.189	-59.64957	300.8997
setor	absorbed (20 categories)					

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	2.61	0.383185
ret_merc	2.47	0.404602
pr_vp	1.09	0.915321
Mean VIF	2.06	

MMA com as variáveis Rm, P e V (modelo preditivo) para delta de 5 anos

. areg retorno ret_merc log_vm pr_vp if mercado==1, absorb (setor) rob						
Linear regression, absorbing indicators				Number of obs = 296		
				F(3, 274) = 11.65		
				Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.1682		
				Adj R-squared = 0.1044		
				Root MSE = 226.99		
retorno	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ret_merc	1.04255	.220666	4.72	0.000	.6081335	1.476966
log_vm	-1.832239	16.65363	-0.11	0.912	-34.61757	30.95309
pr_vp	-3.338655	2.798511	-1.19	0.234	-8.84797	2.17066
_cons	19.54779	94.26862	0.21	0.836	-166.035	205.1306
setor	absorbed (19 categories)					

. vif, uncentered		
variable	VIF	1/VIF
log_vm	11.32	0.088358
ret_merc	8.97	0.111508
pr_vp	1.89	0.528907
Mean VIF	7.39	