



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ADMINISTRATIVAS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO**

Investimento em Empresas Brasileiras de Capital Aberto: Um
Estudo da Variável q de *Tobin*, como Medida de Avaliação
das Oportunidades de Investimento Pós-Plano Real

Igor Vasconcelos Nogueira

**Belo Horizonte
2010**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ADMINISTRATIVAS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO**

Investimento em Empresas Brasileiras de Capital Aberto: Um
Estudo da Variável q de *Tobin*, como Medida de Avaliação
das Oportunidades de Investimento Pós-Plano Real

Igor Vasconcelos Nogueira

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado
em Administração do Centro de Pós-Graduação
e Pesquisas em Administração da Faculdade de
Ciências Econômicas da Universidade Federal
de Minas Gerais.

Área de Concentração: Finanças

Orientador: Wagner Moura Lamounier

**Belo Horizonte
2010**

Ficha Catalográfica elaborada pela Biblioteca Setorial da FACE/UFMG

N778i 2010	<p data-bbox="365 1029 1193 1249">Nogueira, Igor Vasconcelos, 1980- Investimento em empresas brasileiras de capital aberto : um estudo da Variável q de Tobin, como medida de avaliação das oportunidades de investimento Pós-Plano Real / Igor Vasconcelos Nogueira. - 2010. 234 f. : il.</p> <p data-bbox="406 1323 958 1365">Orientador : Wagner Moura Lamounier</p> <p data-bbox="365 1480 1193 1585">Dissertação (Mestrado). Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração.</p> <p data-bbox="365 1627 1193 1753">1. Investimentos de capital - Avaliação - Teses. 2. Administração financeira - Teses. 3. Administração - Teses I. Lamounier, Wagner Moura. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração. III. Título</p> <p data-bbox="876 1795 1079 1837">CDD 658.152</p>
---------------	--

MMS 029/2010

À minha esposa e aos meus amigos.

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Wagner Moura Lamounier, meu orientador, pelo profissionalismo empregado na orientação desta dissertação;

Ao Prof. Dr. Hudson Fernandes Amaral, pela sua orientação em meu estágio pedagógico, pelo aprendizado em suas aulas e pelas sugestões para o aprimoramento desta dissertação;

Ao Prof. Dr. Aureliano Angel Bressan, pelo aprendizado em suas aulas e pelas críticas e sugestões que foram fundamentais para a elaboração metodológica desta dissertação;

Ao Prof. Dr. Jersone Tasso Moreira Silva, por suas contribuições durante a defesa pública desta Dissertação de mestrado;

Aos demais professores do corpo docente e professores colaboradores do CEPEAD, em especial ao Prof. Dr. Antônio Artur de Souza e o Prof. Dr. Márcio Augusto Gonçalves, pelo aprendizado em suas aulas e colaboração extraclasse;

Ao Prof. Dr. Romualdo Douglas Colauto, por sua disponibilidade e companheirismo nas publicações científicas;

À minha amiga, colega de mestrado e companheira de publicação científica, Rejane Almeida Silva, por sua amizade, sua disponibilidade e seu companheirismo;

À minha amiga e colega de mestrado, Maria Elisa Lima Pereira, por sua amizade, companheirismo nos estudos e sua alegria sempre presente em nossas conversas;

Ao meu amigo e colega da FACE, Thiago Luiz Rodarte, por sua amizade, disponibilidade e companheirismo nos estudos ao longo de nossa vida acadêmica;

Ao meu colega de CEPEAD e companheiro de publicação, Bruno Pérez Ferreira, por suas contribuições acadêmicas nas discussões matemáticas e econométricas;

Ao meu colega de CEPEAD, Clayton Peixoto Goulart, por sua amizade, companheirismo e contribuições nas discussões acadêmicas e pessoais;

À minha colega de CEPEAD e companheira de estudo, Flávia Vital Januzzi, por discussões acadêmicas e companheirismo nos estudos;

Aos demais professores, colegas do curso de mestrado e a todos que, de alguma maneira, contribuíram para a concretização desta dissertação;

Aos funcionários do Centro de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração (CEPEAD), pela disposição nas questões administrativas;

Aos amigos e familiares que foram, em muitos momentos, privados da minha companhia devido à necessária dedicação com que realizei esta dissertação;

À minha esposa, Daiane Mariele de Laat, por suas contribuições informais nas revisões gramaticais, nas discussões acadêmicas e nas publicações científicas. Em especial a sua dedicação em mostrar que quaisquer momentos difíceis são passíveis de serem superados, seu companheirismo e amor incondicional presentes em todos os momentos de minha vida, desde que nos conhecemos.

Enfim, a todas essas pessoas, meu muito obrigado!

*“A dificuldade reside não nas novas idéias, mas em
escapar da velhas idéias.”*

(John Maynard Keynes)

*“Nem tão longe que eu não possa ver
Nem tão perto que eu possa tocar
Nem tão longe que eu não possa crer que um dia
chego lá
Nem tão perto que eu possa acreditar que o dia já
chegou.”*

(Humberto Gessinger)

“Eu quero dinheiro apenas para ser rico.”

(John Lennon)

RESUMO

A maximização do valor da empresa direciona as decisões e o comportamento do seu gestor. Similarmente, as decisões dos investidores externos, que foi caracterizado por não possuir uma relação com a gestão da empresa, são direcionadas para maximizar o retorno e minimizar o risco de seus investimentos. Tanto o gestor quanto o investidor externo, diante das oportunidades de investimento, utilizam modelos de avaliação de empresas para reduzir a incerteza de seus ganhos futuros. Assim, a presente pesquisa buscou responder se o indicador *q de Tobin* - um indicador de avaliação de empresas com base no mercado - é relevante na análise de oportunidades de investimento, para o gestor e o investidor externo, em empresas brasileiras no período pós-Plano Real. Para solucionar tal questão, esta pesquisa mensurou e analisou o comportamento do *q de Tobin* e do investimento para 137 empresas brasileiras de capital aberto e que tiveram participação no Ibovespa entre 1994 e 2009. Verificou-se também, se estratégias de formação de carteiras de investimento, utilizando o *q de Tobin*, implicavam em relações mais vantajosas de retorno aos investidores. Estimou-se um modelo empírico, com dados em painel, para verificar se a variável *q de Tobin* é significativa para o nível de investimento das empresas, determinado pelo gestor. Os resultados indicaram que o *q de Tobin* foi um indicador de avaliação significativo para as oportunidades de investimentos. Sua relevância, nas análises de oportunidades de investimento para o investidor externo, foi comprovada ao observar uma relação mais vantajosa de retorno no curto prazo, para as carteiras de ativos com valores mais elevados de *q* e uma relação mais vantajosa de risco e retorno no médio e longo prazo, para as carteiras de ativos com valores mais baixos de *q*. Por fim, a relevância do indicador *q de Tobin*, nas análises de oportunidades de investimento para o gestor, foi comprovada através da sua significância em um modelo empírico para o nível de investimento das empresas brasileiras de capital aberto, no período pós-Plano Real.

Palavras-Chaves: Investimento. *q de Tobin*. Carteira de Ativos. Modelos Econométricos com Dados em Painel.

ABSTRACT

The value optimization of the company drives the decisions and the behavior of your manager. Similarly, decisions of outside investors, which were characterized by not having a relationship with company management, are directed to maximize return and minimize the risk of their investments. On investment opportunities, both managers and outside investors using valuation models to reduce the uncertainty of future earnings. Therefore, this research sought to answer if Tobin's q indicator - an indicator for evaluating companies based on the market - is relevant in investment opportunities analysis for manager and outside investor in Brazilian companies in the post-Real Plan. To resolve this issue, this research measured and analyzed the behavior of Tobin's q and investment for 137 Brazilian joint-stock companies and that have participated in the Bovespa index between 1994 and 2009. There was also, training strategies of investment portfolios with Tobin's q , implied relationships more profitable return to investors. It were estimated panels data empirical models to see if the variable Tobin's q is significant to the level of investment, determined by manager. The results indicated that Tobin's q value was significant to investment opportunities. The relevance in the analysis of investment opportunities for outside investors was confirmed by observing a more profitable return in the short term, for portfolios of assets with higher values of q and a more advantageous risk-return in the medium and long term, for portfolios of assets with lower values of q . The relevance of the indicator Tobin's q , an analysis of investment opportunities for the manager, was confirmed through its significance in an empirical model for the level of investment by Brazilian companies traded in the post-Real Plan.

Key-words: Investment. Tobin's q . Portfolio Assets. Econometric Models with Panel Data.

LISTA DE EQUAÇÕES

Equação 1	42
Equação 2	48
Equação 3	51
Equação 4	51
Equação 5	52
Equação 6	56
Equação 7	56
Equação 8	59
Equação 9	64
Equação 10	70
Equação 11	70
Equação 12	71
Equação 13	72
Equação 14	72
Equação 15	73
Equação 16	74
Equação 17	75
Equação 18	78
Equação 19	78
Equação 20	78
Equação 21	78
Equação 22	79
Equação 23	79
Equação 24	79
Equação 25	79
Equação 26	79
Equação 27	79
Equação 28	80
Equação 29	80
Equação 30	80

Equação 31	80
Equação 32	80
Equação 33	81
Equação 34	81
Equação 35	81
Equação 36	81
Equação 37	81
Equação 38	81
Equação 39	85
Equação 40	86
Equação 41	86
Equação 42	87
Equação 43	88
Equação 44	90
Equação 45	91
Equação 46	92
Equação 47	93
Equação 48	93
Equação 49	100

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Opções em Modelos de Avaliação	26
Figura 2: Metodologia para obtenção do Fluxo de Caixa	63
Figura 3: Etapas do processo de simulação de carteiras com base no q de Tobin	69
Figura 4: Fluxograma para decisão do melhor modelo de regressão com dados em painel.....	92
Figura 5: Valores médios e tendência linear da variável q	98
Figura 6: Valores médios e tendência linear da variável $fcpl$	99
Figura 7: Valores médios e tendência linear da variável $invpl$	99
Figura 8: Resultados dos Retornos Trimestrais	107
Figura 9: Resultados dos Retornos Anuais	112
Figura 10: Resultados dos Retornos Anuais	118
Figura 11: Resultados dos Retornos Acumulados Trimestrais de 1T1994 a 3T2009.	121
Figura 12: Resultados dos Retornos Acumulados Trimestrais de 1T1996 a 3T2009.	121
Figura 13: Resultados dos Retornos Acumulados Anuais de 1994 a 2009.....	122
Figura 14: Resultados dos Retornos Acumulados Anuais de 1996 a 2009.....	122
Figura 15: Resultados dos Retornos Acumulados Quadrienais de 1994 a 2009	123
.....	
Figura 16: Resultados dos Retornos Acumulados Quadrienais de 1996 a 2009	123
.....	
Figura 17: Estatística Descritiva: Média, Desvio Padrão, Mínimo, Máximo e Observações	161
Figura 18: Matriz de Correlação das variáveis.	161
Figura 19: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre os <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> de 1T1994 a 3T2009.....	182
Figura 20: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre os <i>Portfólios A</i> e a Carteira de Mercado de 1T1994 a 3T2009.	182

Figura 21: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre os <i>Portfólios B</i> e a Carteira de Mercado de 1T1994 a 3T2009.	183
Figura 22: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1T1994 a 3T2009.....	183
Figura 23: Teste F entre os coeficientes de variação dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados trimestralmente de 1T1994 a 3T2009.	184
Figura 24: Teste F entre os Betas dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados trimestralmente de 1T1994 a 3T2009.	184
Figura 25: Teste F entre os índices Sharpe dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados trimestralmente de 1T1994 a 3T2009.	185
Figura 26: Teste F entre os índices Treynor dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados trimestralmente de 1T1994 a 3T2009.	185
Figura 27: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre os <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> de 1T1996 a 3T2009.....	186
Figura 28: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre os <i>Portfólios A</i> e a Carteira de Mercado de 1T1996 a 3T2009.	186
Figura 29: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre os <i>Portfólios B</i> e a Carteira de Mercado de 1T1996 a 3T2009.	187
Figura 30: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1T1996 a 3T2009.....	187
Figura 31: Teste F entre os coeficientes de variação dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados trimestralmente de 1T1996 a 3T2009.	188
Figura 32: Teste F entre os Betas dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados trimestralmente de 1T1996 a 3T2009.	188
Figura 33: Teste F entre os índices Sharpe dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados trimestralmente de 1T1996 a 3T2009.	189
Figura 34: Teste F entre os índices Treynor dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados trimestralmente de 1T1996 a 3T2009.	189
Figura 35: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> de 1994 a 2009.	190

Figura 36: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os <i>Portfólios A</i> e a Carteira de Mercado de 1994 a 2009.....	190
Figura 37: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os <i>Portfólios B</i> e a Carteira de Mercado de 1994 a 2009.....	191
Figura 38: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1996 a 2009.....	191
Figura 39: Teste F entre os coeficientes de variação dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados anualmente de 1994 a 2009.....	192
Figura 40: Teste F entre os Betas dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados anualmente de 1994 a 2009.	192
Figura 41: Teste F entre os índices Sharpe dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados anualmente de 1994 a 2009.....	193
Figura 42: Teste F entre os índices Treynor dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados anualmente de 1994 a 2009.....	193
Figura 43: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> de 1996 a 2009.	194
Figura 44: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os <i>Portfólios A</i> e a Carteira de Mercado de 1996 a 2009.....	194
Figura 45: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os <i>Portfólios B</i> e a Carteira de Mercado de 1996 a 2009.....	195
Figura 46: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1996 a 2009.....	195
Figura 47: Teste F entre os coeficientes de variação dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados anualmente de 1996 a 2009.....	196
Figura 48: Teste F entre os Betas dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados anualmente de 1996 a 2009.	196
Figura 49: Teste F entre os índices Sharpe dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados anualmente de 1996 a 2009.....	197
Figura 50: Teste F entre os índices Treynor dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados anualmente de 1996 a 2009.....	197

Figura 51: Teste t dos retornos acumulados quadrialmente entre os <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> de 1994 a 2009.	198
Figura 52: Teste t dos retornos acumulados quadrialmente entre os <i>Portfólios A</i> e a Carteira de Mercado de 1994 a 2009.	198
Figura 53: Teste t dos retornos acumulados quadrialmente entre os <i>Portfólios B</i> e a Carteira de Mercado de 1994 a 2009.	199
Figura 54: Teste t dos retornos acumulados quadrialmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1994 a 2009.	199
Figura 55: Teste F entre os coeficientes de variação dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados quadrialmente de 1994 a 2009.	200
Figura 56: Teste F entre os Betas dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados quadrialmente de 1994 a 2009.	200
Figura 57: Teste F entre os índices Sharpe dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados quadrialmente de 1994 a 2009.	201
Figura 58: Teste F entre os índices Treynor dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados quadrialmente de 1994 a 2009.	201
Figura 59: Teste t dos retornos acumulados quadrialmente entre os <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> de 1998 a 2009.	202
Figura 60: Teste t dos retornos acumulados quadrialmente entre os <i>Portfólios A</i> e a Carteira de Mercado de 1998 a 2009.	202
Figura 61: Teste t dos retornos acumulados quadrialmente entre os <i>Portfólios B</i> e a Carteira de Mercado de 1998 a 2009.	203
Figura 62: Teste t dos retornos acumulados quadrialmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1998 a 2009.	203
Figura 63: Teste F entre os coeficientes de variação dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados quadrialmente de 1998 a 2009.	204
Figura 64: Teste F entre os Betas dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados quadrialmente de 1998 a 2009.	204
Figura 65: Teste F entre os índices Sharpe dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados quadrialmente de 1998 a 2009.	205

Figura 66: Teste F entre os índices Treynor dos <i>Portfólios A</i> e <i>B</i> atualizados quadrialmente de 1998 a 2009.....	205
Figura 67: Especificação das observações para Dados em Painel.....	206
Figura 68: Resultado da Regressão por <i>OLS</i> empilhado	206
Figura 69: Modelo de Regressão com Efeitos Fixos e Aleatórios	207
Figura 70: Modelo de Regressão com Efeitos Aleatórios.....	207
Figura 71: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo de efeitos aleatórios.....	208
Figura 72: Modelo de Regressão com Efeitos Fixos	209
Figura 73: Teste de Wald modificado para verificar a presença de heterocedasticidade	209
Figura 74: Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios	210
Figura 75: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo de regressão robusta com efeitos aleatórios.....	210
Figura 76: Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Fixos.....	211
Figura 77: Teste Hausman.....	212
Figura 78: Teste de Autocorrelação	212
Figura 79: Defasagens das variáveis dependentes.....	213
Figura 80: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em <i>fcpl</i>	214
Figura 81: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com uma defasagem em <i>fcpl</i>	214
Figura 82: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em <i>fcpl</i>	215
Figura 83: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com quatro defasagens em <i>fcpl</i>	215
Figura 84: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em q	216
Figura 85: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com uma defasagem em q	216
Figura 86: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em q	217
Figura 87: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com quatro defasagens em q	217

Figura 88: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em j	218
Figura 89: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com uma defasagem em j	218
Figura 90: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em j	219
Figura 91: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com quatro defasagens em j	219
Figura 92: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em c	220
Figura 93: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com uma defasagem em c	220
Figura 94: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em c	221
Figura 95: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com quatro defasagens em c	221
Figura 96: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em q e $fcpl$	222
Figura 97: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com uma defasagem em q e $fcpl$	222
Figura 98: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em q e $fcpl$	223
Figura 99: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com quatro defasagens em q e $fcpl$	223
Figura 100: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em j e c	224
Figura 101: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com uma defasagem em j e c ..	224
Figura 102: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em j e c	225
Figura 103: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com quatro defasagens em j e c	225
Figura 104: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e variáveis q defasadas.....	226
Figura 105: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com variáveis q defasadas	226

Figura 106: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e variáveis <i>fcpl</i> defasadas.....	227
Figura 107: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo com variáveis <i>fcpl</i> defasadas ...	227
Figura 108: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com <i>q</i> e <i>fcpl</i>	228
Figura 109: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo exclusivamente com as variáveis <i>q</i> e <i>fcpl</i>	228
Figura 110: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com <i>q</i> e <i>fcpllag1</i>	229
Figura 111: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo exclusivamente com as variáveis <i>q</i> e <i>fcpllag1</i>	229
Figura 112: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com <i>q</i> e <i>fcpllag4</i>	230
Figura 113: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo exclusivamente com as variáveis <i>q</i> e <i>fcpllag4</i>	230
Figura 114: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com <i>q</i> e <i>fcpllag8</i>	231
Figura 115: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo exclusivamente com as variáveis <i>q</i> e <i>fcpllag8</i>	231
Figura 116: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com <i>qlag1</i> e <i>fcpl</i>	232
Figura 117: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo exclusivamente com as variáveis <i>qlag1</i> e <i>fcpl</i>	232
Figura 118: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com <i>qlag4</i> e <i>fcpl</i>	233
Figura 119: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo exclusivamente com as variáveis <i>qlag4</i> e <i>fcpl</i>	233
Figura 120: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com <i>qlag8</i> e <i>fcpl</i>	234
Figura 121: Teste <i>Breusch-Pagan</i> para modelo exclusivamente com as variáveis <i>qlag8</i> e <i>fcpl</i>	234

LISTA DE SIGLAS

Beta - coeficiente beta

BNDES - Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social

BOVESPA - *Bolsa de Valores de São Paulo*

c - *Variável representativa da taxa de câmbio*

CAPM - *Capital Asset Pricing Model*

CMN - Conselho Monetário Nacional

Coef. Var. - Coeficiente de Variação

C-P - *Modelo de Chung e Pruitt*

EA - Efeitos Aleatórios

Ebit - Earnings Before Interest and Taxes

Ebitda - Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization

EF - Efeitos Fixos

FCB - Fluxo de Caixa Bruto

FCD - *Fluxo de Caixa Descontado*

FCL - Fluxo de Caixa Livre

FCO - Fluxo de Caixa Operacional

fcpl - *Variável representativa do Fluxo de Caixa Bruto ponderado pelo patrimônio líquido*

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

Ibov - *Variável representativa do retorno obtido pela carteira de mercado*

Ibovespa - *Índice da Bolsa de Valores de São Paulo*

IGP-DI - Índice Geral de Preços na versão de Disponibilidade Interna

IGP-M - Índice Geral de Preços do Mercado

INCC - Índice Nacional de Custo de Construção

invpl - *Variável representativa dos investimentos totais das firmas ponderados pelo seu patrimônio líquido*

IPA - Índice de Preços por Atacado

IPC - Índice de Preços ao Consumidor

IPCA - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo

IPEADATA - Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas

IS - Índice de Sharpe

IT - Índice de Treynor

j - Variável representativa da taxa de juros

L&R - Modelo de Lindenberg e Ross

LPA - Lucro por ação

M.T.C. - Moderna Teoria de Carteiras

MQG - Mínimos Quadrados Generalizados

MQO - Mínimos Quadrados Ordinários

PEPS - Primeiro a entrar - Primeiro a sair

POLS - Pooled Ordinary Least Squares

Poup. - Variável representativa do retorno obtido pelo ativo livre de risco

q - Variável representativa do *q* de Tobin

q^2 - Variável representativa do *q* de Tobin ao quadrado

TJLP - Taxa de Juros de Longo Prazo

UEPS - Último a entrar - Primeiro a sair

VPL - Valor Presente Líquido

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Classificação Setorial da Amostra	95
Tabela 2: Estatísticas das Variáveis.....	97
Tabela 3: Resultados Trimestrais - <i>Portfólio A</i>	102
Tabela 4: Resultados Trimestrais - <i>Portfólio B</i>	104
Tabela 5: Correlação dos Retornos Trimestrais	108
Tabela 6: Valores p para o teste t das carteiras atualizadas trimestralmente	108
Tabela 7: Valores p para o teste F das carteiras atualizadas trimestralmente	109
Tabela 8: Resultados Anuais - <i>Portfólio A</i>	110
Tabela 9: Resultados Anuais - <i>Portfólio B</i>	111
Tabela 10: Correlação dos Retornos Anuais.....	114
Tabela 11: Valores p para o teste t das carteiras atualizadas anualmente	114
Tabela 12: Valores p para o teste F das carteiras atualizadas anualmente	115
Tabela 13: Resultados Quadrienais - <i>Portfólio A</i>	115
Tabela 14: Resultados Quadrienais - <i>Portfólio B</i>	116
Tabela 15: Correlação dos Retornos Quadrienais	119
Tabela 16: Valores p para o teste t das carteiras atualizadas quadrienalmente .	120
Tabela 17: Valores p para o teste F das carteiras atualizadas quadrienalmente	120
Tabela 18: Modelo Irrestrito.....	128
Tabela 19: Defasagem de um trimestre na variável $fcpl$	130
Tabela 20: Defasagens de quatro trimestres na variável $fcpl$	131
Tabela 21: Defasagem de um trimestre na variável q	132
Tabela 22: Defasagens de quatro trimestres na variável q	132
Tabela 23: Defasagem de um trimestre na variável j	133
Tabela 24: Defasagens de quatro trimestres na variável j	134
Tabela 25: Defasagem de um trimestre na variável c	134
Tabela 26: Defasagens de quatro trimestres na variável c	135
Tabela 27: Defasagem de um trimestre nas variáveis q e $fcpl$	136
Tabela 28: Defasagens de quatro trimestres nas variáveis q e $fcpl$	136
Tabela 29: Defasagem de um trimestre nas variáveis j e c	137
Tabela 30: Defasagens de quatro trimestres nas variáveis j e c	137

Tabela 31: Defasagens individuais na variável q	138
Tabela 32: Defasagens individuais na variável $fcpl$	138
Tabela 33: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis q e $fcpl$	139
Tabela 34: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis q e $fcpl$ com uma defasagem.....	140
Tabela 35: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis q e quatro defasagens de $fcpl$	140
Tabela 36: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis q e oito defasagens de $fcpl$	141
Tabela 37: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis $fcpl$ e uma defasagem de q	142
Tabela 38: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis $fcpl$ e quatro defasagens de q	142
Tabela 39: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis $fcpl$ e oito defasagens de q	143
Tabela 40: Empresas que compõem a amostra.....	158
Tabela 41: Estatística Descritiva da Variável $invpl$	161
Tabela 42: Estatística Descritiva da Variável q	163
Tabela 43: Estatística Descritiva da Variável $fcpl$	164
Tabela 44: Ativos do <i>Portfólio A</i> atualizados trimestralmente	166
Tabela 45: Pesos dos ativos do <i>Portfólio A</i> atualizados trimestralmente	167
Tabela 46: Ativos do <i>Portfólio B</i> atualizados trimestralmente	169
Tabela 47: Pesos dos ativos do <i>Portfólio B</i> atualizados trimestralmente	170
Tabela 48: Ativos do <i>Portfólio A</i> atualizados anualmente	172
Tabela 49: Pesos dos ativos do <i>Portfólio A</i> atualizados anualmente	173
Tabela 50: Ativos do <i>Portfólio B</i> atualizados anualmente	173
Tabela 51: Pesos dos ativos do <i>Portfólio B</i> atualizados anualmente	174
Tabela 52: Ativos do <i>Portfólio A</i> atualizados quadrienalmente	174
Tabela 53: Pesos dos ativos do <i>Portfólio A</i> atualizados quadrienalmente	174
Tabela 54: Ativos do <i>Portfólio B</i> atualizados quadrienalmente	175
Tabela 55: Pesos dos ativos do <i>Portfólio A</i> atualizados quadrienalmente	175

Tabela 56: Estatística Descritiva - Resultados Trimestrais de 1T1994 a 3T2009 - <i>Portfólio A</i>	176
Tabela 57: Estatística Descritiva - Resultados Trimestrais de 1T1996 a 3T2009 - <i>Portfólio A</i>	176
Tabela 58: Estatística Descritiva - Resultados Trimestrais de 1T1994 a 3T2009 - <i>Portfólio B</i>	177
Tabela 59: Estatística Descritiva - Resultados Trimestrais de 1T1996 a 3T2009 - <i>Portfólio B</i>	177
Tabela 60: Estatística Descritiva - Resultados Anuais de 1994 a 2009* - <i>Portfólio A</i>	178
Tabela 61: Estatística Descritiva - Resultados Anuais de 1996 a 2009* - <i>Portfólio A</i>	178
Tabela 62: Estatística Descritiva - Resultados Anuais de 1994 a 2009* - <i>Portfólio B</i>	179
Tabela 63: Estatística Descritiva - Resultados Anuais de 1996 a 2009* - <i>Portfólio B</i>	179
Tabela 64: Estatística Descritiva - Resultados Quadrienais de 1994 a 2009* - <i>Portfólio A</i>	180
Tabela 65: Estatística Descritiva - Resultados Quadrienais de 1998 a 2009* - <i>Portfólio A</i>	180
Tabela 66: Estatística Descritiva - Resultados Quadrienais de 1994 a 2009* - <i>Portfólio B</i>	181
Tabela 67: Estatística Descritiva - Resultados Quadrienais de 1998 a 2009* - <i>Portfólio B</i>	181

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	25
1.1. Objetivos	32
1.1.1. Objetivo geral.....	32
1.1.2. Objetivos específicos	32
1.2. Justificativa	32
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	35
2.1. Decisões de investimento	35
2.2. Valor da firma, estrutura de capital e imperfeições de mercados	37
2.3. Oportunidades de investimento, relações de agência, sinalização e assimetria de informação	42
2.4. O q de Tobin	48
2.4.1. O modelo de Lindenberg e Ross	49
2.4.2. O modelo de Lewellen e Badrinath.....	54
2.4.3. O modelo de Lee e Tompkins.....	55
2.4.4. O modelo aproximado de Chung e Pruitt.....	56
3. METODOLOGIA	58
3.1. Perspectiva filosófica	58
3.2. Perspectiva instrumental.....	58
3.2.1. O método de mensuração das variáveis q de Tobin e Fluxo de Caixa	58
3.2.1.1. Os métodos de mensuração do Fluxo de Caixa Descontado, do Fluxo de Caixa Livre e do Fluxo de Caixa Bruto	59
3.2.1.2. O modelo empregado para o cálculo do q de Tobin.....	64
3.2.2. Simulação de carteiras com base no q de Tobin	66
3.2.2.1. Indicadores empregados na análise de desempenho das carteiras.	70
3.2.2.2. Testes para validação estatística dos indicadores de desempenho.	73
3.2.3. Modelo empírico do nível de investimento da firma.....	75
3.2.3.1. Modelos restritos do nível de investimento da firma.....	78

3.2.3.2.	Testes para a validação dos modelos econométricos.....	82
3.2.3.3.	Considerações sobre os modelos econométricos de regressão com dados em painel	84
3.3.	Amostra.....	94
3.3.1.	Coleta de dados.....	94
3.3.2.	Caracterização da amostra.....	94
4.	RESULTADOS E DISCUSSÃO	97
4.1.	Mensuração das variáveis q de Tobin, Fluxo de Caixa e investimento...	97
4.2.	Simulações de carteiras com base no q de Tobin	100
4.2.1.	Simulações de carteiras com base no q de Tobin atualizadas trimestralmente.....	101
4.2.2.	Simulações de carteiras com base no q de Tobin atualizadas anualmente	109
4.2.3.	Simulações de carteiras com base no q de Tobin atualizadas quadrienalmente.....	115
4.2.4.	Análise final dos resultados das simulações de carteiras com base no q de Tobin	120
4.3.	Modelo empírico do nível de investimento da firma	127
4.3.1.	Modelo Irrestrito	127
4.3.2.	Modelos restritos.....	130
4.3.3.	Análise final dos resultados econométricos	144
5.	CONSIDERAÇÕES FINAIS	146
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	153
	APÊNDICES.....	158
	APÊNDICE A - Dados Amostrais	158
	APÊNDICE B - Estatísticas descritivas das variáveis	161
	APÊNDICE C - Ativos pertencentes aos Portfólios A e B	166
	APÊNDICE D - Estatísticas descritivas dos Portfólios A e B.....	176
	APÊNDICE E - Testes de Validação Estatística.....	182
	APÊNDICE F - Especificação do Modelo Irrestrito.....	206
	APÊNDICE G - Especificações dos Modelos Restritos.....	213

1. INTRODUÇÃO

Estudos relacionados às oportunidades de investimento, estando estes ligados às ciências econômicas ou à administração financeira, possuem como característica principal a maximização do valor da empresa. O valor da empresa direciona as decisões e o comportamento de seu gestor, sendo ele o administrador ou o proprietário da empresa, assim como direciona as decisões dos investidores que estão interessados em maximizar o retorno e minimizar o risco de seus investimentos.

O investidor tratado nesta pesquisa será classificado em duas categorias. O primeiro será o investidor que direciona suas decisões como administrador ou proprietário, este investidor será chamado de investidor interno ou gestor. O segundo investidor é caracterizado por não possuir uma relação com a administração da empresa, este investidor será chamado de investidor externo, pois utiliza demonstrativos contábeis e financeiros divulgados pela empresa como ferramenta de auxílio na otimização da relação risco e retorno de seus investimentos, sem influenciar diretamente nas decisões do gestor.

Ressalta-se que tanto o gestor quanto o investidor externo buscam reduzir a sua incerteza de ganhos futuros diante das oportunidades de investimento apresentadas, utilizando modelos de avaliação de empresas. Desta forma, sua utilização pode servir como instrumento para mensurar a performance da empresa. De forma geral, de acordo com Damodaran (2007), os modelos de avaliação de empresas podem ser divididos em quatro classes que são mais utilizadas pelo mercado: os modelos baseados em ativos, os baseados em Fluxos Descontados, os modelos de direitos contingentes e os modelos baseados em múltiplos de índices financeiros (também chamada de avaliação relativa).

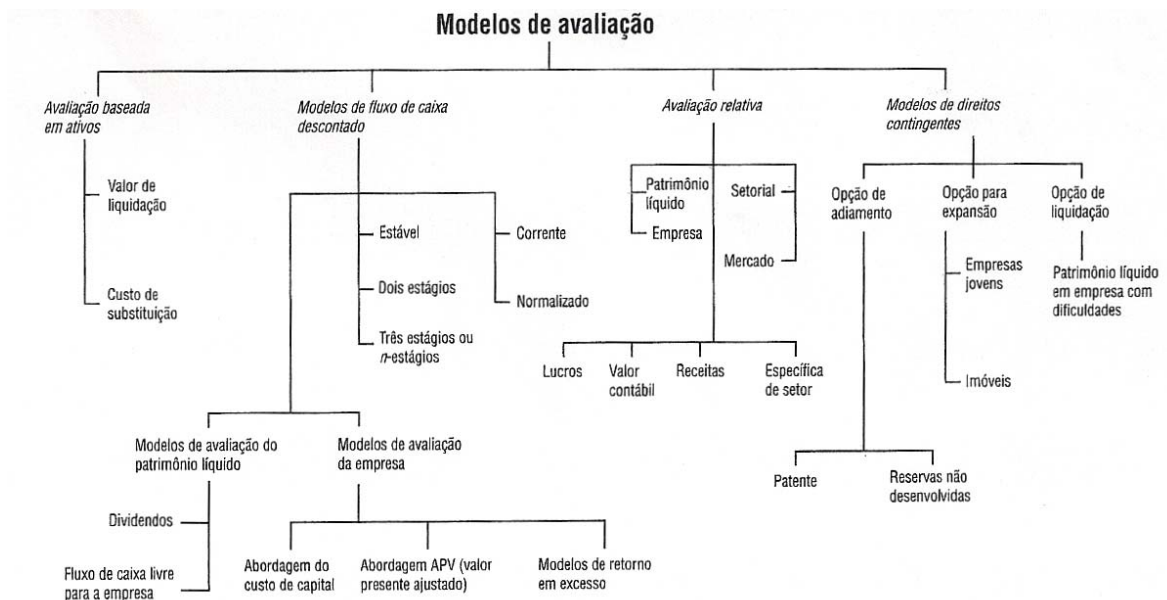


Figura 1: Opções em Modelos de Avaliação

Fonte: Damodaran 2007.

Os modelos baseados em ativos calculam através da diferença entre os ativos e passivos, o valor de mercado das empresas. Os autores White, Sondhi e Fried (1997) relatam que a grande dificuldade em validar este modelo refere-se à comparação entre o valor encontrado e o valor de mercado das ações da empresa. Para os autores, esta discrepância pode ser função da natureza dos ativos da empresa, da escolha gerencial dos métodos de divulgação nos relatórios financeiros, de mudanças nos métodos contábeis (gerenciais ou discricionárias) e de outras dificuldades de medição do valor contábil.

O modelo que emprega o Fluxo de Caixa como ferramenta de avaliação de empresas é considerado por muitos autores, tais como Damodaran (2007) e Copeland, Koller e Murrin (2002), como o método de avaliação que atende com maior rigor aos enunciados da teoria de finanças, pois revela a efetiva capacidade de geração de riqueza de uma empresa. Esta metodologia vem sendo adotada pelos mercados financeiros e de capitais, e por diversas empresas em processos de fusão e aquisição.

Segundo os autores Martelanc, Pasin e Cavalcante (2005) o modelo de Fluxo de Caixa Descontado (FCD) é a principal metodologia empregada para avaliar empresas. O valor da empresa é determinado pelo Fluxo de Caixa Projetado, descontado por uma taxa que reflita o risco associado ao investimento. O FCD é um dos instrumentos de grande relevância para o administrador financeiro, dado que este permite planejar as necessidades e excedentes de recursos financeiros a serem utilizados pela empresa.

Copeland, Koller e Murrin (2002) apontam que os administradores que usam a técnica do Fluxo de Caixa Descontado para avaliar suas empresas, priorizando o aumento do Fluxo de Caixa de longo prazo, em última análise, serão recompensados com os preços mais altos de suas ações. O método FCD baseia-se no pressuposto de que o valor de um negócio é função da capacidade de geração de riqueza futura, ou seja, dos benefícios futuros que ele irá produzir mantido o grau de risco de seus ativos operacionais.

A fundamentação deste método consiste em projetar futuros Fluxos de Caixa Operacionais e trazê-los a valor presente, descontados por uma taxa apropriada, que mensure o risco inerente a estes fluxos e o custo de oportunidade dos capitais. Contudo, mensurar corretamente o risco inerente e projetar Fluxos de Caixas Futuros torna-se uma tarefa de grande dificuldade, pois o investidor externo necessitaria possuir informações consideradas estratégicas pela empresa, que não estão disponíveis em seus demonstrativos financeiros ou relatórios da administração.

A avaliação por modelos de direitos contingentes utiliza modelos de precificação de opções para medir o valor de ativos que possuam características de opções. Um direito contingente representado por uma opção de compra (*call option*) somente será exercida quando, na data de exercício, se o valor de mercado do ativo a que este se refere for maior que o preço de exercício, ou no caso de uma

opção de venda (*put option*) quando o valor de mercado do ativo a que este se refere for menor que o preço de exercício.

Assim, um ativo pode ser avaliado como opção quando os benefícios gerados por ele variarem em função de um outro ativo, ou seja, quando os fluxos de caixa esperados forem influenciados pela ocorrência de determinados eventos. Os modelos de direitos contingentes podem também serem aplicados em vários cenários. Ao analisarmos a opção que uma empresa tem de postergar as decisões de investimento, podemos avaliar uma patente ou um recurso natural não desenvolvido como uma opção. A opção para expansão pode levar empresas jovens com mercados potencialmente grandes a serem negociadas a um prêmio sobre os valores de fluxo de caixa descontado. Finalmente, os investidores de patrimônio líquido podem extrair valor da opção de liquidar empresas em dificuldades, com substancial dívida (DAMODARAN, 2007).

Segundo Damodaram (2007) muitos trabalhos têm sido desenvolvidos ao longo dos últimos vinte anos no desenvolvimento de modelos de precificação de opções, e estes modelos de precificação de opções podem ser utilizados para avaliar quaisquer ativos. Contudo, notam-se algumas limitações quanto ao uso dos modelos de precificação de opções para avaliar opções de longo prazo sobre ativos não negociados. As pressuposições feitas em relação à variância constante e aos rendimentos de dividendos que não são seriamente contestados nos casos de opções de curto prazo são muito mais difíceis de serem defendidas quando as opções têm vida longa. Quando o ativo subjacente não é negociado, os dados de entrada para o valor daquele ativo e a variância daquele valor não podem ser extraídos dos mercados financeiros e têm que ser estimados. Assim, os valores finais obtidos destas aplicações de modelos de precificação de opções encerram muito mais erros de estimativas do que os valores obtidos em suas aplicações mais comuns (avaliação de opções negociadas a curto prazo).

A avaliação por múltiplos, ou avaliação relativa, determina o valor de um ativo com base em ativos comparáveis no mercado. Tal avaliação, segundo Damodaran (2002), deve observar a conversão dos valores em múltiplos, que possibilita a avaliação relativa dos ativos e o emprego de empresas similares para efeito de comparação entre elas. O autor relata que esta segunda observação apresenta maior complexidade, pois mesmo empregando empresas do mesmo setor de atividade, há uma grande dificuldade em encontrar empresas que possuem as mesmas características de risco e de crescimento potencial do Fluxo de Caixa.

Neste contexto utiliza-se o método de avaliação por múltiplos que consiste em encontrar uma empresa comparável, a fim de obter os seus múltiplos e aplicá-los aos parâmetros da empresa analisada. Damodaran (2002) destaca ainda que o uso do método de avaliação relativa é muito difundido, pois adota poucas premissas e pode ser realizado mais rapidamente se comparado ao método de Fluxo de Caixa descontado. Além disso, tem uma maior probabilidade de refletir a situação atual do mercado por basear-se em valores relativos e não intrínsecos; sendo mais simples de ser visualizado pelos investidores.

Damodaran (2007) destaca que a dificuldade no emprego do método de avaliação por múltiplos dá-se na comparação de ativos ou empresas não semelhantes, ou seja, empresas que não atuam no mesmo setor. Para que se possa realizar tal comparação faz-se necessário padronizar os valores de alguma forma, escalonando-os em relação a uma variável comum. O autor relata que em geral, os valores podem ser padronizados em relação aos lucros gerados pelas empresas, ao valor contábil ou ao custo de reposição das próprias empresas.

A padronização envolvendo os lucros gerados pela empresa se dá pela análise do valor da empresa como um múltiplo dos lucros por ação (LPA) gerado pela empresa. O investidor externo pode ainda utilizar em sua análise o lucro operacional (Ebit) ou os lucros antes de juros, impostos, depreciação e amortização (Ebitda). Contudo, Damodaran (2007) ressalva que, os múltiplos de

lucros serão afetados pelo potencial de crescimento e pelo risco do negócio da própria empresa, sendo essas, variáveis que também são consideradas estratégicas pelos gestores, as quais o investidor externo não possui acesso direto.

Já a padronização envolvendo múltiplos de valor contábil é realizada por meio da estimativa contábil do valor, que por sua vez é determinada por regras de contabilidade e fortemente influenciada pelo preço original pago pelos ativos e quaisquer ajustes contábeis, tais como depreciação. Assim Damodaran (2007) destaca que é comum os investidores analisarem a relação entre o valor de mercado da empresa e seu valor contábil, como o indicador de quanto essa empresa apresenta-se super ou subavaliada. Contudo a razão entre o valor de mercado e o valor contábil pode variar amplamente conforme o segmento, dependendo novamente do potencial de crescimento e do risco de negócio no qual a empresa está inserida.

Por fim, a padronização utilizando o valor de reposição dos ativos da empresa, dado pela razão entre o seu valor de mercado e o seu custo de reposição, torna-se, de acordo com Damodaran (2007), uma boa alternativa para mensurar o real valor dos ativos da empresa. Um dos primeiros estudos que abordou o valor de reposição dos ativos da firma foi proposto por Kaldor em 1966, posteriormente Tobin e Brainard (1968) e Tobin (1969) apresentaram estudos mais aprofundados, considerando o custo de reposição dos ativos físicos da firma como o desembolso mínimo necessário para repor sua capacidade produtiva, em detrimento de considerar apenas o custo histórico dos ativos. Essa relação entre o valor de mercado e o valor de reposição dos ativos físicos ficou conhecida como o *q de Tobin*.

Bharadwaj, Bharadwaj e Konsynsky (1999) pontuam que medidas com base no mercado, tais como o *q de Tobin*, são superiores àquelas com base na contabilidade financeira, pois refletem a valorização mais próxima do valor

econômico da firma e destaca as seguintes vantagens: o preço das ações representa a única medida de valor dos acionistas; o preço das ações reflete praticamente todos os aspectos do desempenho da firma; os preços das ações estão disponíveis no mercado; os preços das ações em geral incorporam os movimentos gerais do mercado, inflação e o risco da firma; os preços das ações provêm uma base para avaliar e mensurar o impacto das decisões administrativas.

Diante desse contexto, tem-se a seguinte questão de pesquisa:

O indicador q de Tobin é relevante na análise de oportunidades de investimento, para o gestor e o investidor externo, em empresas brasileiras de capital aberto que tiveram participação do índice BOVESPA no período pós-Plano Real?

1.1. Objetivos

1.1.1. Objetivo geral

Analisar o emprego do *q de Tobin* para avaliar oportunidades de investimento, para o gestor e o investidor externo, em empresas brasileiras de capital aberto que tiveram participação no índice BOVESPA (Ibovespa) entre o período de 1994 a 2009.

1.1.2. Objetivos específicos

- Mensurar e analisar o comportamento do *q de Tobin*, do Fluxo de Caixa e do investimento das empresas brasileiras de capital aberto que tiveram participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009;
- Discutir se estratégias de formação de carteiras de investimento utilizando o *q de Tobin*, para as empresas brasileiras de capital aberto que tiveram participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009, implicam em relações mais vantajosas de risco e retorno aos investidores externos;
- Estimar um modelo empírico para verificar se a variável *q de Tobin* é significativa para o nível de investimento, determinado pelo gestor, das empresas brasileiras de capital aberto e que tiveram participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009.

1.2. Justificativa

De acordo com Chirinko (1993), o nível de investimentos em capital das empresas é um tópico central para o entendimento da atividade econômica de um país. Sua volatilidade indica o início de flutuações agregadas e nesta perspectiva, modelos teóricos e resultados empíricos relacionados ao investimento estimulam e fornecem informação para discussões de política econômica. O autor relata que a

compreensão dos mecanismos que guiam as decisões de investimento é relevante para que políticas econômicas sejam elaboradas, considerando o impacto direto sobre o crescimento econômico e o nível de bem-estar social.

Dada a inequívoca importância dos investimentos para o desenvolvimento dos países, a relevância da presente pesquisa consiste em analisar as oportunidades de investimento, para o gestor e o investidor externo, das empresas brasileiras que tiveram participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009. Serão consideradas integrantes da amostra, todas as empresas brasileiras que tiveram em algum momento participação no Ibovespa, exceto as empresas brasileiras financeiras devido às particularidades nos seus demonstrativos financeiros.

Neste contexto o uso do *q de Tobin* tem-se mostrado útil em várias linhas de pesquisa, devido à sua riqueza de interpretações e sua ampla aplicabilidade conceitual, tanto relacionada a desenvolvimentos teóricos como relativamente a implicações empíricas em estudos realizados fora do Brasil. O *q de Tobin* foi empregado em estudos de Modelos de Investimento (TOBIN; BRAINARD, 1968; SMITH, 1981; FAZZARI; HUBBARD; PETERSEN, 1988; THOMAS; WARING, 1999); Estrutura de Mercado e Poder de Monopólio (LINDENBERG; ROSS, 1981; CHAPPEL; CHENG, 1982; CHEN; CHEG; HITE, 1986; HELMUTH, 1990); Concentração Industrial (MONTGOMERY; WERNERFELT, 1988), incluindo Concentração e Diversificação versus Foco no Negócio (LANG; STULZ, 1994; STEINER, 1996); Pesquisa e Desenvolvimento (MEGNA; KLOCK, 1993; HALL, 1999); Tecnologia de Informação e Investimentos (BHARADWAJ; BHARADWAJ; KONSYNSKY, 1999); Medida de Risco da Firma (SHIN; STULZ, 2000); Oportunidades de crescimento, Relações de agência e Sinalização (KLOCK; THIES, 1995); entre outros.

Contudo, apesar de vários trabalhos utilizando o *q de Tobin* como um indicador das oportunidades de investimento, sua aplicabilidade empírica ainda é incipiente na literatura brasileira, sobretudo em estudos que utilizam o *q de Tobin*. Desta

forma o presente trabalho se justifica por realizar uma pesquisa empírica empregando o *q de Tobin* na relevância das análises de oportunidades de investimento em empresas brasileiras de capital aberto, no período pós-Plano Real. Para isso propõe-se o emprego do indicador *q de Tobin* como uma medida de valor baseada no mercado financeiro, do Fluxo de Caixa como uma variável de controle comumente utilizada pelos gestores brasileiros no auxílio da tomada de decisões de investimentos e outras variáveis de controle, tais como taxa de juros e de câmbio, numa análise conjunta com as oportunidades de investimento das empresas brasileiras de capital aberto que tiveram participação no Ibovespa após a implantação do Plano Real.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Decisões de investimento

A discussão sobre as decisões de investimento na economia intensificou-se após o trabalho de Keynes (1936), onde o autor descreveu que o investimento depende da interação entre a eficiência marginal do capital e da taxa de juros. A eficiência marginal do capital mede a relação dos rendimentos esperados de um bem de capital atual com o preço de oferta ou reposição desse bem de capital. Assim, faz-se necessário investigar profundamente, os fatores esperados futuros que modificam essa relação presente, ou seja, os fatores que influenciam as decisões dos empresários no sentido de ampliar ou reduzir a produção.

Keynes (1936) também criticou a teoria econômica clássica pelo fato de considerar que toda a oferta determina a sua própria demanda (a chamada Lei de Say) e defendeu políticas de estímulo ao investimento agregado como meio de recuperar economias em situação de recessão ou depressão. Contudo, as teorias convencionais a respeito das decisões de investimento da firma, sejam elas de caráter neoclássico ou Keynesiana, tendem a desconsiderar a influência das imperfeições de mercado na determinação do investimento, bem como o ambiente de incerteza que caracteriza a economia moderna.

Dado que as decisões de investimento constituem uma das mais importantes decisões econômicas, pois definem, em nível agregado, o crescimento da economia, tais decisões tornam-se relevantes na determinação da capacidade econômica de longo prazo, promovendo o desenvolvimento econômico de um país. Buscando minimizar essas incertezas, diversos estudos dos determinantes de investimentos têm utilizado o *q* de Tobin como um pré-indicador dos investimentos futuros de uma firma, tais como Tobin e Brainard (1968), Smith (1981) e Summers (1981).

Tais autores observaram que, sob uma hipótese de mercado eficiente, se o *q de Tobin* de uma firma é maior que 1, esta poderá aumentar o seu valor de mercado realizando investimentos de capital adicionais, ou seja, dada a estratégia de maximização de seu valor, a empresa investirá em todos os projetos para os quais o *q de Tobin* é maior que 1. Desta forma, ao investir inicialmente em projetos mais rentáveis, o *q de Tobin* da empresa deverá declinar progressivamente, à medida que as boas oportunidades de investimento forem se exaurindo, até o ponto no qual o valor do *q de Tobin* será igual a 1. Para valores inferiores a 1, a empresa realizará desinvestimentos, podendo ser feitos por meio da venda de parte de seus ativos, até que o equilíbrio seja novamente restabelecido.

Segundo Li, Oum e Zhang (2004) esta teoria é relevante ao mostrar a atuação do mercado de ações na economia. De acordo com os autores umas das principais vantagens em utilizar o *q de Tobin*, como um indicador de oportunidades de investimentos, se dá por meio da incorporação das expectativas de mercado. Pois ao utilizar dados do mercado acionário, o emprego da variável *q de Tobin* resumiria as expectativas dos investidores quanto ao desempenho futuro da firma.

Em relação à importância de recursos internos nas decisões de investimento da firma, tal discussão intensificou-se no final da década de 80, com o trabalho de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) que analisaram o comportamento do investimento de empresas americanas considerando o papel dos fundos internos por meio da introdução da variável Fluxo de Caixa em três diferentes modelos: Neoclássico, *q de Tobin* e Acelerador.

O modelo Neoclássico trata as decisões de investimento a partir das variações na produtividade marginal do capital e no seu custo de uso, suportadas por um contexto de pleno emprego onde predomina o poder auto-regulador dos mercados; desta forma a economia é conduzida automaticamente para um equilíbrio geral. O modelo Neoclássico possui como referência o trabalho de

Jorgenson (1963), no qual o problema da otimização da firma é reduzido a um problema estático, perdendo assim sua natureza intertemporal.

O modelo do Acelerador postula que as decisões de investimento estão relacionadas ao nível do produto da empresa, no qual são relacionadas as decisões de investimento ao estoque de capital desejado. Como referência a este modelo tem-se os artigos de Chenery (1952) e Koyck (1954). Dado que o modelo empregando o *q de Tobin* propõe uma relação entre o valor de mercado de uma empresa e o valor de reposição de seus ativos físicos, a principal diferença entre o *q de Tobin*, o modelo Neoclássico e o modelo Acelerador se relaciona à questão das expectativas. No modelo do *q de Tobin*, o problema das expectativas não-observáveis é contornado com o uso das informações advindas dos mercados financeiros, enquanto no modelo Neoclássico e no modelo Acelerador as expectativas são estáticas, com base no estoque desejado de capital.

Outro fator de relevância nas decisões de investimento, que poderá afetar diretamente o custo de capital e o valor de mercado da empresa, é a sua estrutura de capital. Uma estrutura de capital inadequada poderá resultar em um elevado custo de capital, o que tornaria difícil, ou mesmo inviável economicamente, a oportunidade de investimento. Por outro lado, uma estrutura de capital adequada poderá baixar o custo de capital da empresa, possibilitando encontrar oportunidades de investimentos que aumentarão a riqueza dos acionistas.

2.2. Valor da firma, estrutura de capital e imperfeições de mercados

A discussão sobre a relação do valor da firma e sua da estrutura de capital se intensificou após o trabalho de Modigliani e Miller (1958). Esta pesquisa deu origem a um esforço de pesquisa centrado na busca dos aspectos que explicam a forma de financiamento das empresas, tornando-se um assunto intensamente discutido pelos pesquisadores da área financeira. A questão principal que envolve o tema é: A forma como a empresa é financiada influencia ou não o seu valor?

Na tentativa de responder essa questão podem ser identificadas duas grandes correntes teóricas sobre estrutura de capital, a tradicionalista (teoria convencional), originária por Durand (1952) que enfatiza a existência de uma estrutura de capital ótima, e a proposta por Modigliani e Miller (1958) onde defendem que a forma como as empresas se financiam é irrelevante em seu valor.

Estrutura de capital é um assunto que vem sendo intensamente discutido pelos pesquisadores da área financeira. Durand (1952) relata que uma das formas de aumentar o valor da firma se dá por meio da redução da taxa de desconto, denominada custo de oportunidade do capital empregado, empregando em seus estudos o método de Fluxo de Caixa esperado trazido a valor presente. Segunda esta corrente, as firmas deveriam buscar uma estrutura de capital ótima, com o mínimo custo total de seu capital, objetivando uma proporção entre dívida e capital acionário que maximizem o valor da empresa.

Essa visão tradicionalista foi contestada no estudo proposto por Modigliani e Miller (1958), no qual argumentaram que a forma pela qual a empresa é financiada é irrelevante para o seu valor. Para os autores, o custo de capital da empresa é o mesmo para qualquer nível de endividamento e, portanto, não haveria uma estrutura de capital ótima. Dessa forma, o valor de uma empresa não é função da forma como ela seria financiada, mas sim da sua capacidade de geração dos Fluxos de Caixa e do seu risco operacional. Contudo posteriormente, os próprios Modigliani e Miller (1963) avaliaram o efeito dos impostos na estrutura de capital das empresas, onde verificaram que o benefício fiscal gerado pela utilização de dívidas, decorrente do fato de os juros serem dedutíveis na apuração do imposto de renda das empresas, levaria a um aumento do valor das empresas.

Em contraposição Miller (1977) ressaltou que apesar do benefício fiscal gerado pelo efeito dos impostos na estrutura de capital das firmas, o aumento da dívidas pressiona os Fluxos de Caixa, em razão da obrigação com o pagamento de juros

e amortização do principal, elevando o custo de capital de terceiros e a uma maior probabilidade de falência. Com esse trabalho, Miller (1977) retoma a sua posição inicial, onde a estrutura de capital é irrelevante para a determinação do valor da empresa. Contudo Modigliani (1982) publicou um novo estudo não assumindo essa posição e deixando clara a falta de consenso inclusive entre esses dois pesquisadores.

Este debate gerou diversos estudos que passaram a ser realizados com o objetivo de identificar os fatores que explicassem a forma com que as empresas se financiam, levando em consideração as imperfeições existentes no mercado como impostos, custos de transações, custos de agência e assimetria de informações, formando um conjunto de novas teorias sobre estrutura de capital. Tais imperfeições dificultam a concessão de crédito para as firmas, inibindo emissões de novas ações e justificando o elevado custo da obtenção de recursos externos (FAZZARI; HUBBARD; PETERSEN, 1988).

Neste contexto uma pesquisa que se destaca é a de Myers e Majluf (1984) que analisaram a questão da assimetria de informação nas decisões de investimento das empresas, decorrente do fato dos administradores deterem informações sobre as oportunidades de investimento da empresa que os investidores externos não possuem. Os autores desenvolveram um modelo que avalia a situação de uma empresa já constituída em financiar um novo projeto com valor presente líquido (VPL) positivo.

Adotando também a lógica da sinalização no contexto da assimetria informacional, Myers e Majluf (1984) avaliaram quais fontes a empresa deveria utilizar em seu financiamento. Os autores concluem que para os investidores a utilização de recursos internos sinaliza positivamente ao mercado, pois a empresa seria capaz de empreender projetos de investimento sem a necessidade de levantamento de recursos adicionais, garantindo uma boa rentabilidade aos atuais acionistas.

O financiamento com emissão de dívidas também sinaliza positivamente ao mercado, já que a empresa que o utiliza indica boas perspectivas de aumento de valor por meio de projetos lucrativos. Por fim, a emissão de novas ações representaria um sinal negativo para o mercado, indicando que a empresa estaria com perspectivas futuras ruins podendo compartilhar futuros prejuízos com novos acionistas.

Outros estudos, tais como Doukas (1995) e Koch e Shenoy (1999), empregaram o *q de Tobin* nesta discussão, tratando problemas de relações de agência e sinalização. Koch e Shenoy (1999) reexaminam as teorias de sinalização e da agência sob a hipótese de que o Fluxo de Caixa Livre (FCL) implica em um forte efeito de informação, tanto para empresas com $q > 1$ como para empresas com valor de q próximo a um. Os autores utilizam dados trimestrais de 249 empresas americanas no período de 1979 até 1989. Os resultados encontrados pelos autores na primeira fase de sua pesquisa indicam que a estrutura de capital e a política de dividendos da empresa fornecem importantes informações sobre o Fluxo de Caixa futuro. Observou-se uma relação entre a quantidade de informação sinalizada aos investidores e o indicador *q de Tobin*.

No entanto, as informações provenientes da política de dividendos e da estrutura de capital variam substancialmente entre as empresas, incluindo muitas empresas para as quais a política de dividendos e a estrutura de capital não fornecem importantes informações prévias. Este fato leva os autores a uma segunda fase da pesquisa, onde empregam valores de *q de Tobin* e do *q de Tobin* ao quadrado (q^2) num modelo de regressão associado ao nível de informação que as empresas sinalizam aos investidores.

Neste modelo, Koch e Shenoy (1999) observam uma clara relação entre o *q de Tobin*, a quantidade de informações proveniente da política de dividendos da empresa e da sua estrutura de capital. Essa evidência empírica é coerente com a hipótese do FCL, na qual sugere que a estrutura de capital e a política de

dividendos da empresa fornecem informações prévias aos investidores na escolha de empresas com potencial de maximização de valor.

Já os autores Athey e Reeser (2000), empregam o *q de Tobin* como uma variável para testar a hipótese de mercado eficiente. Os autores estimam um modelo de investimento para 142 empresas na Índia, de 1981 a 1986. Athey e Reeser (2000) dividem a amostra em três grupos: pequenas empresas (ou seja, aquelas que não possuem acesso ao mercado de capitais); grandes empresas com acesso limitado aos mercados de capitais; e grandes empresas com fácil acesso aos mercados de capitais.

Os autores adotam a hipótese de que grandes empresas com fácil acesso aos mercados de capitais terão menores problemas de assimetria de informação. Athey e Reeser (2000) verificaram que os fundos internos são insignificantes no investimento das pequenas empresas, devido à política industrial do Governo indiano que as beneficiavam. As grandes empresas com fácil acesso aos mercados de capitais, também não sofriram impactos significativos dos fundos internos em seus investimentos. Entretanto o investimento de grandes empresas com acesso limitado aos mercados de capitais foi sensível aos fundos internos.

Outros trabalhos, tais como Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), Mcconnell e Servaes (1995) e Klock e Thies (1995), avaliaram a forma de financiamento nas oportunidades de investimento das empresas, empregando o *q de Tobin* e considerando as imperfeições existentes no mercado, como impostos, custos de falência, custos de agência e assimetria de informações, originando assim a teoria moderna de estrutura de capitais.

2.3. Oportunidades de investimento, relações de agência, sinalização e assimetria de informação

Com o intuito de analisar as oportunidades de investimento nas empresas brasileiras de capital aberto, assim como as influências dos efeitos das imperfeições existentes no mercado de capitais nestas oportunidades, é relevante uma breve descrição da pesquisa de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) realizada nos Estados Unidos da América. Os autores foram os primeiros a utilizar um estudo empírico empregando Fluxos de Caixa, *q de Tobin* e tempo de atuação no mercado. Nesta pesquisa os problemas de assimetria de informações em novas empresas e pequenas empresas proporcionam uma maior restrição ao crédito, tornando determinante a disponibilidade de recursos internos para seus investimentos.

Diante disso, os autores utilizam o Fluxo de Caixa das empresas e o *q de Tobin* como variáveis explicativas no modelo de demanda por investimentos. Com dados de empresas do setor manufatureiro dos Estados Unidos da América, entre 1970 e 1984, discriminaram as possíveis empresas com restrições financeiras com base na retenção de lucros. A estrutura inicial do modelo foi:

$$(I / K)_{it} = f(X / K)_{it} + g(CF / K)_{it} + u_{it} \quad \text{Equação 1}$$

Em que:

I_{it} = investimento em plantas e equipamentos da firma i no período t ;

K_{it} = estoque de capital da firma i no período t ;

X_{it} = vetor de variáveis conforme a perspectiva teórica do modelo; e

CF_{it} = Fluxo de Caixa da firma i disponíveis para investimento no período t .

Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) utilizam a variável X que representa o vetor de variáveis correspondendo ao debate das diferentes abordagens na teoria do

investimento. A variável X foi substituída no modelo conforme a perspectiva teórica, no modelo do acelerador a variável X foi substituída pelo nível de vendas da firma. No modelo neoclássico o autor adotou uma especificação empírica proposta por Jorgenson (1971) que utilizou uma transformação da demanda ótima por capital com base na função de produção Cobb-Douglas. Já no modelo q de Tobin a variável X é substituída pelo q de Tobin das firmas.

A variável CF indica o montante de fundos internos disponíveis para o investimento, o qual, através da função g indica o grau de sensibilidade do investimento às flutuações. A função f indica o grau de sensibilidade do investimento conforme o modelo teórico especificado. Todas as variáveis foram divididas pelo montante de estoque de capital (k) no início do período corrente.

Os autores argumentaram que para empresas com rápido crescimento e com grandes oportunidades de investimentos em relação à disponibilidade de seu Caixa, dado que a diferença dos custos de financiamento interno e externo seja pequena, o grau de retenção de lucros pouco afetaria seus investimentos, visto que estas empresas poderiam atender sua necessidade de crédito através de empréstimos de terceiros.

Contudo, havendo uma grande diferença entre os custos de financiamento interno e externo, o grau de retenção de lucros afetaria seus investimentos. Os autores explicam que esta diferença tornaria oneroso, ou mesmo inviável, o financiamento de seus investimentos através dos créditos bancários ou mercados de capitais. Desta forma os autores relatam que os investimentos de firmas com baixa distribuição de dividendos seriam sensíveis a flutuações em seus Fluxos de Caixa, dado que essas firmas enfrentariam maiores restrições financeiras.

Através da relação entre dividendos e rentabilidade das empresas, Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) classificaram as firmas em três classes, condicionando a permanência de tal razão inferior a determinado valor por um determinado

período de tempo. As empresas da primeira classe deveriam satisfazer a condição onde a razão dividendos por renda seria inferior a 0,1 por pelo menos 10 anos. A segunda classe agrupava as empresas com razão dividendos por renda superior a 0,1, mas inferior a 0,2 por pelo menos 10 anos. E a terceira classe as empresas com razão dividendos por renda superior a 0,2.

Após os autores examinarem diversas estatísticas das três classes, eles elaboraram dois modelos para cada classe: um explicando os investimentos somente pelo *q de Tobin* e o outro pelos Fluxos de Caixa correntes e defasados em um período. Os resultados da pesquisa corroboraram com os resultados teóricos previstos, segundo os quais haveriam diferenças substanciais entre as classes de empresas, sugerindo que a disponibilidade de recursos internos afetariam os investimentos.

Em uma pesquisa mais recente os autores Mcconnell e Servaes (1995) e Klock e Thies (1995), interpretam o *q de Tobin* como um indicador das oportunidades de crescimento da firma. A idéia principal é que firmas com *q* elevado sinalizam aos gestores a possibilidade de novos investimentos de capitais, em comparação com as que exibem um *q* mais baixo, pois os mercados financeiros examinam todas as medidas que uma empresa apresenta.

Mcconnell e Servaes (1995) utilizam o *q* como um indicador das oportunidades de crescimento rentável das empresas, como alternativa ao uso do índice preço/lucro. Dado que o nível de crescimento pode ser avaliado como a capacidade que a empresa possui em obter novos projetos com rendimento maior que seu custo de capital, ou seja, projetos com VPL positivos, os autores observam o fato de que o endividamento das empresas possui aspectos positivos e negativos, dependendo da disponibilidade de projetos com valor presente líquido positivo.

Os autores relataram que os efeitos positivos e negativos do endividamento estão em todas as empresas. Contudo, as empresas com muitas oportunidades de

crescimento teriam um predominante efeito negativo do endividamento, pois em algum momento, os seus gerentes seriam forçados a rejeitarem projetos com VPL positivo. Similarmente, para as empresas que têm poucas oportunidades de crescimento, o efeito positivo do endividamento tende a ser predominante, pois evitará que os gestores executem projetos com VPL negativo.

McConnell & Servaes (1995) obtiveram resultados empíricos indicando que as empresas com poucas oportunidades de crescimento devem se endividar para aumentar o seu valor (efeito positivo do endividamento), enquanto que as empresas com muitas oportunidades de crescimento devem se financiar com capital próprio para aumentar o seu valor (efeito negativo do endividamento). Pois caso as empresas adotem estratégias que contrariem o equilíbrio de interesses entre os acionistas, os credores e seus administradores, estas serão penalizadas pelo mercado, que reduzirá a sua avaliação, impactando no preço de mercado das ações e da dívida.

Este fato encontra-se respaldo na literatura da teoria da sinalização, segundo a qual uma empresa pode financiar suas novas oportunidades de investimento por meio de seu capital próprio ou através do capital de terceiros. A opção por financiar o investimento por meio de dívidas sinaliza ao mercado que a administração acredita que suas ações estão subavaliadas. Essa decisão representa um sinal positivo ao mercado, pois a riqueza produzida pelo novo investimento será absorvida apenas pelos atuais acionistas. Segundo essa teoria, para evitar uma sinalização negativa ao mercado e reduzir o valor da empresa, estas optam por manter uma reserva de capacidade de endividamento para utilização em futuros investimentos.

Klock e Thies (1995) utilizam a variável q de *Tobin* para testar hipóteses relacionadas à teoria da agência, onde buscaram demonstrar que a presença sistemática de um baixo valor de q nas empresas, podem fazer com que os

administradores apliquem recursos em projetos com valor presente líquido negativo, pois tais empresas encontram-se com problemas de sobreinvestimento.

Conforme ressaltado por Stulz (1990) as políticas de financiamento são importantes e, portanto, relevantes para o valor da empresa, na medida em que elas reduzem o custo de agência advindo da liberdade que os gestores possuem nas decisões administrativas da empresa. Para reduzir os custos do sobreinvestimento, os acionistas forçam os gestores a emitir dívidas quando se espera que a empresa acumule um alto volume de fundos internos e tenha poucas oportunidades de crescimento. Contudo, o pagamento do serviço da dívida aumenta os custos do subinvestimento, pois os gestores seriam incapazes de convencer os acionistas de que lhes faltam recursos para investir em bons projetos.

Como alternativa para reduzir os custos do subinvestimento, os acionistas tendem a emitir novas ações visando aproveitar as oportunidades de crescimento, proporcionadas pelo valor de mercado da empresa superior ao seu valor contábil. O autor relata também que a emissão de ações aumenta o volume de recursos sob o controle gerencial, diminuindo os custos do subinvestimento, contudo aumentando os custos de sobreinvestimento. Desta forma Stulz (1990), conclui que dentro desse modelo, as políticas de financiamento podem conter ambos os custos, mas não ambos simultaneamente.

Esta proposição é conhecida na literatura de finanças como “hipótese do Fluxo de Caixa Livre”, segundo a qual há potenciais conflitos de interesse entre acionistas e administradores. Tais conflitos se originam do comportamento de seus administradores que, ao procurarem atender seus próprios interesses, como a obtenção de salários altos e outros benefícios, contrariam os interesses dos acionistas, reduzindo suas riquezas.

Outros trabalhos envolvendo esta hipótese foram apresentados por Doukas (1995); Blanchard, Lopez-de-Silanes e Shleifer (1994); Lang e Litzemberg (1989) e Koch e Shenoy (1999), nos quais classificam as empresas em três tipos básicos:

- a) as maximizadoras de valor, apresentando um *q de Tobin* mais próximo a um, pois aproveitam todas as oportunidades disponíveis para expansão rentável de seu negócio.
- b) as expostas a problemas de sobreinvestimento, com *q* menor que um, que tenderiam aplicar recursos em projetos destruidores de valor¹.
- c) as expostas a problemas de subinvestimento, com *q* maior que um, deixando de aproveitar oportunidades lucrativas em novos investimentos.

Com a finalidade de uma melhor compreensão do tema proposto é necessário realizar um levantamento dos usos do *q de Tobin* nas áreas de economia e finanças. Apresentando, posteriormente, uma breve discussão da problemática da estrutura de capital e das imperfeições existentes no mercado que influenciam decisivamente nas oportunidades de investimento das empresas.

¹ Projetos destruidores de valor são projetos que na prática apresentam valores presentes líquidos negativos. O retorno destes projetos será menor que o investimento inicial. Outro fator preponderante para este fato é o custo de oportunidade, no qual mesmo que a empresa obtenha uma lucratividade positiva ao investir nestes projetos, esta poderia obter maior rentabilidade ao investir em projetos que não são considerados destruidores de valor.

2.4. O *q* de Tobin

De acordo com Chirinko (1993), a teoria *q* de investimento foi introduzida ainda na obra de Keynes (1936) e reformulada Tobin e Brainard (1968) e posteriormente por Tobin (1969), como um pré-indicador do futuro investimento de uma firma. Tobin (1969) destaca que o investimento deve ser uma função crescente da razão entre o valor da firma e o custo de aquisição dos equipamentos e estruturas nos seus respectivos mercados. Essa razão, denominada *q* de Tobin, representa a relação entre o aumento no valor da firma resultante da instalação de uma unidade adicional de capital e seu custo de reposição.

Em sua formulação básica o *q* de Tobin pode ser definido como o valor de mercado das ações (ou capital próprio da firma) acrescido do valor de mercado das dívidas (ou capital de terceiros empregado), representando o valor de mercado total da empresa por estas duas variáveis em seu numerador. Em seu denominador tem-se o custo de reposição do capital (ou valor de reposição dos ativos da firma) que implica no desembolso monetário necessário para comprar a capacidade produtiva da firma, com a mais moderna tecnologia disponível por um custo mínimo (TOBIN, 1969). Sendo assim:

$$q = \frac{VMA + VMD}{VRA} \quad \text{Equação 2}$$

Em que:

VMA = o valor de mercado das ações da firma;

VMD = o valor de mercado das dívidas, sendo “VMA+VMD” o valor de mercado total da empresa; e

VRA = o valor de reposição dos ativos da firma.

O *q* de Tobin foi definido originalmente como a relação entre o valor de mercado do capital de terceiros e o valor de mercado do capital próprio da empresa dividido pelo valor de reposição de seus ativos físicos, equação (2). O autor observou que

quando o incremento no valor de mercado da firma exceder o custo de reposição, as firmas desejarão aumentar seu estoque de capital, ao passo que quando esse incremento no valor de mercado da firma for menor que o custo de reposição, as firmas desejarão diminuir o seu estoque de capital. Esta razão é denominada pela literatura como *q marginal*.

Sua utilização impõe consideráveis desafios aos pesquisadores, como as estimativas da variável, que precisam ser feitas a partir dos dados reais, envolvendo importantes considerações metodológicas. No entanto, devido à dificuldade de mensuração dessa variável, utiliza-se a razão do valor de mercado do estoque de capital existente e seu custo de reposição, razão denominada *q médio*, onde as empresas baseiam suas decisões de investimento na razão entre o valor de mercado do capital instalado (mensurado através do mercado de capitais) e o custo de reposição do capital instalado (mensurando o capital como se fosse comprado hoje).

Assim os empresários poderiam aumentar o valor de mercado de suas empresas adquirindo mais capital, ou seja, realizando investimento. Neste contexto o quociente conhecido como o *q de Tobin* consolidou-se como uma variável que apresenta diferentes aplicações em pesquisas nas áreas de economia e finanças, assim como diferentes modelagens, objetivando mensurar adequadamente a variável *q*. Assim sendo, pretende-se apresentar a seguir um breve levantamento dos modelos teóricos mais relevantes envolvendo o *q de Tobin*.

2.4.1. O modelo de Lindenberg e Ross

O trabalho de Lindenberg e Ross (1981) é amplamente aceito na literatura como o pioneiro na tentativa de construir um método que aproximasse adequadamente o *q* teórico daquele estimado a partir de dados reais. Assumindo que o *q* médio pode ser expresso por meio de sua definição original, como expresso na Equação

2, Lindenberg e Ross (1981) estimaram cada um de seus parâmetros objetivando a aplicabilidade de dados reais.

O capital próprio da firma é representado por seus títulos, sendo que nas Sociedades Anônimas estes são as ações emitidas pela empresa, podendo ser divididas entre ordinárias e preferenciais, tornando-se automático o cálculo de *VMA*, no caso em que estas ações são negociadas publicamente (em bolsas de valores), bastando multiplicar o número de ações emitidas pela empresa por seu preço publicamente cotado, assumindo-se assim, que a cotação em bolsa representa adequadamente o valor de mercado dos títulos. Assim, para firmas negociadas publicamente, Lindenberg e Ross (1981) consideram superado o problema da estimativa do *VMA*.

Na estimativa do *VMD*, não é possível obter os valores num mercado secundário líquido para títulos de dívida de diferentes perfis das empresas, pois se assim fosse possível, o procedimento seria análogo ao utilizado no cálculo do *VMA*, podendo também ser o problema considerado superado. Contudo, mesmo nos Estados Unidos onde existe um importante mercado público de títulos da dívida de empresas, Lindenberg e Ross (1981) observaram que grande parte do volume é negociado fora dos pregões das bolsas, fazendo com que as informações publicamente divulgadas freqüentemente não reflitam o real valor de mercado desses títulos. Como uma saída a este impasse, os autores separam o total das dívidas em duas categorias: dívidas de curto prazo e dívidas de longo prazo. Já as dívidas de curto prazo têm seu valor assumido como idêntico ao seu valor contábil, definidas como as dívidas que fazem parte do passivo circulante e que vencem até o fim do próximo exercício contábil.

As dívidas de longo prazo ficam, portanto, definidas como aquelas com vencimento após o período estipulado de vencimento das dívidas de curto prazo. Lindenberg e Ross (1981) desenvolveram um elaborado procedimento no cálculo de seu valor de mercado aproximado. De maneira geral, tem-se como princípio o

argumento de que o preço de um título de dívida é função de sua maturidade, ou seja, do período de tempo até seu vencimento, dos juros periódicos pagos (ditos *cupons*), do valor de face do título (*principal*) e da taxa de retorno exigida pelos credores (*yield*). Sendo assim o valor de mercado de um título será:

$$VMT_i = \sum_{t=1}^{T_i} \frac{c_{it}}{(1+I_i)^t} + \frac{VFT_i}{(1+I_i)^{T_i}} \quad \text{Equação 3}$$

Em que:

VMT_i = o valor de mercado de um título i ;

T_i = o prazo até o vencimento do título i ;

c_{it} = os juros pago pelo título i no tempo t ;

I_i = a taxa de retorno exigida pelos credores (mercado); e

VFT_i = o valor de face do título.

Assumindo que a dívida de longo prazo da firma pode ser representada por um conjunto de N títulos com diferentes características, pode-se determinar o valor de mercado da dívida de longo prazo ($VMDlp$) como a somatória dos valores dos títulos individuais:

$$VMDlp = \sum_{i=1}^N VMT_i \quad \text{Equação 4}$$

Tem-se que o valor de mercado das dívidas totais (VMD) é a soma de $VMDlp$ com as dívidas de curto prazo. Já o valor de reposição dos ativos (VRA), será definido como o desembolso monetário necessário para comprar a capacidade produtiva da firma ao mínimo custo e com a mais moderna tecnologia disponível. Isso é observado por Lindenberg e Ross (1981) como uma tarefa de maior dificuldade do que as descritas anteriormente, devido principalmente pela inexistência de mercados ativos para bens de capital usados.

Na estimação do VRA é necessário ajustar os valores contábeis não apenas pela variação dos preços na economia, como também pela variação tecnológica ocorrida no periódico e pela depreciação “real” dos ativos, em oposição à depreciação contábil. Ou seja, o valor de reposição dos ativos da empresa é obtido pelo ajuste do patrimônio líquido da empresa (valores históricos) após uma reavaliação de seus ativos e passivos (valores de mercado).

Desta forma, Lindenberg e Ross (1981), agrupam os ativos da firma em três grandes categorias: instalações e equipamentos; estoques; e outros ativos, que incluem ativos líquidos como Caixa e títulos negociáveis e terrenos, ficando por suposição estes outros ativos com o valor contábil igual ao seu valor de reposição, restando a estimação do valor de reposição das duas primeiras categorias. Assim, Lindenberg e Ross (1981) definem o custo ou valor de reposição dos ativos como:

$$VRA = AT + VRI - VHI + VRE - VHE \quad \text{Equação 5}$$

Em que:

AT = o ativo total contábil;

VRI = o valor de reposição das instalações e equipamentos;

VHI = o valor histórico das instalações e equipamentos;

VRE = o valor de reposição dos estoques; e

VHE = o valor histórico dos estoques.

Segundo Lindenberg e Ross (1981), o valor de reposição das instalações e equipamentos da firma, sofrerá variações no tempo como consequência das variações no nível de preço, das mudanças tecnológicas, da depreciação econômica real e de seus correspondentes investimentos. Baseado nestas considerações, os autores desenvolvem uma equação recursiva, relacionando estes efeitos entre si, a fim de estimar o VRI . O processo implica na escolha arbitrária de um valor contábil inicial (VHI_0), assumindo como igual ao valor de reposição. A partir desta escolha inicial, corrige-se anualmente os valores de

instalações e equipamentos pela inflação, por uma taxa de depreciação real estimada, por uma taxa de progresso técnico, também estimada e pelo montante de investimento realizado pela firma.

Para estimar o valor de reposição dos estoques da firma é necessário um ajuste pela variação dos preços da economia, sendo que a forma como estes ajustes devem ser feitos dependerá do método de avaliação dos estoques utilizado pela empresa. Se o método é o *PEPS* (primeiro a entrar - primeiro a sair), os itens vendidos são lançados no custo pelo preço mais antigo, fazendo com que os itens permanentes no estoque e que aparecem no balanço da empresa sejam contabilizados pelos preços mais recentes, já incorporado o efeito da inflação. No caso dos itens nos estoques serem mais recentes, então para uma boa estimativa de seu valor de reposição bastará utilizar o seu valor histórico (contábil), dispensando quaisquer ajustes.

No entanto caso o método for o *UEPS* (último a entrar - primeiro a sair), os itens vendidos são aprimorados pelos valores mais recentes, deixando em estoque os itens com valores mais antigos (defasados), fazendo-se necessário um ajuste pela variação de preços no período. Tem-se ainda, o método largamente utilizado no controle dos estoques das empresas brasileiras, realizado através do custo médio de suas mercadorias. Lindenberg e Ross (1981) descrevem uma equação recursiva para a estimação do *VRE* seguindo um raciocínio análogo à fórmula para as instalações e equipamentos da firma, arbitrando um período inicial, no qual o valor de reposição dos estoques é igualado ao seu valor contábil, sendo corrigidos anualmente desde então por um índice de inflação.

A partir dos procedimentos descritos anteriormente, Lindenberg e Ross (1981) estimaram o valor do q para 246 firmas em 18 diferentes anos (1960-1977), utilizando em sua análise o q obtido a partir da média aritmética dos 18 valores de q encontrados.

2.4.2. O modelo de Lewellen e Badrinath

O modelo de Lewellen e Badrinath (1997) apesar de apresentar procedimentos básicos na estimação dos valores de mercado do capital próprio e de terceiros similares aos descritos pelo modelo de Lindenberg e Ross (1981), denominado a partir de agora de *L&R*, propõem um método aperfeiçoado em relação a este, sobretudo ao tratarem a estimação do valor de reposição dos ativos.

Lewellen e Badrinath (1997) criticam o modelo *L&R* no procedimento referente à escolha de um período inicial arbitrado quando o valor contábil é igualado ao valor de reposição dos ativos, a partir do qual são feitos os ajustes inflacionários e de depreciação. Tem-se ainda uma crítica referente à suposição implícita de que a firma nunca retira ativos da sua conta de instalações e equipamentos. Desta forma, o modelo *L&R* prevê que todos os ativos neste modelo sejam depreciados até o fim, promovendo uma subavaliação dos novos investimentos quando ocorrerem retiradas. Pela mesma razão o montante da depreciação estimado será super avaliado. Tais efeitos, de acordo com Lewellen e Badrinath (1997), podem levar a grandes distorções nas estimativas finais.

Visando solucionar tais distorções, Lewellen e Badrinath (1997), propõem o cálculo correto dos novos investimentos realizados a cada período, sendo obtidos através da soma da variação dos ativos fixos líquidos (equipamentos e instalações) de um ano para o outro à depreciação do período corrente. Desta forma, faz-se a conta ano a ano, iniciando no período atual e retrocedendo no tempo, até que a soma dos investimentos calculados seja igual ao valor contábil dos ativos fixos brutos no momento da estimação. Assim, ter-se-á estimado a vida econômica aproximada dos equipamentos e instalações da firma. Em relação ao período inicial, quando os valores contábeis e de reposição devem ser igualados, não necessita ser arbitrado, pois será obtido pela vida econômica do ativo (FAMÁ; BARROS, 2000).

A partir do cálculo dos novos investimentos, também é possível estimar corretamente os montantes de depreciação dos ativos, bem como quanto foi retirado da conta em cada ano. Para os custos de reposição dos estoques, são propostos pequenos ajustes visando considerar as diferenças de métodos de avaliação do estoque de uma empresa específica e seu impacto sobre os ajustes de preços (FAMÁ; BARROS, 2000).

2.4.3. O modelo de Lee e Tompkins

Em seu modelo, Lee e Tompkins (1999), sugeriram um aperfeiçoamento no procedimento de Lewellen e Badrinath (1997). Os autores argumentam que os somatórios dos investimentos, calculados da forma descrita no modelo de Lewellen e Badrinath (1997) freqüentemente não convergirão para o valor total dos ativos fixos brutos, registrados no momento da estimação do q . Isto ocorre devido à falta de dados suficientemente “recuados” no tempo para muitas empresas, ou seja, devido em grande parte à falta de uma série histórica de dados das empresas.

Nestes casos, não será possível estimar adequadamente a vida econômica dos ativos, sendo o pesquisador obrigado a restringir o tamanho da amostra de maneira a contemplar apenas as firmas que possuem uma série histórica de dados. Lee e Tompkins (1999) procuraram solucionar tais limitações fazendo uma média aritmética dos investimentos calculados para os anos nos quais há dados disponíveis. Este investimento médio é utilizado, então, para preencher as lacunas, ou seja, os anos que faltam para a convergência. No último ano, utiliza-se um valor residual, de forma que o somatório dos investimentos seja igual ao valor contábil atual dos ativos fixos brutos, possibilitando a estimativa de sua vida econômica relevante.

2.4.4. O modelo aproximado de Chung e Pruitt

Uma alternativa aos modelos tradicionais de cálculo do *q de Tobin*, tidos como teoricamente corretos, como os propostos por Lindenberg e Ross (1981), por Lewellen e Badrinath (1997) e por Lee e Tompkins (1999), são os modelos de aproximação como o modelo sugerido por Chung e Pruitt (1994). O modelo de Chung e Pruitt (1994), doravante denominado *C-P*, define um *q aproximado* simplesmente como:

$$q = \frac{VMA + D}{AT} \quad \text{Equação 6}$$

Em que:

VMA = valor de mercado das ações ordinárias e preferenciais negociadas na Bolsa de Valores, multiplicando o número total de ações ordinárias pelo seu preço de cotação;

AT = o ativo total da firma avaliado por seu valor contábil; e

D = definido como o valor da dívida da empresa.

Para o cálculo do valor da dívida da empresa tem-se que:

$$D = VCD_{cp} - VCR_{cp} + VC_{est} + VCD_{lp} \quad \text{Equação 7}$$

Em que:

VCD_{cp} = o valor contábil da dívida de curto prazo;

VCR_{cp} = o valor contábil dos recursos disponíveis da firma;

VC_{est} = o valor contábil dos estoques; e

VCD_{lp} = o valor contábil das dívidas de longo prazo.

Utilizam-se apenas dados contábeis, com exceção de *VMA*, sendo que o valor de reposição dos ativos é aproximado por *AT*, e *D* representa as dívidas de curto prazo menos os ativos circulantes mais líquidos somadas ao valor contábil das

dívidas de longo prazo, podendo assim se calcular o q facilmente a partir de informações simples, encontradas nos demonstrativos financeiros das firmas.

A diferença chave entre os métodos de *L&R* e o método *C-P* se dá pela aproximação do valor de substituição de recursos por seus valores nominais. Em um teste comparativo Chung e Pruitt (1994) compararam seu método de aproximação com o desenvolvido por Lindenberg e Ross (1981), utilizando ambos os procedimentos para 10 diferentes amostras de empresas norte-americanas entre 1978 e 1987, sendo que a menor destas amostras compunha-se de 1.201 firmas.

Os resultados obtidos mostraram que em uma regressão comparando a estimativa do q obtido pelo o método *C-P* e do q obtido pelo método *L&R*, no mínimo 96,6% do q obtido pelo método (teoricamente mais robusto) de Lindenberg e Ross (1981) foi explicado pelo q *aproximado* de Chung e Pruitt (1994). Atestando uma considerável proximidade entre o método mais tradicional *L&R* e o método simplificado *C-P*.

3. METODOLOGIA

3.1. Perspectiva filosófica

Dado os diversos enfoques de se classificar a produção de conhecimento científico, o trabalho de Burrell e Morgan (1979) tem tido um grande impacto nos estudos sociais e administrativos, mesmo adotando uma divisão rígida do conhecimento social em quatro paradigmas, mutuamente exclusivos. Apesar do esquema de Burrell e Morgan (1979) ter uma tendência dualista dentro das ciências sociais (individual *versus* societal, ação *versus* estrutura, objetivista *versus* subjetivista, etc.), este proporcionou uma abertura de espaço para análises radicais tanto de algumas especialidades da administração como dos estudos sociais em geral.

Neste contexto, a presente pesquisa posiciona-se como positivista de acordo com os quadrantes apresentados por Burrell e Morgan (1979), utilizando basicamente de uma abordagem quantitativa, uma vez que prevê o emprego de dados secundários e a mensuração de variáveis preestabelecidas, na análise de suas inter-relações para avaliar oportunidades de investimento, conjuntamente com a variável *q de Tobin*, em empresas brasileiras de capital aberto que tiveram participação no índice BOVESPA (Ibovespa) entre o período de 1994 a 2009.

3.2. Perspectiva instrumental

3.2.1. O método de mensuração das variáveis *q de Tobin* e Fluxo de Caixa

A mensuração das variáveis *q de Tobin* e Fluxo de Caixa têm por objetivo analisar o comportamento do *q de Tobin* e da variável de controle Fluxo de Caixa das

empresas brasileiras de capital aberto que tiveram participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009

3.2.1.1. Os métodos de mensuração do Fluxo de Caixa Descontado, do Fluxo de Caixa Livre e do Fluxo de Caixa Bruto

O método de avaliação baseado Fluxo de Caixa Descontado (FCD) é aquele que tem como base o cálculo do valor de uma empresa determinado pelos Fluxos de Caixa gerados por um período pré-determinado. Sob esses fluxos é aplicada uma taxa de desconto, que geralmente incorpora o risco condizente ao investimento realizado (DAMODARAN, 2003).

$$VP = \frac{F_1}{(1+d)^1} + \frac{F_2}{(1+d)^2} + \dots + \frac{F_n}{(1+d)^n} \quad \text{Equação 8}$$

Em que:

VP = Valor Presente esperado;

F_n = Fluxo de Caixa do período;

d = Taxa de desconto aplicada;

n = número de períodos.

A taxa de desconto pode provocar uma grande diferença no resultado obtido, pois pode incorporar a taxa de retorno esperado pelos investidores e seu respectivo custo de oportunidade, bem como a taxa de inflação prevista.

O período de avaliação deve considerar o objetivo da avaliação, ou seja, se a empresa avaliada promoverá o encerramento de uma empresa, se apresenta um crescimento ascendente ou descendente ou mesmo se o investimento tem um prazo definido. Segundo Damodaran (2003), essa metodologia é a mais fácil de ser utilizada em empresas que apresentem Fluxos de Caixa positivos, os quais possam ser estimados de forma confiável para os períodos futuros, além disso, é

necessária a existência de um substituto para o custo de oportunidade que possa ser utilizado para obtenção de taxas de descontos. Desta forma o autor relata que a técnica de avaliação por Fluxos de Caixa Descontados reúne todos os elementos que afetam o valor da empresa de maneira abrangente e constitui-se em técnica econômica refletindo de forma consistente o valor da empresa em relação ao valor obtido a partir de técnicas contábeis, as quais se baseiam no lucro contábil e não no investimento exigido para gerar os lucros.

Contudo o autor reconhece que o método de avaliação por Fluxos de Caixa Descontados pode necessitar de algumas adaptações em função de certas circunstâncias como as apresentadas a seguir:

- 1) Empresas com prejuízos. Nesse cenário, o FCD constitui-se de difícil aplicabilidade, pois requer a estimativa dos Fluxos de Caixas até se tornarem positivos; havendo perspectivas de geração de lucros futuros, é necessário efetuar algumas adaptações, tais como avaliar a empresa em vez do Patrimônio Líquido, usar lucros normalizados ou médios e estimar Fluxos de Caixa para períodos de transição. Se houver indícios de falência, o método de FCD não deverá ser utilizado. Nesse caso, pode-se utilizar o valor de liquidação ou modelos de avaliação de opções, sendo que este último método poderá tornar-se impraticável para avaliação de empresas de pequeno porte, em razão da complexidade dos dados de entrada necessários. Damodaran (2007) relata que em função desses problemas, torna-se necessário realizar alguns ajustes no modelo de FCD a fim de empregá-lo na avaliação de empresas que possuem essas características. A solução desse problema dependerá do grau de dificuldade a qual a empresa se encontra.

- 2) Empresas Cíclicas. São empresas que apresentam seus resultados de forma periódica, inerente as atividades que exercem. Tem-se também empresas que acompanham o desempenho da economia, quando a

economia está atravessando um período de recessão, os lucros se reduzem, e na medida em que a economia está num período de alto crescimento, os lucros também crescem. Damodaran (2007) destaca que é importante considerar a ciclicidade dos resultados do ano-base, bem como a incorporação dos efeitos da volatilidade dos lucros sobre o valor da empresa.

- 3) Empresas com ativos não utilizados ou subutilizados. O valor projetado da empresa que possui ativos não utilizados não irá refletir o valor desses ativos, uma vez que estes não estão produzindo resultados. Porém, se a empresa possuir ativos subutilizados, seu valor será subavaliado. Nesse caso deve-se apurar o valor de mercado desses ativos externamente, e somá-lo ao valor obtido na avaliação pelo FCD, ou estimar o valor total como se esses estivessem em plena utilização.
- 4) Empresas com opções de produtos. Os FCD dessas empresas possuem limitações de não avaliar adequadamente a empresa quando ela possui ativos que estão sendo utilizados, como por exemplo: opções de produtos, patentes e direitos autorais, e que não produzem resultados, mas podem ser valiosos no futuro. Damodaran (2007), como o valor da empresa geralmente decorre dos ativos existentes e das oportunidades de crescimento futuro, o valor dos ativos será apreendido pelo Fluxo de Caixa e o valor das oportunidades estará refletido na taxa de crescimento esperada.
- 5) Empresas em processo de reestruturação. A dificuldade de avaliar as empresas em processo de reestruturação consiste no fato de que normalmente as mudanças nelas ocorridas se refletem na sua estrutura organizacional e de capital, tornando mais difícil uma estimativa de Fluxos de Caixa Futuro e afetando o grau de risco da empresa. Os Fluxos de

Caixa Futuros dessa avaliação deverão refletir os novos negócios e riscos causados pelas mudanças ocorridas.

- 6) Empresas envolvidas em aquisições. No caso de avaliação de empresas adquiridas em combinações de negócios, é necessário verificar a existência ou não de sinergia na combinação se o seu valor pode ser estimado, e, se houve mudança de gerencia sobre os Fluxos de Caixa e risco. Conforme Martelanc, Pasin e Cavalcante (2005), a sinergia é extremamente importante em processos de fusões e aquisições. Ela deve ser mensurada pelas organizações adquirentes na análise de uma transação e justifica os ágios e/ou acelera e incentiva uma aquisição.

- 7) Empresa de capital fechado. Apesar de não ser objeto de estudo desta pesquisa, Damodaran (2007) relata que a dificuldade na avaliação desse tipo de empresa é a medição do risco e taxa de desconto, em função de que a maioria dos modelos de risco e retorno exige estimativas para os parâmetros de risco a partir de preços históricos do ativo, objeto da análise.

Copeland, Koller e Murrin (2002) relatam que a metodologia de avaliação por Fluxos de Caixa Descontados é muito utilizada para analisar aceitação ou não de novos investimentos, e baseia-se no conceito de que um investimento agrega valor quando gera um retorno acima daquele gerado pelo investimento de risco semelhante, ou seja, uma empresa que gera retorno mais alto precisará investir menos para gerar Fluxos de Caixa mais alto.

O Fluxo de Caixa Livre (FCL) utiliza o Fluxo de Caixa Operacional (FCO), ou seja, o fluxo proveniente das operações da empresa após os impostos sem considerar a estrutura de financiamento da empresa. Assim, o FCL representa o total de dinheiro disponível na empresa após considerar os investimentos em ativos permanentes e necessidades de capital de giro, assumindo que não existe

pagamento de juros oriundos de despesas financeiras. Deve ser adicionando também as despesas que não geram saídas de caixa, por exemplo, a depreciação e a amortização.

Conforme Copeland, Koller e Murrin (2002), o Fluxo de Caixa Livre de uma empresa deve ser igual ao seu Fluxo de Caixa de Financiamento. Ou seja, o total de dinheiro gerado pelas operações da empresa acrescido, caso exista, do Fluxo de Caixa Não-Operacional, precisa ser igual ao pagamento líquido para todos os credores e acionistas da empresa. Caso o Fluxo de Caixa Livre seja negativo, este precisa ser igual aos investimentos, descontado os impostos, providos pelos credores e acionistas. Os autores descrevem a metodologia para a obtenção do FCL, da seguinte forma:

(=) Receitas líquidas
(-) Custo de Produtos Vendidos
(-) Despesas Operacionais
(=) Lucro Bruto
(+) Despesas Operacionais
(-) Depreciação
(=) Lucro Operacional
(+/-) resultados não operacionais
(=) Lucro Antes do Imposto de Renda
(-) Impostos de Renda
(=) Lucro Operacional após o imposto de Renda
(+) Depreciação
(=) Fluxo de Caixa Bruto
(-) Investimentos Permanentes
(-) Investimentos Circulantes (Capital de Giro)
(-) Outros Investimentos
(=) Fluxo de Caixa Livre

Figura 2: Metodologia para obtenção do Fluxo de Caixa.

Fonte: Damodaran 2007.

Observa-se que a metodologia para a obtenção do Fluxo de Caixa Livre, origina-se através do Fluxo de Caixa Bruto, no qual a diferença entre os dois se dá pelo os investimentos totais realizados pela empresa.

3.2.1.2. O modelo empregado para o cálculo do *q de Tobin*

Embora tenham sido propostos na literatura vários métodos para calcular o indicador de desempenho *q de Tobin*, o método considerado de maior robustez foi desenvolvido por Lindenberg e Ross (1981). Contudo, estudos realizados comprovam que aproximações diferentes tendem a gerar valores semelhantes de *q* (CHUNG; PRUITT, 1994). Deste modo optou-se por usar o método de aproximação de Chung e Pruitt (1994) para o cálculo do indicador *q de Tobin*, no qual a diferença chave entre o método *L&R* e o método *C-P* se dá pela aproximação do valor de substituição de recursos por seus valores nominais. Observa-se também, como justificativa ao uso desta simplificação, a indisponibilidade de informações necessárias para o emprego de métodos mais sofisticados, como o método mais tradicional proposto por Lindenberg e Ross (1981).

O método *C-P*, define um *q aproximado* como:

$$q = \frac{VMao + VCap + VCDlp + VCest + VCDcp - VCRcp}{AT} \quad \text{Equação 9}$$

Em que:

q = o valor aproximado do *q de Tobin*;

VMao = o valor de mercado das ações ordinárias;

VCap = o valor contábil das ações preferenciais da firma;

VCDlp = o valor contábil da dívida de longo prazo da firma;

VCest = o valor contábil dos estoques (inventário) da firma;

VCD_{cp} = o valor contábil da dívida de curto prazo;

VCR_{cp} = o valor contábil dos recursos atuais da firma; e

AT = o valor contábil dos recursos totais da firma.

O valor de mercado das ações ordinárias e preferenciais será calculado simplesmente multiplicando o número de ações ordinárias e preferenciais da firma pela sua respectiva cotação na bolsa de valores. O valor contábil da dívida de longo prazo da firma será obtido através do seu exigível de longo prazo. O valor contábil da dívida de curto prazo se dá através das obrigações atuais da firma, representado pelo seu passivo circulante. Assim como o valor contábil dos recursos atuais da firma será expresso através dos seus ativos circulantes. Já para expressar o valor contábil dos recursos totais da firma empregar-se-á o seu ativo total.

Deve-se ressaltar que o método *C-P* inicialmente foi desenvolvido para o mercado americano onde as ações preferenciais americanas possuem um caráter perpétuo com dividendos fixos e, portanto, são comercializadas como bônus. Já no mercado de capitais brasileiro as ações preferências não apresentam a mesma característica, sendo adotado o valor de mercado das ações preferenciais, ao invés do valor contábil como descrito no método *C-P*. Observa-se ainda que este método utiliza essencialmente dados contábeis, podendo se calcular o q a partir de informações encontradas nos demonstrativos financeiros das empresas. Assim, pretende-se aplicar a metodologia do q *aproximado* de Chung e Pruitt (1994) nas empresas brasileiras, não financeiras, de capital aberto com ações negociadas na BOVESPA, mensurando e analisando o seu comportamento no período de 1995 a 2008.

3.2.2. Simulação de carteiras com base no *q de Tobin*

A simulação de carteiras de investimento utilizando o *q de Tobin* como critério de seleção, tem por objetivo discutir se estratégias de formação de carteiras de investimento utilizando o *q de Tobin* implicam em relações mais vantajosas de retorno aos investidores externos. Após a classificação das empresas com base nos seus valores de *q de Tobin*, serão elaboradas duas carteiras hipotéticas na qual a primeira carteira (*Portfólio A*) será composta por ações de empresas com os mais elevados valores de *q* e a segunda carteira (*Portfólio B*) será composta por ações de empresas com os menores valores de *q*.

Para compor os ativos do *Portfólio A*, utilizar-se-á as empresas que apresentarem valores de *q* superiores ao terceiro quartil da amostra, ou seja, a partir do qual se encontram 25% dos valores mais elevados de *q de Tobin*. E para compor o *Portfólio B* utilizar-se-á os ativos que apresentarem valores de *q* inferiores ao primeiro quartil da amostra. A quantidade de ações que irão compor cada *portfólio* será de no máximo 10 ativos, conforme Cerreta e Costa Jr. (1998) que verificaram para o mercado brasileiro a quantidade de ações que tornam um *portfólio* diversificado, observando que um *portfólio* composto por até 12 ativos é suficiente para usufruir de boa parte dos benefícios da diversificação. Já Brito (1989) concluiu que a maior parte dos benefícios da diversificação seria obtida com uma carteira de média de 8 ações sendo que acima de 20 ações os benefícios seriam praticamente desprezíveis.

O conceito de diversificação está relacionado aos preços dos ativos financeiros não serem perfeitamente correlacionados. Nesse sentido, quando se combinam investimentos em ativos diferentes, uma variação no preço individual pode ser compensada por variações complementares nos outros, reduzindo a variação da carteira de ativos. Segundo Markowitz (1952), com a diversificação e escolha de ativos negativamente relacionados é possível a criação de carteiras com grande redução no risco, mantendo-se o nível do retorno.

A análise de desempenho do *Portfólio A* e do *Portfólio B* será avaliada com o auxílio do *software Excel*[®], conforme a relação risco e retorno proposta inicialmente por Markowitz (1952) na gestão de investimentos, cujas idéias originaram a Moderna Teoria de Carteiras (M.T.C.), que passou a apresentar o risco como fator inerente às decisões de investimentos, ressaltando a importância e os benefícios decorrentes da diversificação de ativos. Markowitz (1952) desenvolveu um método que registra a variância de uma carteira como a soma das variâncias individuais de cada ação e covariâncias entre pares de ações da carteira, de acordo como o peso de cada ação na carteira. O autor relata que a existência de uma carteira de ações que maximiza o retorno esperado e minimiza a variância, e está deve ser a carteira recomendada para o investidor externo (Carteira Ótima).

O modelo de Carteira Ótima proposto por Markowitz (1952) se baseia na hipótese de mercado eficiente em que a carteira ideal pode ser obtida graficamente através de uma reta tangente com origem na taxa de juros livre de risco, sendo que nesta pesquisa optou-se por adotar os rendimentos da caderneta de poupança como o ativo livre de risco. Essa carteira ideal é conhecida como *Portfólio Tangente* que se localiza na Fronteira Eficiente e possui como característica a capacidade de obtenção do maior retorno por unidade de risco, dentre todos aqueles *portfólios* residentes nesta fronteira.

Com base no modelo de construção de carteiras de Markowitz (1952), Sharpe (1964) e Lintner (1965) desenvolveram independentemente o *Capital Asset Pricing Model* - *CAPM*. Esse modelo que mostra que a taxa esperada de retorno de um ativo com risco (ou uma carteira de ativos) em condições de equilíbrio é função de sua covariância com a carteira de mercado. Por ser relativamente simples e intuitivo, o *CAPM* tornou-se um modelo de grande aceitação e vastamente utilizado, servindo de base às designadas medidas tradicionais de avaliação de desempenho. Para Sharpe (1964), no modelo *CAPM*, os investidores escolhem

seu *portfólio* ideal maximizando uma função utilidade que depende apenas do critério média-variância do retorno do *portfólio*.

Os *Portfólios A* e *B* serão acompanhados no decorrer do período amostral selecionado, ou seja, entre janeiro de 1994 e setembro de 2009. Os indicadores de análise de desempenho destas carteiras serão calculados trimestralmente, anualmente e quadrienalmente, obtidos através de uma situação hipotética no qual o investidor externo adquirirá os ativos no início de cada período analisado e apurará seu resultado ao final do respectivo período.

Desta forma, para a simulação de carteiras com base no *q de Tobin* atualizadas trimestralmente, o investidor externo irá hipoteticamente comprar no primeiro dia de cotação do primeiro trimestre de 1994 os *Portfólios A* e *B*, otimizados conforme a M.T.C. e os venderá no último dia de cotação do primeiro trimestre de 1994, apurando imediatamente seus respectivos desempenhos. Posteriormente o investidor externo irá novamente comprar no primeiro dia de cotação do segundo trimestre de 1994 os *Portfólios A* e *B*, otimizados conforme a M.T.C. e os venderá no último dia de cotação do segundo trimestre de 1994, esse procedimento se repetirá até o final do terceiro trimestre de 2009.

O processo de simulação de carteiras com base no *q de Tobin* atualizadas anualmente e quadrienalmente será o mesmo, no qual para as carteiras atualizadas anualmente, o investidor externo irá comprar os *Portfólios A* e *B* no primeiro dia de cotação do ano corrente e os venderá no último dia de cotação deste mesmo ano, enquanto para as carteiras atualizadas quadrienalmente, o investidor externo irá comprar os *Portfólios A* e *B* no primeiro dia de cotação do ano corrente e os venderá no último dia de cotação decorrido os quatro anos seguintes.

Esse procedimento de analisar o desempenho dos *Portfólios A* e *B* trimestralmente, anualmente e quadrienalmente possibilitará verificar se as

estratégias de formação de carteiras de investimento utilizando o q de Tobin são influenciadas pelo tempo que o investidor externo permanece com estes *portfólios*. Considera-se que a atualização trimestral é um período de curto prazo, já a atualização anual como um período de médio prazo e a atualização quadrienal como um período de longo prazo.

Cerreta e Costa Jr. (1998), Jacob (2000) e Varga (2001) discutem medidas de desempenho para avaliação das carteiras que podem ser agrupadas em três classes de indicadores: retorno, risco e retorno ajustado ao risco. Os autores relatam também que o indicador de desempenho mais simples e talvez o mais utilizado na prática, principalmente para os investidores neutros a risco, é o retorno real da carteira.

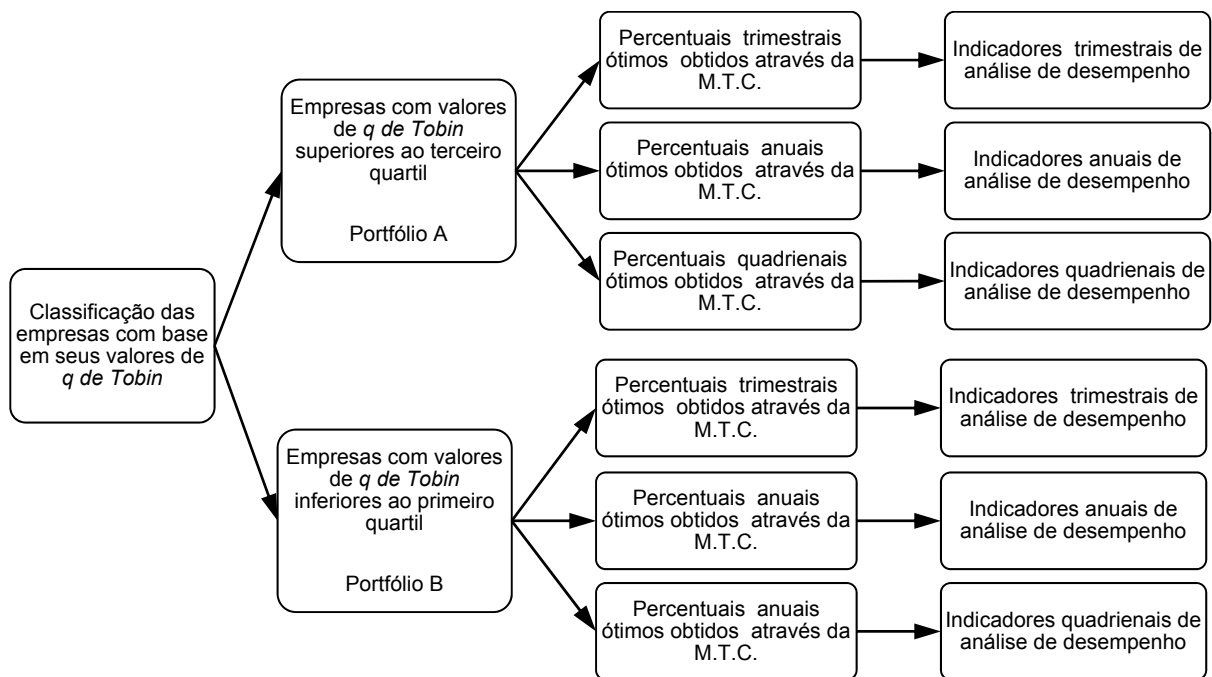


Figura 3: Etapas do processo de simulação de carteiras com base no q de Tobin

Fonte: Elaborado pelo autor.

Apresenta-se a seguir, os indicadores que serão utilizados na análise de desempenho do *Portfólio A* e do *Portfólio B*, objetivando verificar se o emprego do *q de Tobin* na formação de carteiras de investimento implica em relações mais vantajosas de retorno aos investidores externos.

3.2.2.1. Indicadores empregados na análise de desempenho das carteiras

O cálculo dos retornos dos ativos será obtido a partir das séries históricas de preços de fechamento ajustado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA, estimando por meio da seguinte relação:

$$R_{it} = \left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) - 1 \quad \text{Equação 10}$$

Em que:

R_{it} = retorno do ativo i no período t ;

P_{it} = preço de fechamento do ativo i no período t ;

P_{it-1} = preço de fechamento do ativo i no período $t-1$.

O retorno da carteira será o resultado da ponderação dos retornos dos ativos individuais, pelos seus pesos relativos na própria carteira. Assim, a formulação geral do retorno da carteira será:

$$\bar{R}_{p,t} = \sum_{i=1}^n X_i \cdot R_{i,t} \quad \text{Equação 11}$$

Em que:

$\bar{R}_{p,t}$ = retorno da carteira (*portfólio*) no período t ;

$R_{i,t}$ = retornos do ativo i no período t ;

X_i = pesos relativos do ativo i na carteira.

Os retornos serão analisados trimestralmente, anualmente e quadrienalmente.

Para a análise do risco serão calculadas três medidas: desvio-padrão, coeficiente de variação (*Coef. Var.*) e coeficiente beta (Beta) do modelo CAPM. Todas essas medidas serão calculadas com base nos retornos mensais para cada trimestre, ano e quadriênio de modo que se tenha uma série histórica trimestral, anual e quadrienal dessas três medidas de risco. O Beta pelo CAPM será estimado por meio de uma regressão linear simples baseada no método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), considerando-se o excesso de retorno do *portfólio* sobre o excesso de retorno da carteira de mercado, neste caso o Ibovespa, de forma que:

$$\bar{R}_{p,t} = R_{F,t} + \beta_{p,t}(R_{M,t} - R_{F,t}) \quad \text{Equação 12}$$

Em que:

$\bar{R}_{p,t}$ = ao retorno do *Portfólio A* ou do *Portfólio B* no período t ;

$R_{F,t}$ = o retorno do ativo livre de risco no período t , no qual pretende-se utilizar o retorno da poupança como ativo livre de risco;

$R_{M,t}$ = o retorno da carteira de mercado no período t , no qual pretende-se utilizar o Ibovespa como a carteira de mercado;

$\beta_{p,t}$ = o Beta do *Portfólio A* ou do *Portfólio B* no período t .

Em relação aos retornos ajustados ao risco pretende-se utilizar dois indicadores para a análise, o índice de Sharpe (*IS*), o índice de Treynor (*IT*). Essas medidas também serão calculadas com base nos retornos mensais para cada trimestre, ano e quadriênio de modo que também se tenha uma série trimestral, anual e quadrienal dessas duas medidas de retornos ajustados ao risco.

O índice de Sharpe é um exemplo de medidas de desempenho que se apóiam no critério de média-variância, desenvolvido por Markowitz (1952). Sharpe (1964) procurou inicialmente verificar o retorno adequado das carteiras desenvolvendo o

CAPM, dois anos mais tarde, desenvolveu o índice de Sharpe, definido pela razão entre o prêmio pelo risco da carteira e o seu desvio-padrão, representado pela equação:

$$IS = \frac{\bar{R}_{p,t} - R_{F,t}}{\sigma_{p,t}} \quad \text{Equação 13}$$

Em que:

IS = o índice de Sharpe;

$\sigma_{p,t}$ = a volatilidade da carteira, ou seja o risco, mensurado pelo desvio-padrão dos retornos da carteira.

Sharpe, Alexander e Bailey (1999) denominam IS de “razão prêmio pela variabilidade”. Esse índice reflete a relação entre o retorno adicional da carteira e seu risco adicional em relação ao ativo livre de risco, mensurando a remuneração obtida por unidade de exposição ao risco.

O índice de Treynor é denominado por Sharpe, Alexander e Bailey (1999) como a “razão pela volatilidade”, é o prêmio de risco ganho por unidade de risco assumido, em que o risco é medido em termos do *Beta* da carteira. Ao se levar em conta o risco expresso pelo *Beta*, considera-se o risco da carteira de mercado, que não é passível de diversificação. O IT da carteira será calculado por:

$$IT = \frac{\bar{R}_{p,t} - R_{F,t}}{\beta_{p,t}} \quad \text{Equação 14}$$

Em que:

IT = o índice de Treynor;

$\beta_{p,t}$ = a volatilidade da carteira, ou seja o risco, mensurado pelo desvio-padrão dos retornos da carteira.

3.2.2.2. Testes para validação estatística dos indicadores de desempenho

Para verificar se existe diferença significativa entre os resultados dos indicadores de desempenho dos *Portfólios A* e *B* utilizar-se-á o teste *t* e o teste *F*. O teste *t* será empregado para testar a diferença entre as médias aritméticas dos retornos acumulados do *Portfólio A*, do *Portfólio B* e da carteira de mercado (Ibov) ao nível de significância de 0,05. O teste *F* será empregado para testar estatisticamente a diferença entre as variâncias dos indicadores de desempenho dos *Portfólios A* e *B* também ao nível de significância de 0,05.

Será empregado o teste *t* de student para amostras pareadas através do *software Stata*[®]. O teste *t* de student para amostras pareadas é usualmente empregado quando os dados amostrais são coletados de forma semelhante a partir de uma mesma base de dados no qual podem ser organizados em pares, em que há uma relação definida entre cada par da amostra. O teste se baseia na hipótese nula de nenhuma diferença entre as médias aritméticas das duas populações independentes, em contraposição à alternativa de que as médias aritméticas não são as mesmas, ou seja:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$$

No qual a estatística *t* pode ser calculada conforme Greene (1997):

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{S_p^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}}$$

Equação 15

Em que:

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}$$

e

S_p^2 = variância combinada;

\bar{X}_1 = média aritmética da amostra da população 1;

S_1^2 = variância da amostra da população 1;

n_1 = tamanho da amostra da população 1;

\bar{X}_2 = média aritmética da amostra da população 2;

S_2^2 = variância da amostra da população 2;

n_2 = tamanho da amostra da população 2.

O teste F para a diferença entre duas variâncias também será calculado através do *software* Stata[®]. O teste se baseia na hipótese nula de nenhuma diferença entre as variâncias das duas populações independentes, em contraposição à alternativa de que as variâncias não são as mesmas, ou seja:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

No qual a estatística do teste F pode ser calculada conforme Greene (1997):

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$$

Equação 16

Em que:

S_1^2 = variância da amostra da população 1;

S_2^2 = variância da amostra da população 2.

3.2.3. Modelo empírico do nível de investimento da firma

O modelo empírico para analisar a relação entre o nível de investimento da firma e o q de Tobin, possui o objetivo de verificar se a variável q é significativa para o nível de investimento da firma, que é determinado pelo gestor. Este modelo é baseado no modelo proposto inicialmente por Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), sendo que para examinar estas relações empregará-se um modelo de regressão com dados em painel, utilizando o *software* estatístico *Stata*® versão 10.0. A estrutura inicial será dada pelo modelo irrestrito é apresentado a seguir:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 17}$$

Em que:

I_{it} = o investimento da firma i no ano t ;

PL_{it} = o patrimônio líquido da firma i no ano t ;

q_{it} = o q de Tobin para a firma i no ano t ;

FC_{it} = o Fluxo de Caixa Bruto da firma i no ano t ;

J_t = a taxa de juros no ano t ;

C_t = a taxa de câmbio no ano t ;

β_i = os coeficientes das variáveis independentes;

ε_{it} = é o termo de erro.

Para mensurar o nível de investimento da firma i no período t , pretende-se utilizar uma taxa de investimento dada pela relação entre os investimentos totais da firma e patrimônio líquido, obtido através dos demonstrativos financeiros não consolidados das empresas. Esse índice foi utilizado para captar a relação entre os investimentos totais realizadas pela firma com o valor da empresa para os acionistas, obtendo uma taxa que é proporcional ao tamanho da firma.

O q de Tobin é empregado como uma *proxy* das novas oportunidades de investimento. Já o Fluxo de Caixa Bruto (FCB), que corresponde à quantidade de fundos internos disponíveis à empresa, é empregado como variável de controle desejando captar a magnitude do financiamento de capital próprio. Para as empresas que possam enfrentar restrições financeiras, o FCB deve exercer um papel importante na determinação do nível de investimento empreendido durante um período corrente. Optou-se por adotar a variável Fluxo de Caixa Bruto ao invés da variável Fluxo de Caixa Descontado ou da variável Fluxo de Caixa Líquido, pelas as seguintes razões:

- A mensuração correta do FCD depende da precisa mensuração da taxa de desconto, no qual uma estimativa imprecisa pode provocar uma grande diferença no resultado. Dado que a taxa de desconto apropriada, a qual reflita os riscos inerentes aos fluxos estimados, considerando que as empresas não possuem prazo de vida determinado, conforme o princípio da continuidade, o cálculo de seu valor é baseado na estimativa de fluxos infinitos. Esta estimativa é uma informação estratégica para as empresas e obviamente não são divulgadas. Além disso, como relatado nos métodos de mensuração do Fluxo de Caixa Descontado, do Fluxo de Caixa Livre e do Fluxo de Caixa Bruto, o método de avaliação por FCD pode necessitar de algumas adaptações em função de certas particularidades das empresas.
- Em relação ao FCL, como também já relatado nos métodos de mensuração do Fluxo de Caixa Descontado, do Fluxo de Caixa Livre e do Fluxo de Caixa Bruto, o FCL representa o total de dinheiro disponível na empresa após considerar os investimentos em ativos permanentes e as necessidades de capital de giro, assumindo que não existe pagamento de juros relativos às despesas financeiras. Como o objetivo desta pesquisa é utilizar uma variável capaz de explicar os investimentos das empresas, a variável FCL poderia não ser a melhor escolha. Dado que as observações foram coletadas nos demonstrativos financeiros não consolidados e

ajustadas pelo IGP-DI, optou-se por empregar a variável Fluxo de Caixa Bruto que será mensurada pela adição do lucro líquido com as depreciações e amortizações. A variável também será dividida pelo patrimônio líquido da firma a fim de obter uma taxa que é proporcional ao tamanho da firma.

A variável J_t é empregada para representar a taxa de juros que influencia a tomada de decisão do investidor interno. Pretende-se adotar a taxa de juros de longo prazo - TJLP, visto que tal taxa de juros é definida pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social - BNDES, como o custo básico de financiamento concedido pelo banco e fixado pelo Conselho Monetário Nacional - CMN. Outra variável que também poderá afetar o gestor na tomada de decisão do nível de investimento é a taxa de câmbio - C_t , no qual se pretende adotar o valor da taxa de câmbio de referência do dólar dos Estados Unidos da América, conhecida no mercado como a taxa PTAX, que é a média das taxas efetivas de transação no mercado interbancário, ponderada pelo volume de transações.

Gujarati (2006) relata que o modelo de regressão com dados em painel possui algumas vantagens, tais como, o tamanho da amostra aumenta consideravelmente e os dados em painel são mais indicados para estudar a dinâmica da mudança, pois analisam observações de corte transversal repetidas, na presente pesquisa, as empresas brasileiras de capital aberto. Verbeek (2001) relata como importante vantagem, ao se empregar de dados em painel em relação às séries de tempo ou aos conjuntos de dados de corte transversal, a possibilidade de identificação de certos parâmetros ou questões, sem a necessidade de se fazer suposições restritivas; exemplo é a possibilidade de análise de mudanças em nível individual.

3.2.3.1. Modelos restritos do nível de investimento da firma

Assim, o modelo de regressão com dados em painel não apenas é conveniente para modelar de forma individual o comportamento das firmas, mas também para verificar o comportamento individual da firma em diferentes períodos de tempo. A partir do modelo de regressão inicial definido anteriormente pretende-se também verificar algumas variações do modelo irrestrito, tais como, defasagens no período de tempo (t-1 e t-4) para algumas variáveis. Os modelos restritos são apresentados a seguir:

1º) Defasagens temporais na variável *fcpl*:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it-1}}{PL_{it-1}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 18}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it-4}}{PL_{it-4}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 19}$$

Pretende-se verificar se o Fluxo de Caixa Bruto ponderado pelo patrimônio líquido (*fcpl*) disponível em períodos anteriores, explicam o nível de investimento da firma no período analisado. Deve-se observar que como as variáveis foram coletadas trimestralmente a defasagem em um período (t-1) reflete um trimestre anterior e a defasagem em quatro períodos (t-4) reflete o ano anterior.

2º) Defasagens temporais na variável *q*:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-1} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 20}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-4} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 21}$$

Assim como na defasagem da variável *fcpl*, pretende-se verificar se a variável *q*, do trimestre anterior e do ano anterior, explica o nível de investimento da firma no período analisado.

3º) Defasagens temporais na taxa de juros e na taxa de câmbio:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_{t-1} + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 22}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_{t-4} + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 23}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 24}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_{t-4} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 25}$$

As defasagens na taxa de juros, bem como na taxa de câmbio, permitirão verificar se a taxa de juros ou a taxa de câmbio do trimestre anterior e do ano anterior explica o nível de investimento da firma no período analisado.

Pretende-se também verificar as defasagens simultâneas entre as variáveis *fcpl* e *q* e entre as variáveis taxa de juros e taxa de câmbio.

4º) Defasagens temporais simultâneas nas variáveis *q* e *fcpl*:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-1} + \beta_2 \frac{FC_{it-1}}{PL_{it-1}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 26}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-4} + \beta_2 \frac{FC_{it-4}}{PL_{it-4}} + \beta_3 J_t + \beta_4 C_t + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 27}$$

5º) Defasagens temporais simultâneas nas taxas de juros e de câmbio:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_{t-1} + \beta_4 C_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 28}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_3 J_{t-4} + \beta_4 C_{t-4} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 29}$$

6º) Defasagens temporais individuais nas variáveis q e $fcpl$:

Pretende-se verificar se a variável q e a variável $fcpl$, são capazes de explicar individualmente de forma significativa o nível de investimento da firma. Para isso pretende-se empregar os modelos restritos descrito a seguir:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it} + \beta_2 q_{it-1} + \beta_3 q_{it-4} + \beta_4 q_{it-8} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 30}$$

Neste modelo a variável q foi empregada no período corrente da taxa de investimento, bem como defasada em um trimestre (t-1), em um ano (t-4) e em dois anos (t-8).

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \beta_2 \frac{FC_{it-1}}{PL_{it-1}} + \beta_3 \frac{FC_{it-4}}{PL_{it-4}} + \beta_4 \frac{FC_{it-8}}{PL_{it-8}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 31}$$

De forma similar ao modelo anterior, a variável $fcpl$ foi empregada no período corrente da taxa de investimento, e também será defasada em um trimestre (t-1), em um ano (t-4) e em dois anos (t-8).

7º) Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis q e $fcpl$:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q + \beta_2 \frac{FC_{it}}{PL_{it}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 32}$$

8º) Modelo Restrito exclusivamente com a variável q e a variável $fcpl$ defasada:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q + \beta_2 \frac{FC_{it-1}}{PL_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 33}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q + \beta_2 \frac{FC_{it-4}}{PL_{it-4}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 34}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q + \beta_2 \frac{FC_{it-8}}{PL_{it-8}} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 35}$$

9º) Modelo Restrito exclusivamente com a variável q defasada e a variável $fcpl$:

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-1} + \beta_2 \frac{FC}{PL} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 36}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-4} + \beta_2 \frac{FC}{PL} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 37}$$

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-8} + \beta_2 \frac{FC}{PL} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 38}$$

Deve-se ressaltar que os modelos especificados anteriormente deverão recorrer a técnicas de estimação para tratamento de dados em painel, levando em consideração a possibilidade presença de efeitos específicos de cada firma, sendo necessário empregar o método de regressão em painel com efeitos fixos. E somente sob a suposição de não correlação e de homocedasticidade da diferença dos resíduos, ocorrendo quando os erros idiossincráticos, em nível, são um passeio aleatório empregar-se-á a estimação de primeiras diferenças. Para verificar a não correlação entre o componente específico e as variáveis explicativas deverá também ser verificado o método de regressão em painel com efeitos aleatórios.

3.2.3.2. Testes para a validação dos modelos econométricos

A estatística t tem por objetivo verificar se cada uma das variáveis explicativas tem relação, significativa, com a variável dependente. Desse modo, testa se cada coeficiente angular (β_i) é igual a zero. A probabilidade da Estatística t (p -valor) será observada quando o p -valor é menor que 0,05, no qual se rejeita a hipótese nula de que o coeficiente angular (β_i) é igual a zero, neste caso, significa que a respectiva variável explicativa exerce alguma influência sobre a variável dependente.

O $R^2_{Ajustado}$ é o coeficiente de determinação ajustado e sua finalidade é medir o grau de ajustamento do modelo de regressão aos dados observados, indicando a proporção em que a variável dependente é explicada pelo conjunto de variáveis independentes (ou variáveis explicativas). A estatística F tem por finalidade testar o efeito conjunto das variáveis explicativas sobre a variável dependente, ou seja, verifica a significância do modelo de regressão como um todo. Dentro desse contexto, a hipótese nula do teste é $R^2=0$, enquanto a hipótese alternativa é $R^2>0$. A probabilidade da Estatística F (p -valor) é analisada quando o p -valor é menor que α 0,05, rejeita-se a hipótese nula de que o R^2 é igual a zero. Nesse caso, significa que ao menos uma das variáveis explicativas do modelo exerce alguma influência sobre a variável dependente. Ressalta-se que para modelos de regressão com dados em painel o teste de Wald é um teste que segue a estatística qui-quadrado e é assintoticamente equivalente à Estatística F .

Além disso, as estatísticas t , as estatísticas F serão observadas para verificar a existência de heterocedasticidade nos modelos de regressão, assim como o teste *Breusch-Pagan*. O teste de *Breusch-Pagan* também será utilizado para confrontar as estimativas entre o método de regressão com dados em painel com efeito combinado e o modelo de efeitos aleatórios. Assim como o teste F também será empregado para confrontar as estimativas entre o método de regressão com dados em painel com efeito combinado e o modelo de efeitos fixos.

Para confrontar as estimativas entre os métodos de regressão em painel com efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA), utilizar-se-á o teste de *Hausman*. Caso se conclua que tais estimativas não são estatisticamente iguais, opta-se pelo EF, pois este é consistente independentemente da hipótese adicional de EA. Em caso contrário, o EA é mais eficiente. Vale notar que o teste de *Hausman* será utilizado somente quando os resultados de EF e EA divergirem em relação à relevância estatística das variáveis de maior interesse, com uma tolerância de até 10% de significância. Essas diferentes possibilidades de estimação permitem enfrentar alguns dos possíveis problemas na estrutura dos dados. No entanto, caso as empresas não possuam os dados econômico-financeiros para todos os anos do período analisado, será necessário trabalhar com estimativas de dados em painel não balanceado (ou não equilibrado), no qual o número de observações difere entre empresas que compõe a amostra.

Deve-se ressaltar que os autores Baltagi (1995), Greene (1997), Wooldridge (2002) e Gujarati (2006) relatam comumente como benefícios no uso de modelos econométricos de regressão com dados em painel as seguintes vantagens:

- Não é necessária a distribuição normal em grandes amostras, pois emprega um número maior de observações, pois combina a informação temporal (ao longo do tempo) com a informação entre indivíduos, assegurando assim as propriedades assintóticas dos estimadores. Desta forma os testes efetuados apresentam resultados assintóticos, ou seja, mesmo que os resíduos não tenham distribuição normal, a distribuição dos coeficientes será próxima da normal;
- Aumentam os graus de liberdade nas estimações, tornando as inferências estatísticas mais credíveis (testes t e F mais significativos, mais robustos);

- Reduz-se o risco de multicolinearidade, uma vez que os dados entre os indivíduos apresentam estruturas diferentes;
- Permite introduzir ajustamentos dinâmicos, que no caso da análise *cross-section* não seriam possíveis.

Dessa forma a adoção dos modelos de regressão com dados em painel oferece respaldos estatísticos e econométricos para a pesquisa científica transmitindo maior credibilidade a pesquisa, devido ao seu maior rigor metodológico.

3.2.3.3. Considerações sobre os modelos econométricos de regressão com dados em painel

Destacam-se três abordagens principais no uso de modelos econométricos de regressão com dados em painel. A primeira emprega modelos econométricos com dados em painel com efeito combinado (*Pooled Ordinary Least Squares- POLS*), a segunda abordagem utiliza dados em painel com efeitos fixos e a terceira o emprego de dados em painel com efeitos aleatórios.

1º) Dados em Painel com Efeito Combinado (*Pooled Ordinary Least Squares- POLS*):

O *POLS* não considera a existência de efeitos não observáveis característicos das unidades de análise. Assim, tanto o intercepto quanto a inclinação da reta de regressão servem para todas as empresas durante todo o período de tempo. Essa abordagem empilha os dados de interesse e estima o modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Logo, para que se tenham resultados estimados consistentes e eficientes, devem-se supor nesse tipo de abordagem as mesmas hipóteses básicas do modelo clássico de regressão linear (linearidade nos parâmetros da regressão; normalidade dos resíduos, exogeneidade das variáveis

explicativas; não existência de multicolinearidade perfeita entre as variáveis independentes e homocedasticidade, ou seja, variância constante dos erros).

Wooldridge (2002) relata que uma razão para se utilizar agrupamentos independentes de cortes transversais se dá através da necessidade de aumentar o tamanho da amostra. Dessa forma, para se obter estimadores mais precisos e poder realizar estatísticas de testes mais robustas, busca-se agrupar amostras aleatórias extraídas da mesma população, desde que em distintos intervalos de tempo. Tal agrupamento é conhecido como *pooling*, contudo, somente será proveitoso se a variável dependente tiver relação constante ao longo do período observado com pelo menos uma variável independente. O autor destaca que uma vantagem importante deste modelo é que ele elimina a correlação nos erros que possa existir entre as diferentes observações, apesar de provocar algumas pequenas complicações estatísticas.

O modelo geral para os dados em painel com efeito combinado é representado por:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 39}$$

Nestes modelos a estimação é feita assumindo que os parâmetros α e β são comuns para todos os indivíduos. Gujarati (2006) relata que este método oferece, para uma dada amostra, estimativas únicas dos parâmetros do modelo, de forma a proporcionar o menor valor possível para o somatório dos resíduos elevados ao quadrado. Esses estimadores são conhecidos como estimadores de mínimos quadrados, já que derivam do princípio dos mínimos quadrados; possuem propriedades numéricas, que são as que se sustentam em consequência do uso dos mínimos quadrados ordinários, quaisquer que sejam as formas pelas quais foram gerados. Uma vez considerado que não existem mudanças estruturais ao longo do tempo, as observações podem ser agrupadas em um único *pool*, obtendo-se os estimadores por meio dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Hansen (2007) aponta que o MQO agrupado será consistente quando:

$$E(x_{it}, \varepsilon_i) = 0 \quad \text{Equação 40}$$

Caso essa condição aconteça, então o MQO pode ser melhorado com uma técnica de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Caso essa condição falhe, então o MQO é inconsistente e o MQO passa a ser uma estimativa pobre. Hansen (2007) nomeia a equação 30 de hipótese dos efeitos aleatórios; é uma premissa robusta, que deve ter seu uso evitado. Além disso, destaca que os estimadores que se obtêm por meio dos agrupamentos de corte transversal (*pooled cross-sections*) podem ser considerados os mais simples para modelos de dados em painel; no entanto, poderão não ser os mais apropriados para muitas situações, pois propiciam um referencial importante de comparação com os demais modelos, estes mais complexos.

2º) Dados em Painel com Efeitos Fixos (EF):

O modelo de efeitos fixos objetiva controlar os efeitos das variáveis omitidas que variam entre indivíduos e permanecem constantes ao longo do tempo. Para isto, supõe que o intercepto varia de um indivíduo para o outro, mas é constante ao longo do tempo; ao passo que os parâmetros resposta são constantes para todos os indivíduos e em todos os períodos de tempo.

O modelo geral para os dados em painel com efeitos fixos é representado por:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 41}$$

Como neste modelo os parâmetros resposta não variam entre os indivíduos e nem ao longo do tempo, todas as diferenças de comportamento entre os indivíduos

deverão ser captadas pelo intercepto. Assim a estimação é feita assumindo que a heterogeneidade dos indivíduos é captada na constante α_i , que é diferente de indivíduo para indivíduo.

Para verificar se as suposições sobre o modelo estão adequadas é conveniente testar se os interceptos são diferentes entre os indivíduos. Greene (1997) sugere a seguinte hipótese nula e alternativa:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k ;$$

$$H_A : \text{os interceptos } \alpha_i \text{ não são todos iguais.}$$

Tais hipóteses podem ser testadas através da estatística F dada pela seguinte relação:

$$F = \frac{\left[\frac{(R_{EF}^2 - R_{POLS}^2)}{(n-1)} \right]}{\left[\frac{(1 - R_{EF}^2)}{(nT - n - k)} \right]} \sim F_{(n-1, nT-n-k)} \quad \text{Equação 42}$$

Em que:

R_{EF}^2 = o coeficiente de determinação da estimação do modelo com efeitos fixos;

R_{POLS}^2 = é o coeficiente de determinação da estimação do modelo dados em painel com efeito combinado (POLS).

Rejeitando-se H_0 , conclui-se que os interceptos não são todos iguais, satisfazendo a suposição do modelo de n interceptos diferentes. Wooldridge (2002) observa que o estimador do intercepto do modelo, α_i , apesar de não viesado, é inconsistente quando o número de indivíduos observados é muito grande. Isso ocorre porque cada observação em corte seccional adicionada aumenta um novo

coeficiente α_i . Desse modo, os estimadores das firmas α_i serão melhores quando o número de períodos de tempo observado for grande.

Wooldridge (2002) descreve que o modelo de efeitos fixos é a melhor opção para modelar os dados em painel, quando o intercepto, α_i , é correlacionado com as variáveis explicativas em qualquer período de tempo. Além disso, como o intercepto do modelo é tratado como um parâmetro fixo, também é desejável usar efeitos fixos quando as observações são obtidas de toda a população e o que se deseja fazer são inferências para os indivíduos dos quais se dispõe de dados.

2º) Dados em Painel com Efeitos Aleatórios (EA):

O modelo de efeitos aleatórios possui as mesmas suposições do modelo de efeitos fixos, isto é, o intercepto varia de um indivíduo para o outro, mas não ao longo do tempo, e os parâmetros resposta são constantes para todos os indivíduos e em todos os períodos de tempo. A diferença entre os dois modelos refere-se ao tratamento do intercepto. No modelo de efeitos fixos os interceptos são tratados como parâmetros fixos. Já o modelo de efeitos aleatórios os interceptos são tratados como variáveis aleatórias. Desta forma o modelo EA considera que os indivíduos sobre os quais se dispõe de dados são amostras aleatórias de uma população maior de indivíduos.

O modelo geral para os dados em painel com efeitos aleatórios é representado por:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it} + \dots + \beta_k X_{kt} + \omega_{it} \quad , \text{tem-se que:} \quad \omega_{it} = \varepsilon_{it} + \eta_{it} \quad \text{Equação 43}$$

No modelo EA, o modelo é ajustado em relação aos interceptos α_i , neste caso, assumindo que eles representam extrações independentes de uma população subjacente. Assim tais efeitos são independentes das perturbações ε_{it} . Então

pode-se escrever $\alpha_i = \alpha_i + \eta_i$, no qual a estimação é feita introduzindo a heterogeneidade dos indivíduos no termo de erro. Wooldridge (2002) apresenta quatro propriedades do novo termo estocástico ω_{it} :

- $E(\omega_{it}) = 0$
- $\text{var}(\omega_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\alpha^2$
- $\text{cov}(\omega_{it}, \omega_{is}) = \sigma_\alpha^2, \forall t \neq s$
- $\text{cov}(\omega_{it}, \omega_{jt}) = 0, \forall i \neq j$

As duas primeiras propriedades, equações (33) e (34), indicam que ω_{it} possui média zero e variância constante, isto é, o erro é homocedástico. A propriedade descrita na equação (35) relata que os erros do mesmo indivíduo em diferentes períodos de tempo são correlacionados, caracterizando a autocorrelação. E por fim, a equação (36) mostra que os erros de diferentes indivíduos no mesmo instante de tempo não são correlacionados, isto é, não existe correlação contemporânea.

Observa-se que como existe correlação entre os erros do mesmo indivíduo em períodos de tempo diferentes, o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) não é o mais apropriado para estimar os coeficientes do modelo de efeitos aleatórios. Desse modo, o método que oferece os melhores estimadores é o de mínimos quadrados generalizados (MQG).

Para testar se o modelo de efeitos aleatórios é apropriado, Greene (1997), relata que o testes apropriado é o teste *Breusch-Pagan* que foi desenvolvido com base no multiplicador de Lagrange, definindo-se a seguinte hipótese nula e alternativa:

$$H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0 \text{ (constante comum - pool, OLS);}$$

$$H_A : \sigma_\alpha^2 \neq 0 \text{ (efeitos aleatórios, GLS).}$$

O teste de *Breusch-Pagan* é um teste *LM* dado pela seguinte relação:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (\sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{it})^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi_1^2 \quad \text{Equação 44}$$

Sob a hipótese nula, *LM* tem distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade. Se a hipótese nula for aceita, o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo de efeitos aleatórios. Caso contrário, deve-se assumir que o modelo de efeitos aleatórios é melhor para os dados que estão sendo tratados.

Wooldridge (2002) defende que o principal determinante para decidir entre o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatório é o efeito não observado α_i . Em situações em que α_i não é correlacionado com todas as variáveis explicativas, o modelo de efeitos aleatório é o mais indicado. Caso contrário, se α_i for correlacionado com algumas variáveis explicativas, então o modelo de efeitos fixos deve ser utilizado. Nesse último caso, o modelo de efeitos aleatório gera estimadores inconsistentes. Para checar se existe correlação entre α_i e as variáveis explicativas, Greene (1997) sugere o teste de *Hausman* e no qual é formulado a seguinte hipótese nula e alternativa:

$H_0 : E(\alpha_i, X_{it}) = 0$, não é correlacionado com as variáveis explicativas;

$H_A : E(\alpha_i, X_{it}) \neq 0$, é correlacionado com as variáveis explicativas.

Caso a hipótese nula seja aceita, não há evidências que α_i seja correlacionado com as variáveis explicativas. Sendo assim, o modelo de efeitos aleatórios deve ser utilizado. Por outro lado, se a hipótese alternativa for aceita, deve-se utilizar o modelo de efeitos fixos.

A estatística de *Hausman* utilizada para testar estas hipóteses é a seguinte:

$$H = (\hat{\beta}_{fe} - \hat{\beta}_{re})' [Var(\hat{\beta}_{fe}) - Var(\hat{\beta}_{re})]^{-1} (\hat{\beta}_{fe} - \hat{\beta}_{re}) \sim \chi_k^2 \quad \text{Equação 45}$$

Em que:

$\hat{\beta}_{fe}$ = o vetor dos estimadores do modelo com efeitos fixos;

$\hat{\beta}_{re}$ = o vetor dos estimadores do modelo com efeitos aleatórios;

$Var(\hat{\beta}_{fe})$ = a matriz de variâncias-covariâncias dos estimadores $\hat{\beta}_{fe}$;

$Var(\hat{\beta}_{re})$ = a matriz de variâncias-covariâncias dos estimadores $\hat{\beta}_{re}$;

k = o número de regressores.

Como critério de seleção tem-se que se $H > \chi_k^2$ deve-se rejeitar o modelo com efeitos aleatórios. O modelo com efeitos fixos é, nesse caso, mais apropriado.

Considerando as particularidades dessas três abordagens empregadas no uso de dados em painel (POLS, EF e EA), percebe-se a importância dos testes para a presença dos efeitos não observáveis no modelo, além de verificar a correlação desses efeitos com as variáveis explicativas.

A seguir apresenta-se um resumo esquemático (FIG. 4) das três hipóteses principais a serem testadas com o objetivo de decidir entre os modelos de dados em painel com efeito combinado, efeitos fixos ou efeitos aleatórios. As opções possíveis podem ser analisadas por meio da Figura 3, no qual destaque-se os testes *F*, *Breusch-Pagan* e *Hausman* para aceitar ou rejeitar as hipóteses nulas relacionadas com:

- A existência ou não de um único intercepto das unidades de corte transversal;

- A variância ser zero; e
- Os estimadores serem consistentes pelo MQG.

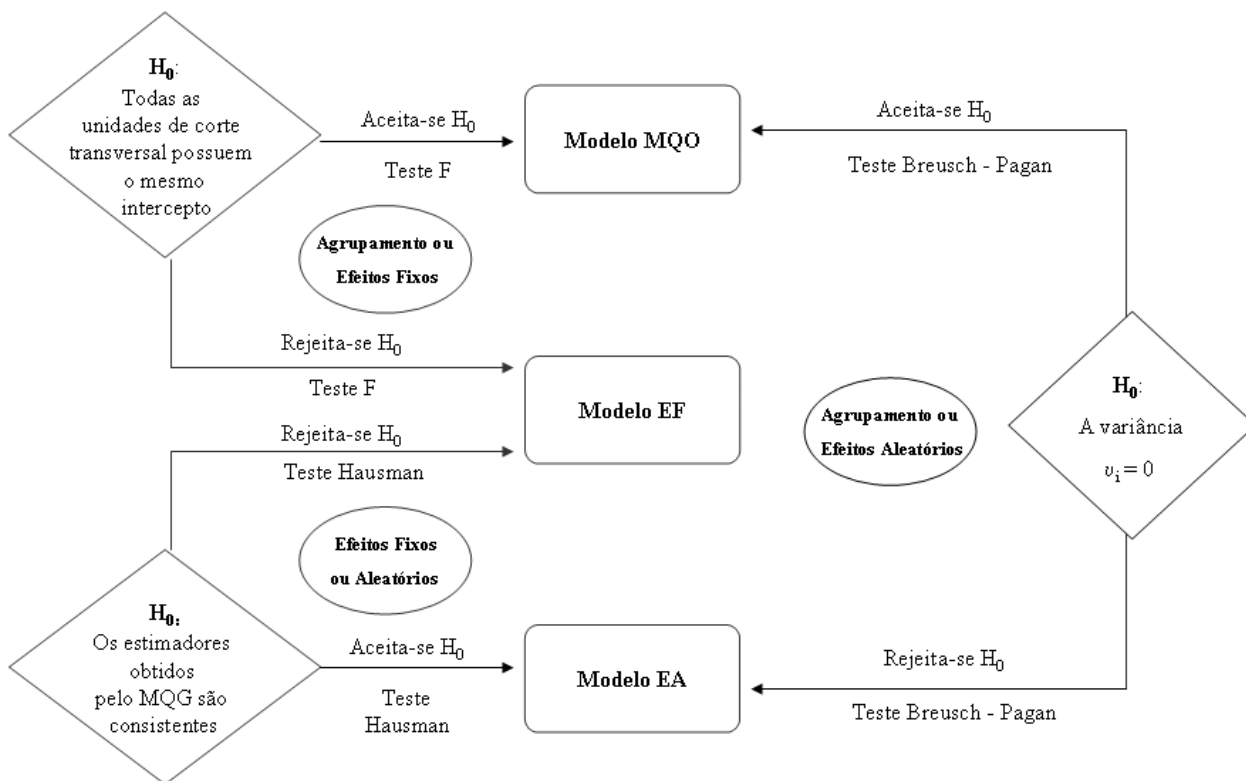


Figura 4: Fluxograma para decisão do melhor modelo de regressão com dados em painel
 Fonte: Adaptado de Richieri (2007).

Para melhor especificação do modelo, deve-se também realizar os testes para verificar a homocedasticidade e a autocorrelação dos resíduos em painel. O teste para verificar a homocedasticidade foi desenvolvido por Baum (2001) e baseia-se em uma modificação do teste Wald, no qual a homocedasticidade entre as unidades do corte transversal é a hipótese nula desse teste. Assim, para valores p inferiores a 5% tem-se a rejeição da hipótese nula e, conseqüentemente, violação do pressuposto. A estatística do teste é apresentada a seguir:

$$W = \sum_{i=1}^{N_g} \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i}$$

Equação 46

Em que $\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{i=1}^T e_{it}^2$ é o estimador da variância do erro, baseado nos T_i resíduos e_{it} , de cada unidade em corte transversal; e V_i é o estimador da variância dada pela equação:

$$V_i = T_i^{-1} (T_i - 1)^{-1} \sum_{t=1}^T (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2 \quad \text{Equação 47}$$

O teste de autocorrelação utilizado foi desenvolvido por Drukker (2003), com base no trabalho de Wooldridge (2002). Este teste utiliza a primeira defasagem dos resíduos da regressão conforme equação:

$$\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1} = \Delta X_{it} \beta_1 + \Delta \varepsilon_{it} \quad \text{Equação 48}$$

Segundo Drukker (2003), regride-se Δy_{it} em relação à ΔX_{it} para se obter os parâmetros β_1 e os resíduos $\hat{\varepsilon}_{it}$. Caso ε_{it} não apresente autocorrelação, a correlação entre $Corr(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{it-1}) = -0,5$. Dessa forma, nos casos em que o valor p for superior a 5% deve-se rejeitar essa hipótese, o que implica dizer que o pressuposto foi violado.

3.3. Amostra

A amostra será compreendida por empresas brasileiras de capital aberto, não financeiras, que tiveram em algum momento, participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009. Devido às particularidades nos demonstrativos contábeis das empresas financeiras, sobretudo por estas trabalharem essencialmente alavancadas, optou-se por não empregá-las nesta pesquisa. Optou-se por adotar as empresas brasileiras que tiveram participação em algum momento no Ibovespa, visando à participação de empresas que tenham liquidez em seus ativos que são negociados na BOVESPA, contudo, evitando uma grande restrição do número de empresas participantes da amostra, o que ocorreria caso optasse por escolher apenas empresas com participação no Ibovespa ao longo de todo o período selecionado. A razão do período selecionado para a coleta dos dados deve-se às distorções associadas ao período inflacionário vigente no Brasil anterior a 1994.

3.3.1. Coleta de dados

Os dados empregados nesta pesquisa foram coletados junto às bases de dados disponíveis no sistema Economatica, na base de dados do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas - IPEADATA, na base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE e na base de dados da Bolsa de Valores de São Paulo - BOVESPA, entre janeiro de 1994 e dezembro de 2009.

3.3.2. Caracterização da amostra

A amostra foi composta por 137 empresas brasileiras de capital aberto, não financeiras, que tiveram em algum momento, participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009 (APÊNDICE A). As empresas são classificadas, conforme a BOVESPA e o sistema Economatica, em 17 setores distintos (TAB. 1).

Tabela 1: Classificação Setorial da Amostra

Obs	Setor	Nº de Empresas
1	Alimentos e Bebidas	11
2	Comércio	5
3	Construção	6
4	Eletroeletrônicos	5
5	Energia Elétrica	5
6	Máquinas Industriais	4
7	Mineração	1
8	Minerais não Metálicos	3
9	Outros	20
10	Papel e Celulose	5
11	Petróleo e Gás	3
12	Química	9
13	Siderurgia e Metalurgia	22
14	Telecomunicações	3
15	Têxtil	18
16	Transporte e Serviços	2
17	Veículos e Peças	15
Total		137

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os dados relativos aos demonstrativos financeiros e necessários para a modelagem empírica foram coletados trimestralmente, entre o primeiro trimestre de 1994 e o terceiro trimestre de 2009, devido a não divulgação dos demonstrativos financeiros no quarto trimestre de 2009, na presente coleta dos dados. Desta forma, cada empresa possui um total de 63 observações para cada variável. Optou-se por coletar as observações dos demonstrativos financeiros não consolidados e ajustados pelo Índice Geral de Preços na versão de Disponibilidade Interna (IGP-DI).

O emprego do demonstrativo financeiro não consolidado deu-se com intuito de evitar a agregação das demonstrações financeiras de uma ou mais controladas, garantindo que os resultados obtidos pelas as empresas são oriundos exclusivamente do seu processo produtivo, sendo componente de uma unidade econômica distinta entre a controladora e suas controladas.

A adoção da correção das variáveis pelo IGP-DI foi empregada com a finalidade de promover um ajuste inflacionário das observações, pois é amplamente utilizado para a correção de contratos de vendas por atacado, contratos de aluguel e como indexador de algumas tarifas como energia elétrica. O Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M) analisa as mesmas variações de preços consideradas no IGP-DI, ou seja, o Índice de Preços por Atacado (IPA), que tem peso de 60% do índice, o Índice de Preços ao Consumidor (IPC), que tem peso de 30% e o Índice Nacional de Custo de Construção (INCC), representando os 10% restantes. O que difere o IGP-M e o IGP-DI é que as variações de preços consideradas pelo IGP-M referem ao período do dia vinte e um do mês anterior ao dia vinte do mês de referência e o IGP-DI refere-se a período do dia um ao dia trinta do mês em referência.

Já os dados relativos às cotações acionárias e necessários a simulação de carteiras foram coletados mensalmente e trimestralmente, entre 03 de janeiro de 1994 (primeiro dia útil do ano de 1994) e 30 de dezembro de 2009 (último dia útil do ano de 2009). Para os dados mensais apresentam um total de 192 observações e os dados trimestrais possuem um total de 64 observações.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise dos resultados está dividida em três partes. Na primeira, apresenta-se uma mensuração das variáveis *q de Tobin*, Fluxo de Caixa e investimento. Na segunda apresenta-se as análises das simulações de carteiras com base no *q de Tobin* e na terceira apresenta-se os modelos econométricos estimados, conforme descrito na metodologia.

4.1. Mensuração das variáveis *q de Tobin*, Fluxo de Caixa e investimento

As variáveis *q de Tobin* (*q*), Fluxo de Caixa Bruto ponderada pelo patrimônio líquido (*fcpl*) e a variável que mensura os investimentos totais das firmas ponderados pelo seu patrimônio líquido (*invpl*), foram elaboradas com dados coletados no sistema Economatica, entre janeiro de 1994 e setembro de 2009 para 137 empresas (APÊNDICE A).

As variáveis *invpl* e *fcpl* apresentaram um total de 7.997 observações, a variável *q* um total de 4.758. O valor médio da variável *q*, ao longo do período analisado para 137 empresas, foi de 1,88, os investimentos totais das firmas ponderados pelo seu patrimônio líquido apresentaram um valor médio de 0,56 e a variável *fcpl* um valor médio de 0,15. Os desvios padrões em relação às medias amostrais das três variáveis se apresentaram significativamente elevados, o que demonstra a heterogeneidade das empresas que compõem a amostra (APÊNDICE B).

Tabela 2: Estatísticas das Variáveis.

Variável	Média	Desv. Pad.	Observações
<i>invpl</i>	0,565273	4,013377	7997
<i>q</i>	1,880105	12,17179	4758
<i>fcpl</i>	0,150567	1,621084	7997

Fonte: Adaptado do Stata® versão 10.0.

Todas as variáveis apresentaram pelo menos uma empresa com observações no decorrer dos 63 trimestres amostrais. A menor quantidade de observações da variável *invpl* foi de 40 trimestres para a empresa Cerâmica Chiarelli S/A, para a variável *fcpl* a menor quantidade de observações foi para a empresa Cia Docas de Imbituba com 31 trimestres, já a variável *q*, devido à necessidade de um número maior de dados financeiros para a sua elaboração apresentou a empresa Nadir Figueiredo Ind. e Com. S/A com apenas uma observação trimestral.

Analisando horizontalmente o comportamento das variáveis (APÊNDICE B), ou seja, entre o primeiro trimestre de 1994 e o terceiro trimestre de 2009, verifica-se que a variável *q* apresentou um comportamento médio crescente (FIG. 5), enquanto a variável *fcpl* apresentou um comportamento médio decrescente ao longo do período (FIG. 6). Já a variável *invpl* apresentou um comportamento médio constante. Contudo, apesar dessa tendência linear, observa-se a presença de valores extremos, oriundos da heterogeneidade da amostra (FIG. 7).

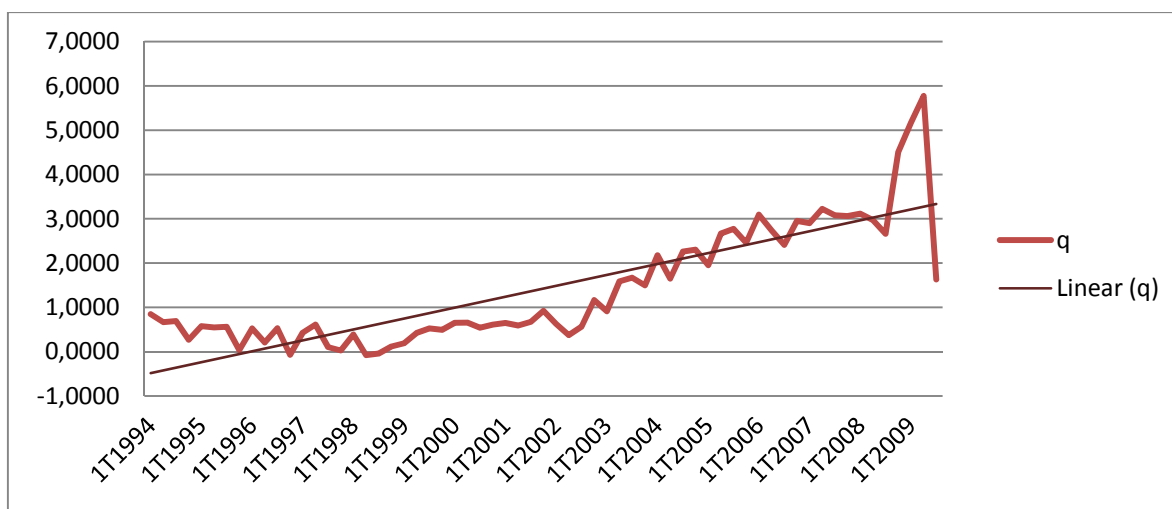


Figura 5: Valores médios e tendência linear da variável *q*.

Fonte: Adaptado do Excel® versão 2007.

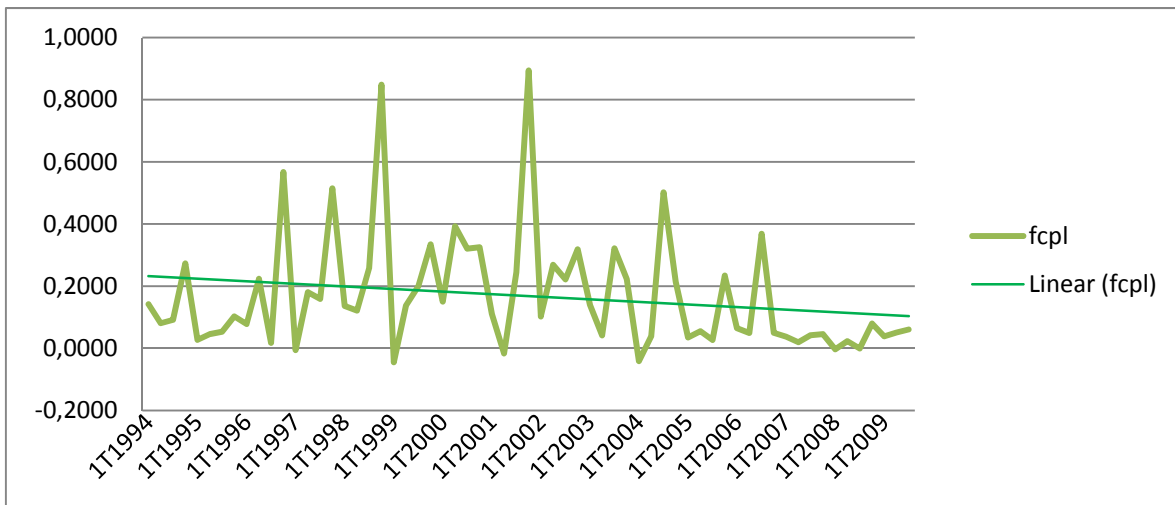


Figura 6: Valores médios e tendência linear da variável *fcpl*.

Fonte: Adaptado do Excel® versão 2007.

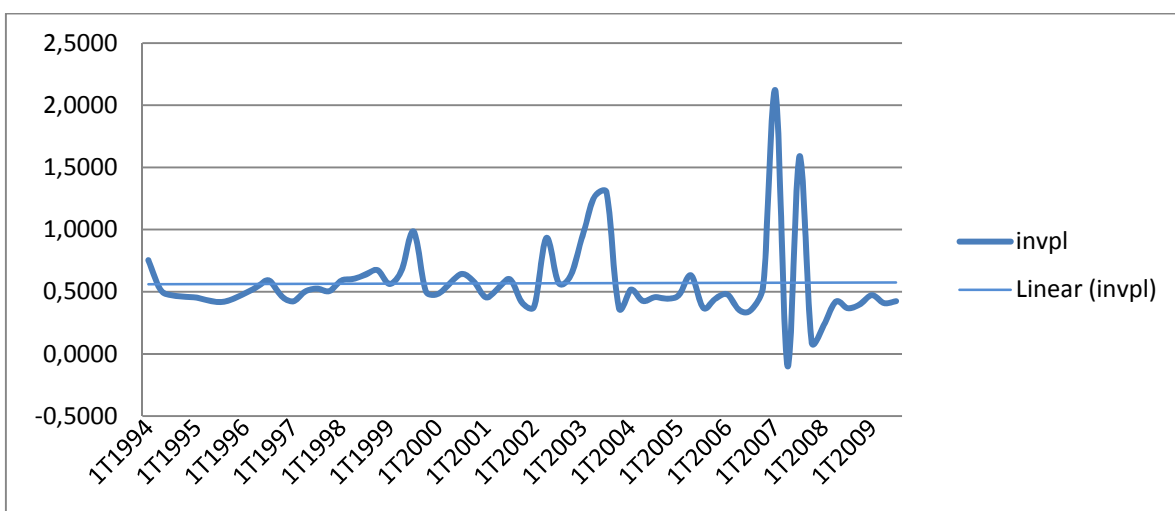


Figura 7: Valores médios e tendência linear da variável *invpl*.

Fonte: Adaptado do Excel® versão 2007.

Por fim, apesar dos valores correspondentes à matriz de correlação das variáveis, com um total de 4.691 observações, não mensurarem quantitativamente a relação entre as variáveis devido à heterogeneidade amostral, sendo para isso necessário empregar uma análise de dados em painel, pôde-se observar que a variável q correlaciona-se negativamente com a variável *invpl*, enquanto a variável *fcpl* se correlaciona positivamente com a variável *invpl*, corroborando com os resultados das pesquisas apresentadas ao longo do referencial teórico (APÊNDICE B).

4.2. Simulações de carteiras com base no *q de Tobin*

A simulação de carteiras com base no *q de Tobin* foi, conforme descrito na metodologia, proposta para discutir se estratégias de formação de carteiras de investimento utilizando o *q de Tobin* implicam em relações mais vantajosas de retorno aos investidores externos. As empresas foram classificadas com base em seus valores de *q* e posteriormente foram elaborados os *Portfólios A* e *B*, atualizados trimestralmente, anualmente e quadrienalmente. O *Portfólio A* foi composto por até 10 ativos com os mais elevados valores de *q* situados acima do terceiro quartil da amostra e o *Portfólio B* composto por até 10 ativos com os menores valores de *q* compreendidos pelo primeiro quartil (APÊNDICE C).

Os pesos dos ativos empregados na otimização de desempenho dos *Portfólios A* e *B* foram obtidos, conforme a M.T.C., através da determinação do *Portfólio Tangente*. Dado que, o *Portfólio Tangente* é o *portfólio* localizado na Fronteira Eficiente e possui como característica a capacidade de obtenção do maior retorno por unidade de risco, tem-se que as relações de covariâncias entre o *Portfólio Tangente* e o 'prêmio pelo risco' são iguais para todos os ativos. Isso significa que:

$$\frac{R_i - R_F}{\sigma_{i,T}} \quad \text{Equação 49}$$

Em que:

R_i = o retorno do ativo i ;

R_F = o retorno do ativo livre de risco;

$\sigma_{i,T}$ = covariância do ativo i com o *Portfólio Tangente*.

Para a obtenção do *Portfólio Tangente* empregou-se os retornos históricos mensais dos ativos previamente selecionados, em um período de dois anos que antecederam o primeiro dia de cotação do período corrente. Assim, no caso dos *Portfólios A* e *B* do primeiro trimestre de 1994, utilizaram-se os retornos históricos

mensais compreendidos entre janeiro de 1992 e dezembro de 1993, já para o segundo trimestre de 1994, utilizou-se retornos históricos mensais compreendidos entre abril de 1992 e março de 1994. Este processo se repetiu para os *Portfólios A* e *B* atualizados trimestralmente até o terceiro trimestre de 2009 que utilizou retornos históricos mensais compreendidos entre julho de 2007 e junho de 2009.

O processo de otimização do desempenho dos *Portfólios A* e *B* atualizados anualmente e quadrienalmente foram similares. Empregaram-se também os retornos históricos mensais dos ativos previamente selecionados, em um período de dois anos que antecede o primeiro dia de cotação do ano corrente. Para o cálculo dos retornos históricos mensais foram utilizados os preços de fechamento diário das ações ajustados pelo IPCA.

O retorno acumulado obtido pela carteira de mercado (Ibov) ao longo do período amostral correspondeu a 963,51%, enquanto o retorno acumulado obtido pelo ativo livre de risco (Poup.) foi de 3.539,21%. Contudo, deve-se ressaltar que apesar dos dados amostrais serem ajustados pelo IPCA, os valores dos retornos do ativo livre de risco, nos dois primeiros anos do período amostral, apresentaram-se distorcidos, devido ao período de transição econômica com a implantação do Plano Real. Ao desconsiderar esses dois primeiros anos do período amostral tem-se que o retorno acumulado obtido para a carteira de mercado (Ibov) correspondeu a 861,92%, enquanto o retorno acumulado obtido pelo ativo livre de risco (Poup.) foi de 289,81%.

4.2.1. Simulações de carteiras com base no q de Tobin atualizadas trimestralmente

Os resultados dos indicadores de desempenho obtidos para as carteiras com base no q de Tobin atualizadas trimestralmente foram calculados separadamente, de acordo com a metodologia proposta, o *Portfólio A* (TAB. 3) e o *Portfólio B* (TAB. 4).

Tabela 3: Resultados Trimestrais - Portfólio A

Período	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
1T1994	69,32%	19,92%	0,2874	0,6754	-2,9294	-0,8642	127,69%	41,27%
2T1994	-0,91%	2,34%	2,5699	0,8758	-60,7345	-1,6259	141,48%	-21,11%
3T1994	25,55%	5,57%	0,2179	0,6192	2,5886	0,2327	11,14%	34,41%
4T1994	4,58%	3,34%	0,7286	0,1445	-1,5902	-0,3673	9,89%	-26,84%
1T1995	-38,28%	3,80%	0,0993	0,9503	-12,2401	-0,4896	8,25%	-40,71%
2T1995	22,17%	9,57%	0,4318	3,0891	1,1522	0,0357	11,14%	14,71%
3T1995	4,17%	6,43%	1,5405	-0,3652	-0,7617	0,1341	9,07%	22,48%
4T1995	-13,12%	4,99%	0,3804	1,0786	-3,8214	-0,1768	5,95%	-11,63%
1T1996	0,88%	10,47%	11,8519	-0,4277	-0,3492	0,0855	4,54%	13,09%
2T1996	2,14%	11,32%	5,2955	-0,0911	-0,1080	0,1342	3,36%	16,78%
3T1996	-0,18%	1,49%	8,2592	-2,4895	-2,3955	0,0143	3,38%	4,81%
4T1996	24,82%	13,93%	0,5612	5,3399	1,4991	0,0391	3,94%	7,85%
1T1997	16,79%	15,58%	0,9280	0,6423	0,8337	0,2023	3,80%	24,03%
2T1997	20,31%	2,39%	0,1178	0,5757	7,0650	0,2936	3,41%	32,77%
3T1997	38,15%	18,25%	0,4783	-4,5256	1,9020	-0,0767	3,44%	-4,23%
4T1997	-4,49%	6,21%	1,3836	0,5734	-1,5291	-0,1657	5,01%	-11,56%
1T1998	-2,58%	1,10%	0,4268	-0,6857	-6,5534	0,1051	4,63%	15,54%
2T1998	-49,55%	11,48%	0,2318	2,2587	-4,5691	-0,2323	2,92%	-20,31%
3T1998	-14,78%	8,92%	0,6036	-3,5667	-1,9797	0,0495	3,75%	7,83%
4T1998	-33,15%	21,12%	0,6372	1,2312	-1,7057	-0,2926	2,88%	-26,38%
1T1999	36,05%	5,74%	0,1591	0,7559	5,5067	0,4178	4,47%	46,25%
2T1999	108,28%	25,09%	0,2317	23,0381	4,1969	0,0457	3,00%	7,57%
3T1999	-2,42%	5,19%	2,1470	0,5900	-0,9202	-0,0810	2,36%	-5,74%
4T1999	14,75%	12,84%	0,8708	0,2994	0,9755	0,4184	2,22%	44,06%
1T2000	67,70%	43,85%	0,6478	43,7324	1,4959	0,0150	2,10%	3,60%
2T2000	-13,30%	8,83%	0,6640	2,0718	-1,7426	-0,0743	2,09%	-5,34%
3T2000	10,79%	4,95%	0,4589	-0,9324	1,7832	-0,0947	1,96%	-7,51%
4T2000	4,70%	2,67%	0,5695	-0,5291	1,0643	-0,0538	1,85%	-3,53%
1T2001	14,44%	20,13%	1,3944	-1,8786	0,6243	-0,0669	1,87%	-4,82%
2T2001	-4,83%	5,64%	1,1680	2,6387	-1,2073	-0,0258	1,98%	-0,60%
3T2001	-27,06%	14,33%	0,5298	0,8691	-2,0445	-0,3372	2,25%	-31,47%
4T2001	19,67%	18,29%	0,9297	0,8295	0,9565	0,2109	2,18%	23,27%
1T2002	11,41%	4,95%	0,4336	-1,8002	1,8700	-0,0514	2,16%	-2,98%
2T2002	3,48%	7,54%	2,1675	-0,0696	0,1829	-0,1982	2,10%	-17,72%
3T2002	19,26%	18,22%	0,9463	-0,6203	0,9355	-0,2748	2,21%	-25,27%
4T2002	-2,01%	12,04%	6,0004	-0,2279	-0,3659	0,1934	2,40%	21,74%
1T2003	-18,42%	10,35%	0,5620	3,0088	-2,0574	-0,0708	2,88%	-4,20%
2T2003	40,97%	5,04%	0,1230	3,6177	7,5733	0,1055	2,80%	13,35%
3T2003	41,26%	18,64%	0,4517	2,1683	2,0641	0,1774	2,79%	20,53%
4T2003	127,35%	55,59%	0,4365	3,9972	2,2528	0,3133	2,12%	33,45%
1T2004	58,88%	23,39%	0,3973	-14,0468	2,4382	-0,0406	1,85%	-2,21%

2T2004	-30,39%	10,81%	0,3559	4,5695	-2,9873	-0,0707	1,92%	-5,15%
3T2004	113,09%	46,76%	0,4135	19,8963	2,3742	0,0558	2,07%	7,65%
4T2004	-2,96%	11,18%	3,7735	-0,5868	-0,4403	0,0839	1,96%	10,35%
1T2005	-8,17%	19,53%	2,3910	12,9738	-0,5247	-0,0079	2,08%	1,29%
2T2005	-4,22%	4,38%	1,0401	0,6937	-1,4746	-0,0932	2,25%	-7,07%
3T2005	-23,92%	3,22%	0,1346	-1,2490	-8,1677	0,2105	2,37%	23,42%
4T2005	-22,74%	6,78%	0,2980	-10,6724	-3,6701	0,0233	2,13%	4,46%
1T2006	-12,10%	3,76%	0,3109	-1,4153	-3,7696	0,1002	2,08%	12,10%
2T2006	-9,33%	12,72%	1,3637	2,2919	-0,8881	-0,0493	1,97%	-2,96%
3T2006	8,80%	5,56%	0,6315	-2,2579	1,2110	-0,0298	2,07%	-0,91%
4T2006	44,56%	12,55%	0,2817	2,4460	3,3925	0,1741	1,97%	19,38%
1T2007	113,83%	53,31%	0,4684	-47,3433	2,1312	-0,0240	2,04%	1,80%
2T2007	49,16%	17,51%	0,3563	3,1597	2,6991	0,1496	1,89%	16,85%
3T2007	-15,14%	6,96%	0,4597	-2,0250	-2,4384	0,0838	1,83%	10,21%
4T2007	2,79%	11,92%	4,2775	0,3897	0,0886	0,0271	1,73%	4,44%
1T2008	-17,81%	7,78%	0,4371	2,6820	-2,5012	-0,0726	1,66%	-5,60%
2T2008	21,70%	5,21%	0,2401	5,0426	3,8237	0,0395	1,78%	5,73%
3T2008	-32,07%	10,90%	0,3399	1,1788	-3,1287	-0,2894	2,04%	-26,90%
4T2008	0,61%	13,11%	21,5916	0,0563	-0,1162	-0,2706	2,13%	-24,93%
1T2009	-6,05%	11,25%	1,8593	-1,3962	-0,7147	0,0576	1,99%	7,75%
2T2009	15,60%	9,74%	0,6240	0,6427	1,4331	0,2171	1,65%	23,36%
3T2009	14,98%	6,57%	0,4385	0,8263	2,0341	0,1617	1,62%	17,79%

Fonte: Elaborado pelo autor.

O retorno acumulado obtido pelo *Portfólio A* atualizado trimestralmente foi de 27.814,05% ao longo do período amostral e o retorno acumulado desconsiderando os dois primeiros anos do período amostral foi de 15.472,45%. O valor médio do risco do *Portfólio A* representado pelo desvio padrão foi de 12,59% enquanto a sua mediana foi de 10,35% também ao longo do período amostral. O coeficiente de variação, que mensura o risco para cada ativo pertencente ao *Portfólio A*, apresentou um valor médio de 1,5937 e mediana de 0,5612. O valor médio do coeficiente beta ao longo do período amostral foi igual a 1,0050, demonstrando um Beta neutro no qual a rentabilidade média do *Portfólio A* acompanhou a rentabilidade média da carteira de mercado (Ibov), contudo o valor de sua mediana foi de 0,6423 demonstrando um Beta defensivo na medida em que os retornos do *Portfólio A* apresentam retornos menos ampliados em relação à carteira de mercado (APÊNDICE D).

O índice Sharpe (*IS*), que mensura o retorno por unidade de risco total incorrido pelo *Portfólio A*, apresentou um valor médio e uma mediana negativos, considerando todo o período amostral. Tal valor negativo é pouco comum em um modelo de mercado, no qual o investidor externo sempre tem a opção de investir em ativos livres de risco. Contudo, observa-se que nos dois primeiros anos do período amostral, os resultados dos retornos do ativo livre de risco apresentam-se distorcidos, sendo assim, ao desconsiderar esses dois primeiros anos tem-se que o *Portfólio A* apresentou um valor médio de 0,1101 e uma mediana 0,0886.

De forma semelhante, ao desconsiderar os dois primeiros anos do período amostral, o índice de Treynor (*IT*), que mensura o retorno por unidade de risco sistemático incorrido pelo *Portfólio A*, apresentou um valor médio de 0,0211, próximo ao valor de sua mediana 0,0233.

Tabela 4: Resultados Trimestrais - *Portfólio B*

Período	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	<i>IS</i>	<i>IT</i>	Poup.	Ibov
1T1994	90,95%	22,50%	0,2474	0,4276	-1,6326	-0,8592	127,69%	41,77%
2T1994	30,09%	39,90%	1,3260	0,6851	-2,7919	-1,6259	141,48%	-21,11%
3T1994	27,25%	32,14%	1,1793	0,6923	0,5013	0,2327	11,14%	34,41%
4T1994	20,37%	9,34%	0,4588	-0,2852	1,1211	-0,3673	9,89%	-26,84%
1T1995	-40,50%	3,53%	0,0871	0,9957	-13,8208	-0,4896	8,25%	-40,71%
2T1995	-8,99%	25,60%	2,8493	-5,6375	-0,7861	0,0357	11,14%	14,71%
3T1995	-2,06%	9,90%	4,8049	-0,8300	-1,1246	0,1341	9,07%	22,48%
4T1995	-27,16%	3,29%	0,1212	1,8834	-10,0543	-0,1758	5,95%	-11,63%
1T1996	-32,02%	8,81%	0,2750	-4,2765	-4,1525	0,0855	4,54%	13,09%
2T1996	-1,88%	9,99%	5,3171	-0,3903	-0,5245	0,1342	3,36%	16,78%
3T1996	-8,58%	7,30%	0,8507	-8,3621	-1,6386	0,0143	3,38%	4,81%
4T1996	13,24%	3,44%	0,2595	2,3787	2,7073	0,0391	3,94%	7,85%
1T1997	16,12%	7,11%	0,4410	0,6090	1,7330	0,2023	3,80%	24,03%
2T1997	33,82%	9,90%	0,2929	1,0357	3,0702	0,2936	3,41%	32,77%
3T1997	0,41%	6,53%	15,7862	0,3946	-0,4633	-0,0767	3,44%	-4,23%
4T1997	-41,87%	9,72%	0,2322	2,8293	-4,8219	-0,1657	5,01%	-11,56%
1T1998	64,20%	34,35%	0,5350	5,4599	1,7343	0,1091	4,63%	15,54%
2T1998	-37,71%	6,11%	0,1619	1,7490	-6,6538	-0,2323	2,92%	-20,31%
3T1998	17,14%	13,67%	0,7974	3,2826	0,9798	0,0408	3,75%	7,83%
4T1998	-38,87%	8,21%	0,2111	1,4270	-5,0881	-0,2926	2,88%	-26,38%
1T1999	22,21%	4,90%	0,2205	0,4245	3,6220	0,4178	4,47%	46,25%

2T1999	47,90%	2,50%	0,0522	9,8250	17,9715	0,0457	3,00%	7,57%
3T1999	-6,87%	4,22%	0,6141	1,1390	-2,1881	-0,081	2,36%	-5,74%
4T1999	43,48%	7,77%	0,1787	0,9862	5,3096	0,4184	2,22%	44,06%
1T2000	0,48%	3,13%	6,4760	-1,0777	-0,5162	0,015	2,10%	3,60%
2T2000	6,91%	6,78%	0,9810	-0,6482	0,7109	-0,0743	2,09%	-5,34%
3T2000	72,68%	26,94%	0,3707	-7,4682	2,6252	-0,0947	1,96%	-7,51%
4T2000	-13,38%	3,60%	0,2694	2,8301	-4,2247	-0,0538	1,85%	-3,53%
1T2001	9,45%	12,23%	1,2937	-1,1330	0,6200	-0,0669	1,87%	-4,82%
2T2001	-9,76%	15,11%	1,5491	4,5492	-0,7765	-0,0258	1,98%	-0,60%
3T2001	-3,44%	3,05%	0,8853	0,1688	-1,8685	-0,3371	2,25%	-31,47%
4T2001	40,06%	12,76%	0,3186	1,7963	2,9683	0,2109	2,18%	23,27%
1T2002	11,05%	0,83%	0,0755	-1,7291	10,6621	-0,0514	2,16%	-2,98%
2T2002	9,89%	3,13%	0,3165	-0,3933	2,4892	-0,1982	2,10%	-17,72%
3T2002	2,30%	4,00%	1,7445	-0,0031	0,0214	-0,2748	2,21%	-25,27%
4T2002	4,79%	2,88%	0,6018	0,1235	0,8288	0,1934	2,40%	21,74%
1T2003	9,81%	0,83%	0,0848	-0,9783	8,3280	-0,0708	2,88%	-4,20%
2T2003	15,15%	5,55%	0,3667	1,1704	2,2230	0,1055	2,80%	13,35%
3T2003	19,12%	8,75%	0,4580	0,9202	1,8649	0,1774	2,79%	20,53%
4T2003	-4,21%	5,93%	1,4093	-0,2020	-1,0671	0,3133	2,12%	33,45%
1T2004	-30,86%	3,19%	0,1035	8,0572	-10,2439	-0,0406	1,85%	-2,21%
2T2004	3,13%	3,08%	0,9817	-0,1717	0,3946	-0,0707	1,92%	-5,15%
3T2004	37,13%	10,27%	0,2766	6,2837	3,4135	0,0558	2,07%	7,65%
4T2004	-5,77%	5,19%	0,8987	-0,9213	-1,4907	0,0839	1,96%	10,35%
1T2005	-3,69%	4,82%	1,3044	7,3062	-1,1985	-0,0079	2,08%	1,29%
2T2005	-5,29%	6,09%	1,1517	0,8088	-1,2378	-0,0932	2,25%	-7,07%
3T2005	-13,98%	2,69%	0,1927	-0,7768	-6,0676	0,2105	2,37%	23,42%
4T2005	-0,23%	8,69%	37,2002	-1,0145	-0,2719	0,0233	2,13%	4,46%
1T2006	41,01%	15,38%	0,3750	3,8855	2,5316	0,1002	2,08%	12,10%
2T2006	-3,93%	5,33%	1,3550	1,1969	-1,1079	-0,0493	1,97%	-2,96%
3T2006	-6,19%	1,02%	0,1642	2,7714	-8,1285	-0,0298	2,07%	-0,91%
4T2006	43,11%	18,47%	0,4284	2,3631	2,2279	0,1741	1,97%	19,38%
1T2007	23,39%	5,52%	0,2361	-88,9436	3,8656	-0,0024	2,04%	1,80%
2T2007	13,17%	4,02%	0,3054	0,7539	2,8048	0,1496	1,89%	16,85%
3T2007	-14,55%	2,31%	0,1589	-1,9550	-7,0855	0,0838	1,83%	10,21%
4T2007	10,20%	7,14%	0,7002	3,1268	1,1860	0,0271	1,73%	4,44%
1T2008	-11,93%	8,71%	0,7295	1,8724	-1,5615	-0,0726	1,66%	-5,60%
2T2008	3,39%	8,71%	2,5705	0,4070	0,1846	0,0395	1,78%	5,73%
3T2008	-41,34%	6,07%	0,1468	1,4990	-7,1476	-0,2894	2,04%	-26,90%
4T2008	-27,84%	24,65%	0,8855	1,1075	-1,2158	-0,2706	2,13%	-24,93%
1T2009	-9,73%	6,49%	0,6672	-2,0349	-1,8054	0,0576	1,99%	7,75%
2T2009	41,50%	13,09%	0,3155	1,8355	3,0439	0,2171	1,65%	23,36%
3T2009	8,72%	4,20%	0,4812	0,4393	1,6920	0,1617	1,62%	17,79%

Fonte: Elaborado pelo autor.

O retorno acumulado obtido pelo *Portfólio B*, atualizado trimestralmente, foi de 2.300,53% ao longo do período amostral e o retorno acumulado desconsiderando os dois primeiros anos do período amostral foi de 1.024,87%. Já o valor médio do risco foi de 9,23% e sua mediana foi de 6,53% ao longo do período amostral. O coeficiente de variação do *Portfólio B* apresentou um valor médio de 1,6846 e mediana de 0,4580. Em relação ao valor médio do Beta, ao longo do período amostral, verifica-se um valor negativo (-0,5990), indicando inicialmente uma ação "contra-ciclo", ou seja, o *Portfólio B* aparentemente apresentou-se negativamente correlacionado com a carteira de mercado. Contudo, o valor de sua mediana foi de 0,6923 demonstrando um Beta defensivo, semelhante ao *Portfólio A*, no qual os retornos do *Portfólio B* são menos ampliados em relação à carteira de mercado.

O *IS* do *Portfólio B*, assim como o *Portfólio A*, apresentou um valor médio e uma mediana negativos ao considerar todo o período amostral. Desta forma observa-se que tais resultados também se apresentam subestimados pelas distorções referentes aos retornos do ativo livre de risco, nos dois primeiros anos do período amostral. Ao desconsiderar esses dois primeiros anos tem-se que o *Portfólio B* apresentou um valor de *IS* médio de 0,1685 e uma mediana de 0,1846. Já para os valores de *IT* verifica-se um valor médio de 0,0214 e uma mediana de 0,0233.

Ao se comparar os resultados dos indicadores de desempenho do *Portfólio A* e do *Portfólio B* é apropriado observar os valores relativos à mediana do período amostral ao invés da média, pois os resultados médios podem apresentar distorções devido a valores extremos.

O retorno apresentado pelo *Portfólio A* foi superior ao retorno apresentado pelo *Portfólio B* (FIG. 8), tanto ao longo de todo o período amostral como para o período no qual se desconsidera os dois primeiros anos da amostra. Contudo, o valor da mediana do coeficiente de variação ao longo de todo o período amostral para o *Portfólio A* foi de 0,5612 e para o *Portfólio B* foi de 0,4580. Mesmo

desconsiderando os dois primeiros anos da amostra, o *Portfólio A* apresentou um valor de mediana do coeficiente de variação superior ao *Portfólio B*. Tais resultados demonstram que o *Portfólio A* apresenta uma medida de risco para cada ativo superior ao *Portfólio B* (APÊNDICE D).

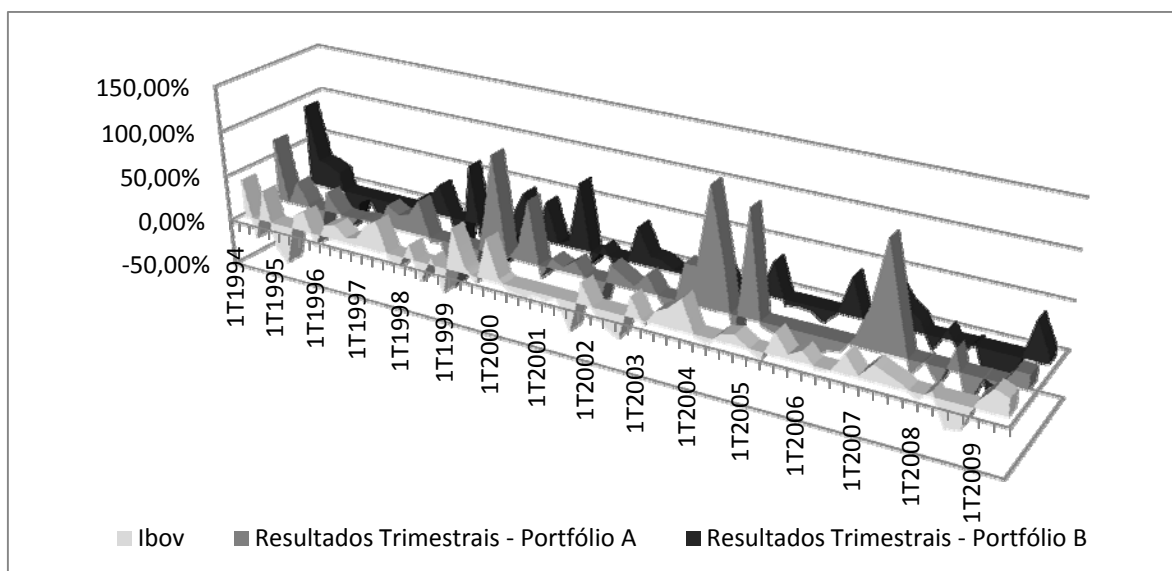


Figura 8: Resultados dos Retornos Trimestrais

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os valores de mediana dos Betas inferiores a 1,0000, mesmo observando que o *Portfólio B* apresentou um valor ligeiramente superior ao *Portfólio A*, demonstram que ambos os *Portfólios* apresentaram característica defensiva, nos quais seus retornos demonstram ser menos ampliados em relação à carteira de mercado, tanto ao longo de todo o período amostral como para o período no qual se desconsidera os dois primeiros anos da amostra.

Já os valores de *IS* e *IT* foram observados após desconsiderar os dois primeiros anos da amostra, como justificado anteriormente. O *Portfólio A* apresentou um valor de mediana para o índice de Sharpe igual a 0,0886 enquanto o valor da mediana do *Portfólio B* foi igual a 0,1846, indicando que o *Portfólio B* apresentou um maior retorno por unidade de risco total. Em relação ao índice de Treynor os *Portfólios A* e *B* apresentaram valores de mediana idênticos, igual a 0,0233,

indicando que ambos os *Portfólios* apresentaram uma baixa mensuração de retorno por unidade de risco sistemático.

Destaca-se ainda que os retornos dos *Portfólios A* e *B*, após desconsiderar os dois primeiros anos da amostra, foram superiores ao retorno do ativo livre de risco e ao retorno da carteira de mercado. Os valores do coeficiente de correlação de *Pearson* para os retornos entre os *Portfólios A* e *B*, o *Portfólio A* e a carteira de mercado e o *Portfólio B* e a carteira de mercado apresentaram igualmente uma correlação moderada (TAB. 5).

Tabela 5: Correlação dos Retornos Trimestrais

	<i>Portfólio A</i>	<i>Portfólio B</i>	<i>Ibov</i>
<i>Portfólio A</i>	1,0000	0,4386	0,4320
<i>Portfólio B</i>		1,0000	0,5140
<i>Ibov</i>			1,0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme descrito na metodologia, foi calculado o teste *t* para testar a diferença entre as médias aritméticas dos retornos acumulados do *Portfólio A*, do *Portfólio B* e da carteira de mercado (*Ibov*). Os resultados calculados para as carteiras atualizadas trimestralmente (TAB. 6) demonstram que os valores *p* são menores que 0,05 e corroboram as análises descritas anteriormente (APÊNDICE E).

Tabela 6: Valores *p* para o teste *t* das carteiras atualizadas trimestralmente

	1T1994 a 3T2009		1T1996 a 3T2009	
	<i>Portfólio B</i>	<i>Ibov</i>	<i>Portfólio B</i>	<i>Ibov</i>
<i>Portfólio A</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<i>Portfólio B</i>		0,0000		0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados obtidos através do teste *F*, para testar estatisticamente a diferença entre as variâncias dos indicadores de desempenho dos *Portfólios A* e *B*, demonstram que os valores dos coeficientes de variação (Coef. Var.) e dos índices Sharpe (*IS*) dos *Portfólios A* e *B* apresentam-se estatisticamente

diferentes, enquanto os valores dos betas e dos índices Treynor dos *Portfólios A e B* não se apresentaram estatisticamente diferentes. Tais resultados também corroboraram as análises descritas anteriormente (TAB. 7).

Tabela 7: Valores p para o teste F das carteiras atualizadas trimestralmente

1T1994 a 3T2009				1T1996 a 3T2009			
Valores p entre os <i>Portfólios A e B</i>				Valores p entre os <i>Portfólios A e B</i>			
Coef. Var.	Beta	<i>IS</i>	<i>IT</i>	Coef. Var.	Beta	<i>IS</i>	<i>IT</i>
0,0007	0,1265	0,0000	0,9953	0,0015	0,1582	0,0008	0,9968

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.2.2. Simulações de carteiras com base no q de *Tobin* atualizadas anualmente

Os resultados dos indicadores de desempenho obtidos para as carteiras com base no q de *Tobin* atualizadas anualmente foram também calculados separadamente para o *Portfólio A* (TAB. 8) e o *Portfólio B* (TAB. 9).

Observou que, ao longo de todo o período amostral, o retorno acumulado obtido pelo *Portfólio A* atualizado anualmente foi de 3.936,69% e o retorno acumulado desconsiderando os dois primeiros anos do período amostral foi de 2.697,69%. O valor médio do risco do *Portfólio A* foi de 33,67% e a sua mediana foi de 14,49%, ao longo do período amostral. Já o valor médio do risco e a sua mediana, desconsiderando os dois primeiros anos do período amostral, foram respectivamente 36,43% e 14,49%. O coeficiente de variação do *Portfólio A*, apresentou um valor médio de 1,0950 e uma mediana de 0,5423 ao longo de todo o período amostral, enquanto ao desconsiderar os dois primeiros anos do período amostral os resultados foram respectivamente 1,1784 e 0,5956 (APÊNDICE D).

Tabela 8: Resultados Anuais - *Portfólio A*

Período	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
1994	38,16%	18,26%	0,4784	0,9621	-13,8058	-2,6197	290,20%	28,23%
1995	-19,26%	10,48%	0,5442	1,0829	-5,1205	-0,4956	34,41%	-15,15%
1996	-7,48%	8,83%	1,1808	-0,8018	-2,5703	0,2831	15,22%	43,53%
1997	9,62%	14,68%	1,5265	-0,2384	-0,4116	0,2535	15,66%	41,01%
1998	3,83%	8,50%	2,2179	0,2759	-1,2172	-0,3750	14,18%	-23,32%
1999	82,94%	8,60%	0,1037	0,8851	8,2382	0,8009	12,05%	92,14%
2000	39,36%	25,62%	0,6508	-1,5094	1,2243	-0,2078	8,00%	-12,78%
2001	17,18%	12,67%	0,7374	-0,4066	0,7026	-0,2189	8,28%	-13,61%
2002	-3,42%	15,38%	4,4951	0,3713	-0,7992	-0,3310	8,87%	-24,23%
2003	118,97%	22,05%	0,1853	2,0627	4,9156	0,5254	10,59%	63,13%
2004	68,80%	27,33%	0,3973	21,4805	2,2318	0,0284	7,80%	10,64%
2005	-22,81%	12,33%	0,5404	-2,3843	-2,5669	0,1327	8,83%	22,10%
2006	97,55%	18,46%	0,1893	4,5829	4,8453	0,1952	8,09%	27,61%
2007	80,27%	311,57%	3,8814	2,8199	0,2336	0,2581	7,49%	33,30%
2008	-55,77%	9,70%	0,1740	1,0686	-6,5327	-0,5931	7,61%	-51,70%
2009	65,54%	14,31%	0,2183	1,1157	4,1051	0,5264	6,81%	59,45%

Fonte: Elaborado pelo autor.

O valor médio do coeficiente beta ao longo do período amostral foi igual a 1,9605, demonstrando um Beta agressivo no qual a rentabilidade média do *Portfólio A* tende a ampliar o retorno médio da carteira de mercado (Ibov), contudo o valor de sua mediana foi de 0,9236 demonstrando um Beta neutro em relação à carteira de mercado. Ao desconsiderar os dois primeiros anos do período amostral, observou-se um valor médio de Beta igual a 2,0945 e uma mediana igual a 0,6282, ou seja, um Beta considerado agressivo e um Beta considerado defensivo em relação à carteira de mercado. Essa divergência, como mencionado anteriormente, deve-se as distorções oriundas aos valores extremos, sendo assim mais adequado optar pelo valor da mediana.

O IS do *Portfólio A* atualizado anualmente, assim como observado no *Portfólio A* atualizado trimestralmente apresentou um valor médio e uma mediana negativos, ao observar todo o período amostral. Assim ao desconsiderar os dois primeiros anos da amostra, tem-se que o *Portfólio A* apresentou um valor médio de 0,8856 e uma mediana 0,4681. Igualmente, ao desconsiderar os dois primeiros anos do

período amostral, o *IT* apresentou um valor médio de 0,0913 e uma mediana de 0,1640.

O retorno acumulado obtido pelo *Portfólio B*, atualizado anualmente (TAB. 9), foi de 18.453,38% ao longo do período amostral e o retorno desconsiderando os dois primeiros anos do período amostral foi de 8.345,08%. Já o valor médio do risco foi de 14,82% e sua mediana foi de 13,96% ao longo do período amostral, enquanto o valor médio do risco e a sua mediana desconsiderando os dois primeiros anos do período amostral foram respectivamente 14,31% e 13,96%. O coeficiente de variação do *Portfólio B* apresentou um valor médio de 2,2311 e uma mediana de 0,1921 ao longo do período amostral, já o valor médio e a mediana desconsiderando os dois primeiros anos do período amostral foram respectivamente 2,5225 e 0,2317. Novamente as distorções oriundas aos valores extremos evidenciam a significativa diferença entre os valores médios e as medianas (APÊNDICE D).

Tabela 9: Resultados Anuais - Portfólio B

Período	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	<i>IS</i>	<i>IT</i>	Poup.	Ibov
1994	132,96%	25,83%	0,1943	0,6002	-6,0874	-2,6197	290,20%	28,23%
1995	-58,33%	10,99%	0,1883	1,8712	-8,4421	-0,4956	34,41%	-15,15%
1996	94,17%	17,88%	0,1899	2,7886	4,4144	0,2831	15,22%	43,53%
1997	61,21%	16,76%	0,2737	1,7969	2,7185	0,2535	15,66%	41,01%
1998	-35,89%	28,28%	0,7878	1,3353	-1,7709	-0,3750	14,18%	-23,32%
1999	103,50%	10,92%	0,1055	1,1419	8,3729	0,8009	12,05%	92,14%
2000	60,48%	18,30%	0,3027	-2,5254	2,8669	-0,2078	8,00%	-12,78%
2001	-0,42%	12,53%	30,0756	0,3973	-0,6940	-0,2189	8,28%	-13,61%
2002	34,88%	6,48%	0,1856	-0,7859	4,0175	-0,3310	8,87%	-24,23%
2003	56,26%	15,39%	0,2735	0,8692	2,9679	0,5254	10,59%	63,13%
2004	5,36%	12,24%	2,2826	-0,8577	-0,1990	0,0284	7,80%	10,64%
2005	57,28%	17,55%	0,3064	3,6508	2,7603	0,1327	8,83%	22,10%
2006	157,96%	16,02%	0,1014	7,6776	9,3537	0,1952	8,09%	27,61%
2007	62,19%	7,60%	0,1221	2,1193	7,2012	0,2581	7,49%	33,30%
2008	-53,98%	8,04%	0,1489	1,0385	-7,6636	-0,5931	7,61%	-51,70%
2009	77,37%	12,29%	0,1588	1,3405	5,7436	0,5264	6,81%	59,45%

Fonte: Elaborado pelo autor.

O valor médio do Beta, ao longo do período amostral, foi de 1,4036, indicando um Beta agressivo no qual a rentabilidade média do *Portfólio B* tende a ampliar o retorno médio em comparação com a carteira de mercado, assim como o valor de sua mediana que foi de 1,2386. Para o valor médio e a mediana desconsiderando os dois primeiros anos do período amostral observou-se respectivamente 1,4276 e 1,2386, confirmando a característica do Beta agressivo para o *Portfólio B* no qual tende a ampliar o retorno médio em relação à carteira de mercado.

Ao desconsiderar esses dois primeiros anos do período amostral tem-se que o *Portfólio B* apresentou um valor de *IS* médio de 2,8635 e uma mediana de 2,9174, mensurando um significativo valor de retorno por unidade de risco total. Em relação ao índice de Treynor do *Portfólio B* atualizado anualmente e também ao desconsiderar os dois primeiros anos do período amostral, verifica-se um valor médio de 0,0913 e uma mediana de 0,1640, igualmente aos valores observados no *Portfólio A*.

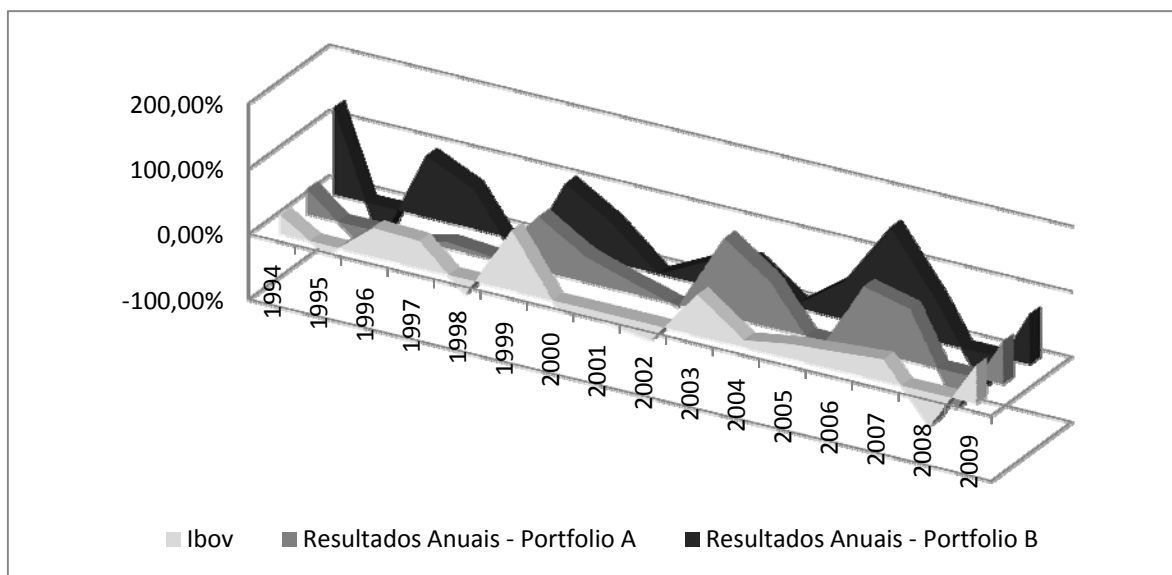


Figura 9: Resultados dos Retornos Anuais

Fonte: Elaborado pelo autor.

Assim como para os resultados dos indicadores de desempenho do *Portfólio A* e *B* atualizados trimestralmente, serão observados os valores relativos a mediana do *Portfólio A* e *B* atualizados anualmente.

Diferentemente dos resultados observados nos *Portfólio A* e *B*, atualizados trimestralmente, o retorno apresentado pelo *Portfólio B* atualizado anualmente foi superior ao retorno apresentado pelo *Portfólio A* (FIG. 9), tanto ao longo de todo o período amostral como para o período no qual se desconsidera os dois primeiros anos da amostra. O valor da mediana do coeficiente de variação ao longo de todo o período, desconsiderando os dois primeiros anos da amostra foram superiores no *Portfólio A* em comparação com o *Portfólio B*, demonstrando que o *Portfólio A* apresenta maior medida de risco para cada ativo em comparação ao *Portfólio B* (APÊNDICE D).

Os valores de mediana dos Betas para o *Portfólio A* foram inferiores a 1,0000, tanto ao longo de todo o período amostral como para o período no qual se desconsidera os dois primeiros anos da amostra, demonstrando o *Portfólio A* apresentou característica defensiva. Já os valores de mediana dos Betas para o *Portfólio B* ao longo de todo o período amostral, para o período no qual se desconsidera os dois primeiros anos da amostra, foram superiores a 1,0000, demonstrando uma característica agressiva do *Portfólio B* em relação à carteira de mercado.

Os valores de *IS* e *IT* foram observados após desconsiderar os dois primeiros anos da amostra. O *Portfólio A* apresentou um valor de mediana para o índice de Sharpe igual a 0,4681 enquanto o valor da mediana do *Portfólio B* foi igual a 2,9174, verificando que o *Portfólio B* apresentou um maior retorno por unidade de risco total. Em relação ao índice de Treynor, assim como os *Portfólios A* e *B* atualizados trimestralmente, os *Portfólios A* e *B* atualizados anualmente apresentaram valores de mediana idênticos, iguais a 0,1640, indicando também que ambos os *Portfólios* apresentaram uma baixa mensuração de retorno por unidade de risco sistemático.

Tabela 10: Correlação dos Retornos Anuais

	<i>Portfólio A</i>	<i>Portfólio B</i>	Ibov
<i>Portfólio A</i>	1.0000	0.5726	0.6687
<i>Portfólio B</i>		1.0000	0.7011
Ibov			1.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Observa-se que os retornos dos *Portfólios A* e *B*, após desconsiderar os dois primeiros anos da amostra, foram superiores ao retorno do ativo livre de risco e ao retorno da carteira de mercado. Os valores do coeficiente de correlação de *Pearson* para os retornos entre os *Portfólios A* e *B*, o *Portfólio A* e a carteira de mercado e o *Portfólio B* e a carteira de mercado indicaram também uma correlação moderada (TAB. 10).

Empregou-se o teste *t* para testar a diferença entre as médias aritméticas dos retornos acumulados do *Portfólio A*, do *Portfólio B* e da carteira de mercado (Ibov). Os resultados calculados para as carteiras atualizadas anualmente (TAB. 11) demonstram que os valores *p* apresentam-se menores que 0,05, com exceção do teste *t* entre os valores acumulados do *Portfólio A* e da carteira de mercado (Ibov) para o período entre o primeiro trimestre de 1996 e o terceiro trimestre de 2009. Tais resultados corroboram as análises descritas anteriormente.

Tabela 11: Valores *p* para o teste *t* das carteiras atualizadas anualmente

	1T1994 a 3T2009		1T1996 a 3T2009	
	<i>Portfólio B</i>	Ibov	<i>Portfólio B</i>	Ibov
<i>Portfólio A</i>	0,0143	0,0273	0,0165	0,0529
<i>Portfólio B</i>		0,0158		0,0219

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados obtidos através do teste *F* (TAB. 12), para testar estatisticamente a diferença entre as variâncias dos indicadores de desempenho dos *Portfólios A* e *B* atualizados anualmente, demonstram que os valores dos coeficientes de variação

(Coef. Var.) e os betas dos *Portfólios A* e *B* apresentam-se estatisticamente diferentes, enquanto os valores dos índices Sharpe (*IS*) e dos índices Treynor dos *Portfólios A* e *B* não se apresentaram estatisticamente diferentes. Tais resultados também corroboraram as análises descritas anteriormente (APÊNDICE E).

Tabela 12: Valores p para o teste F das carteiras atualizadas anualmente

1T1994 a 3T2009				1T1996 a 3T2009			
Valores p entre os <i>Portfólios A</i> e <i>B</i>				Valores p entre os <i>Portfólios A</i> e <i>B</i>			
Coef. Var.	Beta	<i>IS</i>	<i>IT</i>	Coef. Var.	Beta	<i>IS</i>	<i>IT</i>
0,0000	0,0013	0,8993	1,0000	0,0000	0,0027	0,5687	1,0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.2.3. Simulações de carteiras com base no q de *Tobin* atualizadas quadrienalmente

Os resultados dos indicadores de desempenho obtidos para as carteiras com base no q de *Tobin* atualizadas quadrienalmente, assim como as carteiras atualizadas trimestralmente e anualmente, foram elaborados separadamente para o *Portfólio A* (TAB. 13) e o *Portfólio B* (TAB. 14).

Tabela 13: Resultados Quadrienais - *Portfólio A*

Período	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	<i>IS</i>	<i>IT</i>	Poup.	Ibov
1994-1997	-125,36%	16,98%	0,1354	1,8575	-28,3227	-2,5887	355,49%	96,62%
1998-2001	-140,68%	21,65%	0,1539	2289,9109	-8,4634	-0,0008	42,51%	42,43%
2002-2005	261,93%	38,84%	0,1483	6,3528	5,8146	0,3555	36,09%	71,64%
2006-2009	109,53%	15,93%	0,1454	2,0571	4,9937	0,3866	30,00%	68,66%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Verificou que, ao longo de todo o período amostral, o retorno acumulado obtido pelo *Portfólio A*, atualizado quadrienalmente, foi de 47,03% e o retorno acumulado desconsiderando o primeiro período amostral, ou seja, os quatro primeiros anos foi de 333,08%. O valor médio do risco do *Portfólio A* foi de 23,35% e a sua mediana

foi de 19,31%, ao longo do período amostral. Já o valor médio do risco e a sua mediana, desconsiderando os quatro primeiros anos do período amostral, foram respectivamente 25,47% e 21,65%. O coeficiente de variação do *Portfólio A*, apresentou um valor médio igual a 0,1457 e uma mediana igual a 0,1468 ao longo de todo o período amostral e uma mediana igual a 0,1483 ao desconsiderar os quatro primeiros anos do período amostral (APÊNDICE D).

O valor médio do coeficiente beta, ao longo de todo o período amostral, foi igual a 575,0446, indicando um valor médio de Beta extremamente elevado, devido a distorções de dados extremos. Já o valor de sua mediana foi igual a 4,2050 demonstrando um Beta agressivo em relação à carteira de mercado. Ao desconsiderar os quatro primeiros anos do período amostral, observou-se um valor médio de Beta igual a 766,1069 e uma mediana igual a 6,3528, ou seja, um Beta também considerado agressivo em relação à carteira de mercado.

O *IS* do *Portfólio A* atualizado quadrienalmente, assim como observado no *Portfólio A* atualizado trimestralmente e anualmente apresentou um valor médio e uma mediana negativos ao longo de todo o período amostral. Assim ao desconsiderar os quatro primeiros anos da amostra tem-se que o *Portfólio A* apresentou um valor médio de 0,7816 e uma mediana 4,9937. Igualmente, ao desconsiderar os quatro primeiros anos do período amostral, o *IT* apresentou um valor médio de 0,2471 e uma mediana de 0,3555.

Tabela 14: Resultados Quadrienais - *Portfólio B*

Período	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	<i>IS</i>	<i>IT</i>	Poup.	Ibov
1994-1997	32,58%	16,04%	0,4924	1,2474	-20,1262	-2,5887	355,49%	96,62%
1998-2001	152,40%	21,57%	0,1415	-1373,6094	5,0946	-0,0008	42,51%	42,43%
2002-2005	175,67%	7,03%	0,0400	3,9263	19,8495	0,3555	36,09%	71,64%
2006-2009	303,63%	34,84%	0,1147	7,0778	7,8540	0,3866	30,00%	68,66%

Fonte: Elaborado pelo autor.

O retorno acumulado obtido pelo *Portfólio B* atualizado quadrienalmente foi de 3623,49% ao longo do período amostral e o retorno acumulado, desconsiderando

os dois primeiros anos do período amostral, foi de 2798,39%. Já o valor médio do risco foi de 19,87% e sua mediana foi de 18,81% ao longo do período amostral, enquanto o valor médio do risco e a sua mediana, desconsiderando os quatro primeiros anos do período amostral, foram respectivamente 21,15% e 21,57%. O coeficiente de variação do *Portfólio B* apresentou um valor médio de 0,1972 e uma mediana de 0,1281 ao longo do período amostral, já o valor médio e a mediana desconsiderando os dois primeiros anos do período amostral foram respectivamente 0,0988 e 0,1147.

O valor médio do Beta, ao longo do período amostral, evidenciou novamente as distorções oriundas aos valores extremos e apresentou um valor elevado e negativo igual a -340,3395, contudo o valor de sua mediana, que foi de 2,5868, demonstrou um Beta agressivo no qual a rentabilidade média do *Portfólio B* tende a ampliar o retorno médio em comparação com a carteira de mercado. Para o valor médio e a mediana, desconsiderando os quatro primeiros anos do período amostral, observou-se respectivamente -454,2018 e 3,9263, confirmando as distorções oriundas aos valores extremos e a característica de um Beta agressivo para o *Portfólio B* que tende a ampliar o retorno médio em relação à carteira de mercado (APÊNDICE D).

Ao desconsiderar os quatro primeiros anos do período amostral, tem-se que o *Portfólio B* apresentou um valor de *IS* médio de 10,9327 e uma mediana de 7,8540, mensurando um significativo valor de retorno por unidade de risco total. Em relação ao *IT* do *Portfólio B*, atualizado quadrienalmente, e também ao desconsiderar os quatro primeiros anos do período amostral, verifica-se um valor médio de 0,2471 e uma mediana de 0,3555, igualmente aos valores observados no *Portfólio A*.

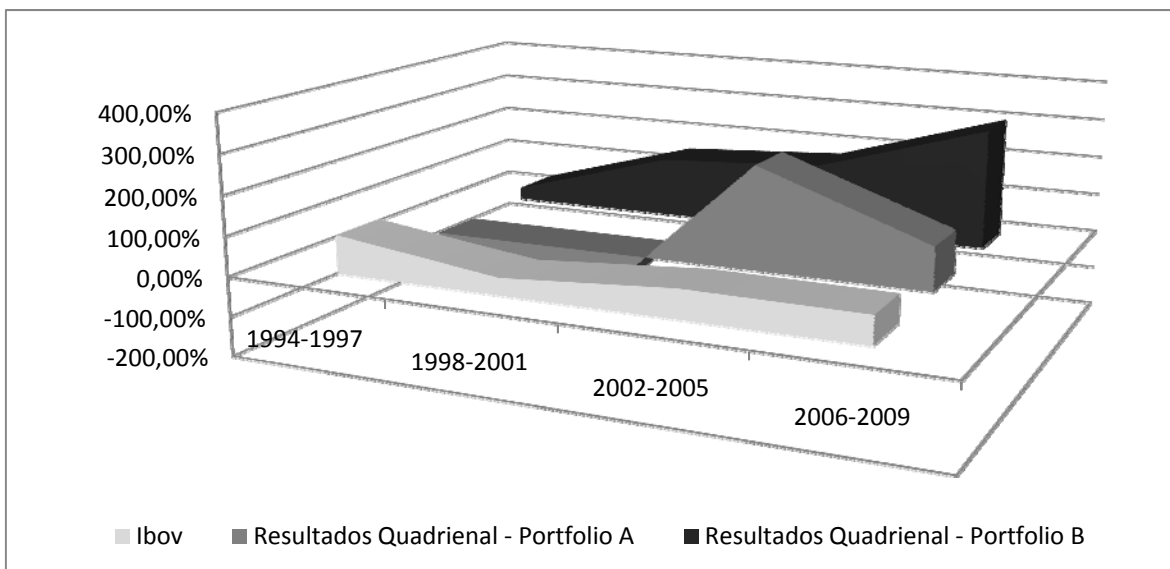


Figura 10: Resultados dos Retornos Anuais

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os valores relativos à mediana do *Portfólio A* e *B*, atualizados quadrienalmente, foram observados similarmente aos resultados dos indicadores de desempenho do *Portfólio A* e *B* atualizados trimestralmente e anualmente.

O retorno apresentado pelo *Portfólio B*, atualizado quadrienalmente, foi superior ao retorno apresentado pelo *Portfólio A* (FIG. 10), tanto ao longo de todo o período amostral como para o período no qual se desconsidera os quatro primeiros anos da amostra. O valor da mediana do coeficiente de variação ao longo de todo o período, desconsiderando os quatro primeiros anos da amostra, foram superiores no *Portfólio A* em comparação com o *Portfólio B*, demonstrando, assim, como para as carteiras atualizadas anualmente, que o *Portfólio A* apresenta maior medida de risco para cada ativo em comparação ao *Portfólio B* (APÊNDICE D).

Os valores de mediana dos Betas para os *Portfólios A* e *B* foram superiores a 1,0000, tanto ao longo de todo o período amostral como para o período no qual se desconsidera os quatro primeiros anos da amostra, demonstrando uma característica agressiva dos *Portfólios* em relação à carteira de mercado.

Os valores de IS e IT foram observados após desconsiderar os quatro primeiros anos da amostra. O *Portfólio A* apresentou um valor de mediana para o índice de Sharpe igual a 4,9937 enquanto o valor da mediana do *Portfólio B* foi igual a 7,8540, observando que o *Portfólio B* apresentou um maior retorno por unidade de risco total. Em relação ao índice de Treynor, assim como os *Portfólios A* e *B* atualizados trimestralmente e anualmente, os *Portfólios A* e *B* atualizados quadrienalmente apresentaram valores de mediana idênticos, iguais a 0,3555, demonstrando também que ambos os *Portfólios* apresentaram uma baixa mensuração de retorno por unidade de risco sistemático.

Assim como as carteiras atualizadas trimestralmente e anualmente, observa-se também que os retornos dos *Portfólios A* e *B*, após desconsiderar os quatro primeiros anos da amostra, foram superiores ao retorno do ativo livre de risco e ao retorno da carteira de mercado. Já os valores do coeficiente de correlação de *Pearson*, para os retornos entre os *Portfólios A* e *B*, apresentaram uma correlação moderada, enquanto o *Portfólio A* e a carteira de mercado apresentaram uma fraca correlação. O valor de correlação entre o *Portfólio B* e a carteira de mercado indicaram uma correlação negativamente moderada (TAB. 15).

Tabela 15: Correlação dos Retornos Quadrienais

	<i>Portfólio A</i>	<i>Portfólio B</i>	Ibov
<i>Portfólio A</i>	1.0000	0.5595	0.0651
<i>Portfólio B</i>		1.0000	-0.4530
Ibov			1.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Empregou-se também o teste t , para as carteiras atualizadas quadrienalmente, com a finalidade de testar a diferença entre as médias aritméticas dos retornos acumulados do *Portfólio A*, do *Portfólio B* e da carteira de mercado (Ibov). Os resultados (TAB. 16) demonstram que apenas o valor p do teste t entre o *Portfólio A* e da carteira de mercado (Ibov) para o período entre o primeiro trimestre de 1994 e o terceiro trimestre de 2009 apresentou-se estatisticamente diferente.

Tabela 16: Valores p para o teste t das carteiras atualizadas quadrienalmente

	1T1994 a 3T2009		1T1996 a 3T2009	
	<i>Portfólio B</i>	<i>Ibov</i>	<i>Portfólio B</i>	<i>Ibov</i>
<i>Portfólio A</i>	0,2000	0,0263	0,2545	0,2263
<i>Portfólio B</i>		0,3497		0,3005

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados obtidos através do teste F (TAB. 17), para testar estatisticamente a diferença entre as variâncias dos indicadores de desempenho dos *Portfólios A e B* atualizados quadrienalmente, demonstram que somente os valores dos coeficientes de variação (Coef. Var.) apresentam-se estatisticamente diferentes (APÊNDICE E).

Tabela 17: Valores p para o teste F das carteiras atualizadas quadrienalmente

1T1994 a 3T2009				1T1996 a 3T2009			
Valores p entre os <i>Portfólios A e B</i>				Valores p entre os <i>Portfólios A e B</i>			
Coef. Var.	Beta	<i>IS</i>	<i>IT</i>	Coef. Var.	Beta	<i>IS</i>	<i>IT</i>
0,0002	0,4274	0,9346	1,0000	0,0134	0,5338	0,9783	1,0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.2.4. Análise final dos resultados das simulações de carteiras com base no q de Tobin

Ao observar os resultados das carteiras com base no q de Tobin atualizadas trimestralmente, verifica-se que o *Portfólio A* apresentou um maior desempenho no retorno em comparação com o *Portfólio B* (FIG. 11 e FIG. 12). Contudo a relação risco e retorno, observada pelo coeficiente de variação que representa uma medida de risco para cada unidade de ativo, se apresentou melhor para o *Portfólio B* em comparação com o *Portfólio A*. Observou-se, ainda, que o *Portfólio B* apresentou um maior retorno por unidade de risco total (*IS*) e ambos os *Portfólios* apresentaram uma idêntica mensuração de retorno por unidade de risco sistemático (*IT*). Ao desconsiderar os dois primeiros anos da amostra é possível

observar que tanto o *Portfólio A* quanto o *Portfólio B* apresentaram um retorno superior ao ativo livre de risco (Poup) e a carteira de mercado (Ibov).

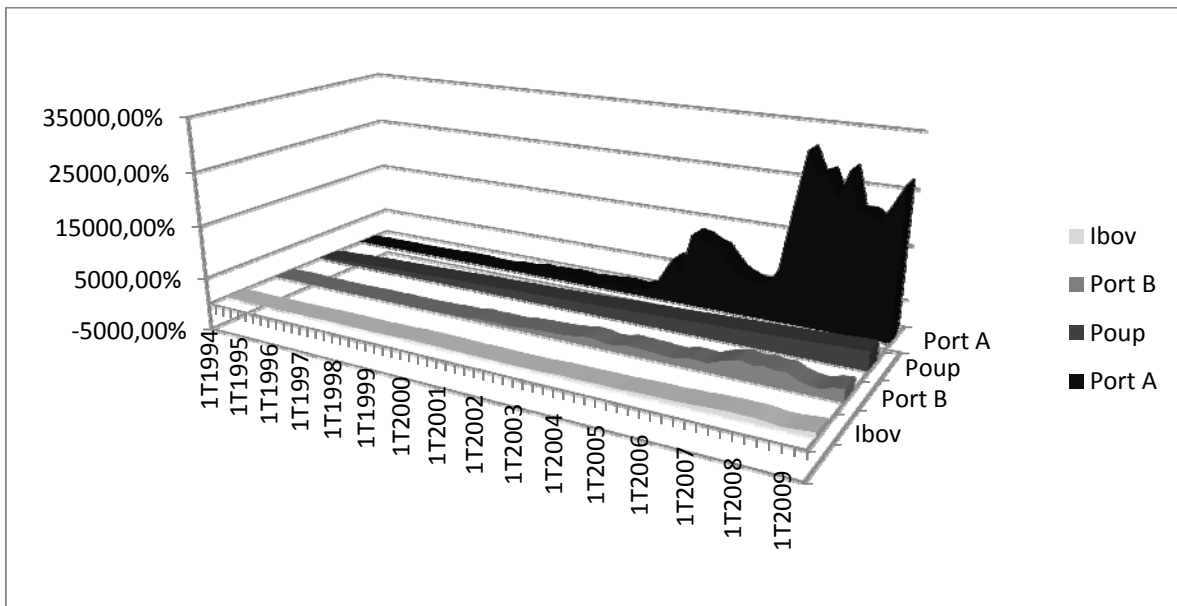


Figura 11: Resultados dos Retornos Acumulados Trimestrais de 1T1994 a 3T2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

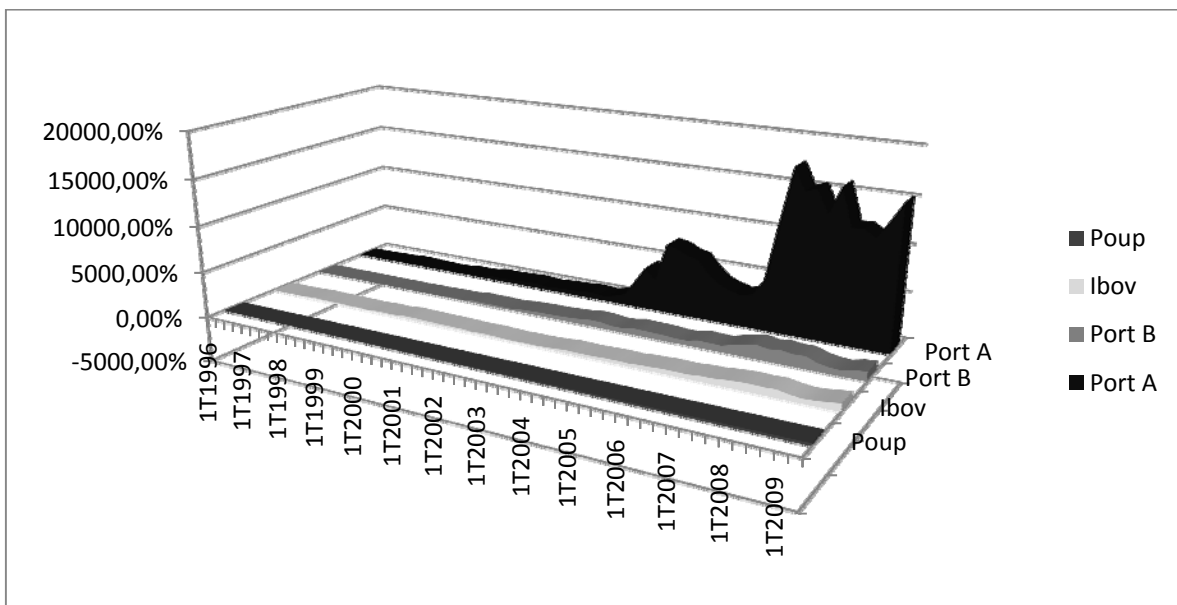


Figura 12: Resultados dos Retornos Acumulados Trimestrais de 1T1996 a 3T2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação às carteiras, com base no q de Tobin atualizadas anualmente, se verifica que o *Portfólio B* apresentou um maior retorno em comparação com o *Portfólio A* (FIG. 13 e FIG. 14) e uma melhor relação risco e retorno.

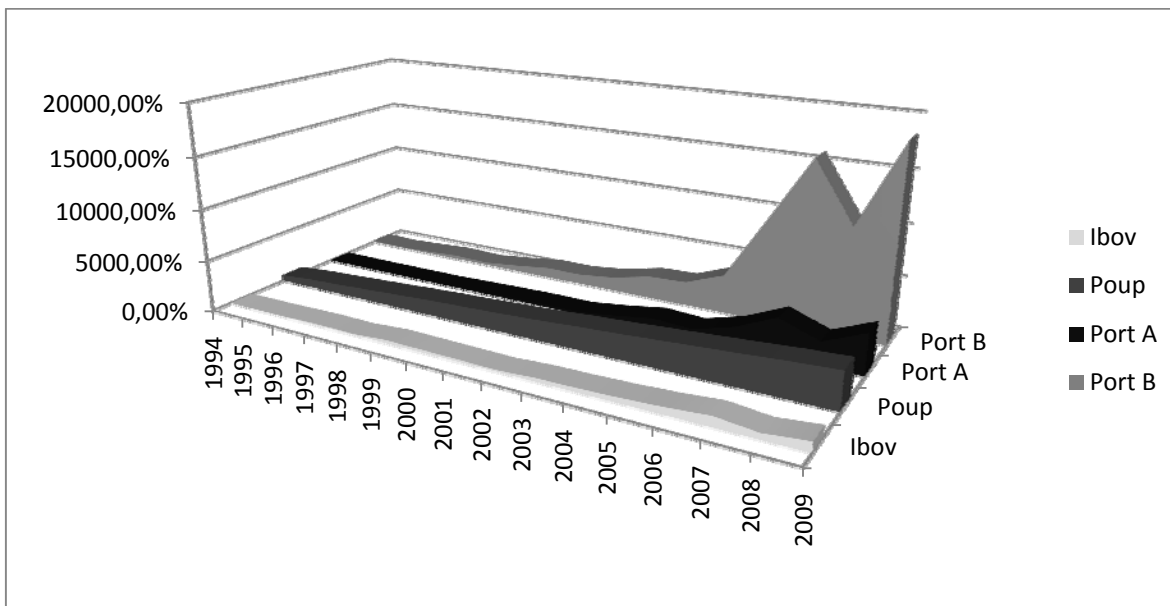


Figura 13: Resultados dos Retornos Acumulados Anuais de 1994 a 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

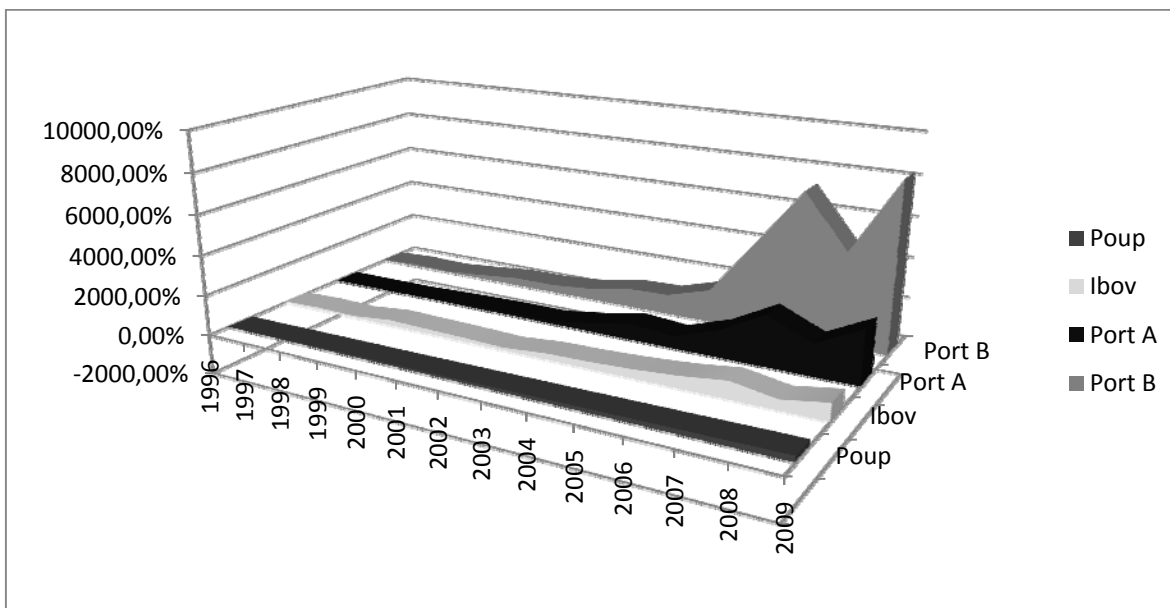


Figura 14: Resultados dos Retornos Acumulados Anuais de 1996 a 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por fim, em relação às carteiras com base no q de Tobin atualizadas quadrialmente, se observou que o *Portfólio B* também apresentou um maior retorno (FIG. 15 e FIG. 16) e melhor relação risco e retorno.

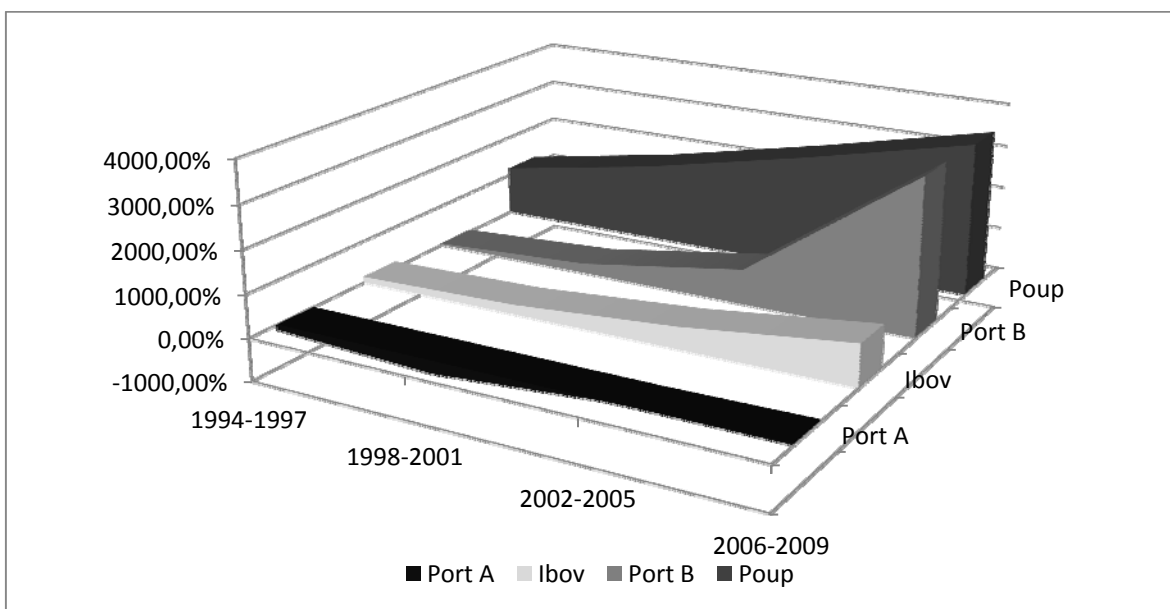


Figura 15: Resultados dos Retornos Acumulados Quadrienais de 1994 a 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

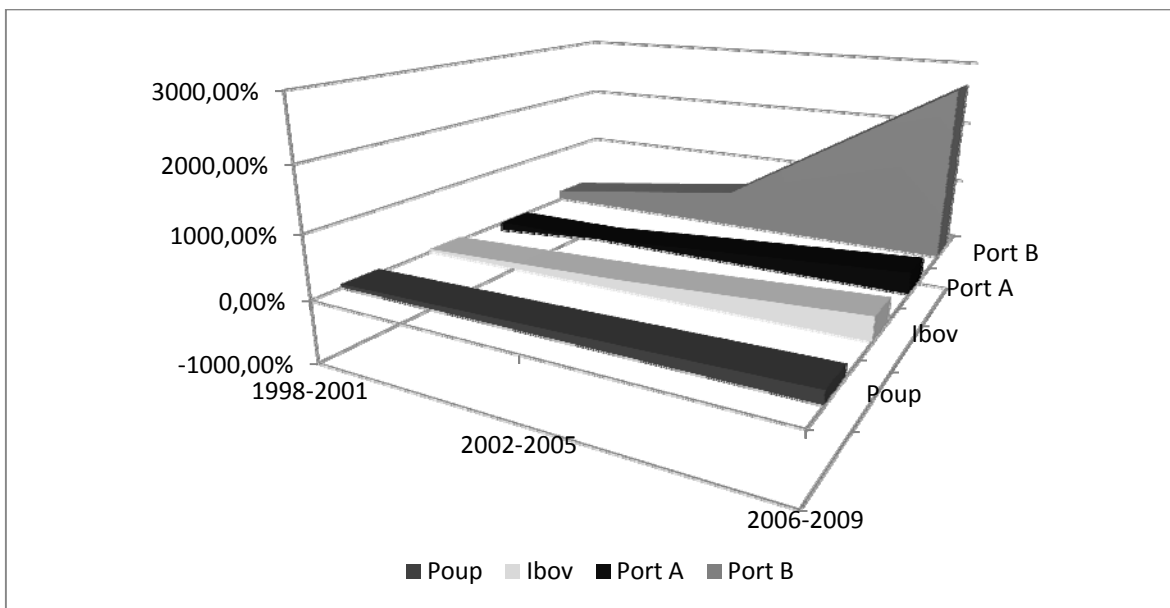


Figura 16: Resultados dos Retornos Acumulados Quadrienais de 1996 a 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A estratégia de formação de carteiras de investimento utilizando o q de Tobin para as empresas brasileiras de capital aberto, que tiveram participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009, demonstraram que o *Portfólio A* atualizado trimestralmente apresentou um retorno mais vantajoso para o período considerado de curto prazo, contudo a relação risco e retorno se apresentou mais vantajosa para o *Portfólio B*. Para o período considerado de médio prazo, no qual o investidor externo permanece com os ativos dos *Portfólios A e B* por um ano, e para o período considerado de longo prazo, no qual o investidor externo permanece com os ativos dos *Portfólios A e B* por quatro anos, observou-se que o *Portfólio B* apresentou um retorno e uma relação risco e retorno mais vantajosa aos investidores externos.

Dado que o *Portfólio B* foi composto por ativos que possuíam valores de q inferiores ao primeiro quartil da amostra, tais empresas apresentaram, de maneira geral, um valor contábil superior ao valor de mercado. Desta forma, o investidor externo poderia interpretar a situação das empresas que compõem o *Portfólio B* sobre duas hipóteses:

- A primeira, conforme Koch e Shenoy (1999), no qual estas empresas poderiam estar expostas a problemas de sobreinvestimento e seus gestores tenderiam aplicar recursos em projetos destruidores de valor. Contudo, deve-se observar que, para as empresas que compõem o *Portfólio A* e apresentam valores de q superiores ao terceiro quartil da amostra, entre o segundo trimestre de 1994 e o terceiro trimestre de 2003, os valores de q do terceiro quartil foram inferiores a um. Assim, algumas empresas que compõem o *Portfólio A* poderiam também estar expostas a problemas de sobreinvestimento (APÊNDICE C);
- A segunda, conforme Mcconnell e Servaes (1995), no qual as empresas com valores de q inferiores a um, demonstram que os gestores estariam

sinalizando ao mercado que as ações de suas empresas estão subavaliadas.

Os resultados auferidos demonstram que os investidores externos, que tendem a manter os ativos de suas carteiras por um período considerado de curto prazo, obtêm maior vantagem ao investirem em empresas com valor de q mais elevados, ou seja, empresas que apresentam um valor de mercado superior ao seu valor contábil. Esse resultado é corroborado pela prática de mercado adotado pelo investidor externo, no qual os investidores que possuem o perfil de investirem em ativos por um período de curto prazo, tendem a preferir os ativos que atualmente são mais valorizados pelo mercado, muitas vezes sem utilizar uma análise fundamentalista para mensurar o valor contábil dessa empresa, pois buscam alcançar um maior retorno mesmo em detrimento de um maior risco.

Já, os investidores externos que tendem a manter os ativos de suas carteiras por um período considerado de médio e longo prazo, obtêm relações mais vantajosas de retorno ao investirem em empresas com valor de q mais baixos, nos quais aproveitam as oportunidades de investimento sinalizadas pelos gestores, em que, as ações de suas empresas estariam subavaliadas. Esse resultado também é corroborado pela prática de mercado adotado pelo investidor externo que tende utilizar uma análise fundamentalista, mensurando e avaliando contabilmente o valor da empresa. Tais investidores buscam minimizar o seu risco e maximizar o seu retorno, assim utilizam tal análise fundamentalista conjuntamente com a relação histórica de risco e retorno para auxiliar na escolha de seus ativos.

De forma geral, os resultados também corroboram com a pesquisa de Li, Oum e Zhang (2004), no qual a variável q é relevante ao mostrar a atuação do mercado de ações na economia e umas das principais vantagens em utilizar o q de Tobin, como um indicador de oportunidades de investimentos, se dá por meio da incorporação das expectativas de mercado através das expectativas dos investidores quanto ao desempenho futuro da firma.

Deve-se destacar que, desde a crise cambial brasileira em 2002, que resultou na depreciação do Real em 53%² em relação ao dólar, os fundamentos macroeconômicos do país melhoraram. O Real se valorizou significativamente frente ao dólar desde 2004 e o risco país também renovou suas mínimas históricas. Esses fatos impulsionaram o mercado de capitais brasileiro, proporcionando um considerável retorno aos seus investidores até o início da crise *subprime* que foi revelada ao público a partir de Fevereiro de 2007.

A crise *subprime* foi originada através da crise do crédito hipotecário americana, no qual verificou-se posteriormente que os títulos *subprime* incluíam desde empréstimos hipotecários até cartões de crédito e aluguel de carros, e foram concedidos, nos Estados Unidos da América, a clientes sem comprovação de renda e com histórico ruim de crédito. Tais empréstimos eram renegociados sucessivamente, o que foi possível enquanto o preço dos imóveis permaneceram em alta. Pois, essa valorização contínua dos imóveis permitia aos mutuários obter novos empréstimos para liquidar os anteriores, em atraso, oferecendo o mesmo imóvel como garantia.

Contudo, visto que as taxas de juros eram pós-fixadas, quando estas se elevaram consideravelmente nos Estados Unidos da América, conjuntamente com a queda do preço dos imóveis, houve inadimplência em massa. Tal fato provocou uma crise de confiança geral no sistema financeiro devido ao receio de falta de liquidez bancária e culminou, no que muitos economistas consideram como a mais grave crise desde 1929, pois tornou-se uma crise sistêmica, proporcionada pela interrupção da cadeia de pagamentos da economia global que atingiu generalizadamente todos os setores econômicos da economia mundial. Esse contexto também é evidenciado pelos resultados dos retornos acumulados trimestrais e anuais, tanto de 1994 a 2009, quanto ao desconsiderar os dois primeiros anos da amostra (FIG. 11, FIG. 12, FIG. 13 e FIG. 14).

² Fonte: IBGE. Contas Nacionais (referência 200). Elaboração: Grupo de Conjuntura Fundap.

4.3. Modelo empírico do nível de investimento da firma

A Modelagem empírica foi proposta para analisar a relação entre o nível de investimento da firma e o q de Tobin, empregando as variáveis de controle o Fluxo de Caixa Bruto ponderada pelo patrimônio líquido ($fcpl$), taxa de juros (j) e a taxa de câmbio (c) com o objetivo de verificar se a variável q explica o nível de investimento da firma, que é determinado pelo gestor.

4.3.1. Modelo Irrestrito

O Modelo Irrestrito foi especificado após testar as três hipóteses principais (dados em painel com efeito combinado, efeitos fixos ou efeitos aleatórios) com objetivo de decidir entre os modelos de regressão com dados em painel.

Primeiramente, estimou-se o modelo com efeitos combinados, seguido da estimação do modelo com efeitos aleatórios e utilizou o teste *Breusch-Pagan* no qual se verificou que o modelo de efeitos aleatórios é apropriado. Posteriormente, se estimou o modelo com efeitos fixos e o teste para verificar a homocedasticidade, que foi desenvolvido por Baum (2001) e baseia-se em uma modificação do teste Wald. O teste revelou a presença de heterocedasticidade e, conforme relatado por Wooldridge (2002), deve-se empregar a metodologia de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White e estimar novamente os modelos de regressão com dados em painel com a presença de efeitos fixos e aleatórios. Após empregar a metodologia de regressão robusta com dados em painel e efetuar os testes necessários à correta especificação do modelo (APÊNDICE F), verificou-se que o modelo melhor especificado é o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios (TAB. 18).

Tabela 18: Modelo Irrestrito

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>q</i>	-0,004428	0,001368	-3,240	0,001	-0,007108	-0,001748
<i>fcpl</i>	0,604856	0,318694	1,900	0,058	-0,019772	1,229484
<i>j</i>	-0,006055	0,021888	-0,280	0,782	-0,048956	0,036846
<i>c</i>	0,046972	0,095468	0,490	0,623	-0,140142	0,234086
<i>const.</i>	0,493796	0,442196	1,120	0,264	-0,372893	1,360485

Nº de observações = 4691

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 22,86

Prob. Wald = 0,0001

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan χ^2 = 190,47

Prob. *Breusch-Pagan* χ^2 = 0,0000

Teste de Autocorrelação $F(1, 117)$ = 14,193

Prob. Autocorrelação F = 0,0003

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A variável *q de Tobin* (*q*) apresentou-se estatisticamente significativa (Valor *p* < 0,05). A variável *fcpl* apresenta um valor de significância ligeiramente superior a 0,05 e apresentou-se significativa a um nível de confiança superior a 90% (Valor *p* < 0,10). As demais variáveis de controle taxa de juros (*j*), taxa de câmbio (*c*) e a constante (*const.*), não se apresentaram significativas a um nível de confiança superior a 90% (Valor *p* < 0,10). A probabilidade do teste Wald (Prob. Wald < 0,05) demonstra a correta especificação do modelo corroborando para a ausência de heterocedasticidade. O teste Gaussiano de correlação unitária (corr.(u_i, X) = 0) demonstra a ausência de correlação entre as variáveis do modelo. Os testes de *Breusch-Pagan* e o teste de correlação serial desenvolvido por Drukker (2003) demonstraram respectivamente que o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios é apropriado (Prob. *Breusch-Pagan* χ^2 = 0,0000) e há ausência de autocorrelação (Prob. Autocorrelação F = 0,0003).

Após demonstrar a validação do modelo de regressão com dados em painel, utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios, apresentando uma validação da variável q , a um nível de significância inferior a 0,05, e da variável $fcpl$, a um nível de significância inferior a 0,10, pode-se interpretar que o resultado expresso pelo coeficiente negativo da variável q (-0,004428) corrobora a literatura internacional. Conforme descrito no referencial teórico por Doukas (1995); Blanchard, Lopez-de-Silanes e Shleifer (1994); Lang e Litzemberg (1989) e Koch e Shenoy (1999), as empresas podem ser classificadas como maximizadoras de valor ($q = 1$), como expostas a problemas de sobreinvestimento ($q < 1$) e como expostas a problemas de subinvestimento ($q > 1$), deixando de aproveitar oportunidades lucrativas em novos investimentos. Desta forma, pode-se observar que a relação inversa, descrita pelo sinal negativo da variável q , retrata que o nível de investimento tende a aumentar para as empresas expostas a problemas de subinvestimento, indicando que os gestores tendem a aproveitar as oportunidades de investimentos, quando as empresas apresentam seu valor de mercado superior ao seu valor contábil.

O coeficiente positivo da variável $fcpl$ também corrobora os resultados teóricos previstos, tais como descrito por Damodaran (2007) e pela pesquisa de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), demonstrando que a disponibilidade de recursos internos afeta diretamente as oportunidades de investimentos que serão absorvidas pelos gestores. Já as variáveis j e c demonstram que as oportunidades de investimentos absorvidas pelos gestores, independem significativamente da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) e da taxa de câmbio. Apesar destas variáveis não constituírem o foco principal desta pesquisa, uma explicação possível para essa evidência pode-se encontrar na diversificação dos setores de atuação das empresas que fazem parte da amostra e no fato dos dados amostrais terem sido ajustados pelo índice de inflação (IGP-DI). Dado que a política econômica brasileira pós-Plano Real adota uma política de câmbio flutuante objetivando o emprego da taxa de juros no controle da inflação, esse ajuste

inflacionário das observações pode incorporar indiretamente os efeitos da taxa de juros (TJLP) e da taxa cambial.

4.3.2. Modelos restritos

Dado que o Modelo Irrestrito melhor especificado é o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios, pretende-se a partir deste modelo verificar algumas variações, conforme definido na seção 3.4.1, tais como as defasagens no período de tempo (t-1 e t-4) para algumas variáveis (APÊNDICE G). Deve-se ressaltar que a escolha mais adequada entre os modelos se dará com base no valor do teste Wald e no valor do teste *Breusch-Pagan*, visto que não foi desenvolvido um teste modificado com base numa função de verossimilhança, tal como o teste *log likelihood*, capaz de comparar o ajuste de dois modelos de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White.

1º) Defasagens temporais na variável *fcpl*:

Tabela 19: Defasagem de um trimestre na variável *fcpl*

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>q</i>	-0,005807	0,001717	-3,380	0,001	-0,009172	-0,002443
<i>fcpllag1</i>	0,108623	0,158040	0,690	0,492	-0,201130	0,418376
<i>j</i>	-0,000818	0,022293	-0,040	0,971	-0,044512	0,042876
<i>c</i>	0,104306	0,099638	1,050	0,295	-0,090981	0,299594
<i>const.</i>	0,409798	0,449587	0,910	0,362	-0,471377	1,290972

Nº de observações = 4654

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 14,96

Prob. Wald = 0,0048

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 178,46$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e uma defasagem na variável *fcpl*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 20: Defasagens de quatro trimestres na variável *fcpl*

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>q</i>	-0,006221	0,001912	-3,250	0,001	-0,009968	-0,002473
<i>fcpllag4</i>	-0,054728	0,046774	-1,170	0,242	-0,146403	0,036948
<i>j</i>	-0,001210	0,025973	-0,050	0,963	-0,052116	0,049696
<i>c</i>	0,119050	0,096542	1,230	0,218	-0,070168	0,308268
<i>const.</i>	0,410754	0,475767	0,860	0,388	-0,521732	1,343241

Nº de observações = 4564

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 14,12

Prob. Wald = 0,0069

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr. (u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 187,13$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e quatro defasagens na variável *fcpl*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Ao observar os resultados obtidos nos modelos com defasagem temporal na variável *fcpl*, para um trimestre e para quatro trimestres, verifica-se que os valores *p* da variável *fcpl* aumentaram em relação ao Modelo Irrestrito, tornando tais variáveis não significativas. Além disso, os valores do teste Wald e do teste *Breusch-Pagan* são inferiores aos valores obtidos no Modelo Irrestrito, demonstrando que o Modelo Irrestrito é mais adequado.

2º) Defasagens temporais na variável *q*:

Os resultados apresentados pelo modelo com defasagem temporal de um trimestre na variável *q* demonstraram uma redução significativa do valor *p* da variável *fcpl*, tornando ambas as variáveis, *q* e *fcpl*, significativas ao nível de significância de 0,05. O valor do teste Wald apresentou-se superior em comparação ao Modelo Irrestrito em aprox. 40%, já o teste *Breusch-Pagan* apresentou uma redução de aprox. 6%.

Tabela 21: Defasagem de um trimestre na variável q

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Conf. 95%	
$qlag1$	-0,004522	0,001434	-3,150	0,002	-0,007333	-0,001711
$fcpl$	1,440161	0,516715	2,790	0,005	0,427417	2,452904
j	-0,003123	0,022286	-0,140	0,889	-0,046803	0,040558
c	0,115962	0,094697	1,220	0,221	-0,069641	0,301566
$const.$	0,244486	0,414814	0,590	0,556	-0,568534	1,057505

Nº de observações = 4586

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 31,96

Prob. Wald = 0,0000

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 180,11$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e uma defasagem na variável q .

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 22: Defasagens de quatro trimestres na variável q

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Conf. 95%	
$qlag4$	-0,010510	0,002555	-4,110	0,000	-0,015517	-0,005504
$fcpl$	0,666154	0,360510	1,850	0,065	-0,040433	1,372741
j	-0,010377	0,027907	-0,370	0,710	-0,065074	0,044320
c	0,038487	0,099286	0,390	0,698	-0,156111	0,233085
$const.$	0,560506	0,507980	1,100	0,270	-0,435118	1,556129

Nº de observações = 4300

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 56,30

Prob. Wald = 0,0000

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 165,76$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e quatro defasagens na variável q .

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados apresentados pelo modelo com defasagem temporal de quatro trimestres na variável q demonstraram uma redução no valor p da variável q e um aumento no valor p da variável $fcpl$. O valor do teste Wald apresentou-se superior em comparação ao Modelo Irrestrito em aprox. 60%, já o teste *Breusch-Pagan* apresentou uma redução de aprox. 15%. Como o modelo com defasagem

temporal de um trimestre na variável q apresentou ambas as variáveis, q e $fcpl$, significativas ao nível de significância de 0,05 e valores do teste Wald e do teste *Breusch-Pagan* superiores ao observado pelo Modelo irrestrito, o modelo com defasagem temporal de um trimestre na variável q será considerado atualmente como o modelo mais adequado.

3º) Defasagens temporais na taxa de juros e na taxa de câmbio:

O Modelo Irrestrito apresentou valores p não significativos para as variáveis taxa de juros (j) e taxa de câmbio (c) e como já relatado anteriormente, apesar destas variáveis não constituírem o foco principal desta pesquisa, uma explicação possível para essa evidência pode-se encontrar na diversificação dos setores de atuação das empresas e no fato dos dados amostrais terem sido ajustados pelo IGP-DI. Desta forma, espera-se que as defasagens temporais nas variáveis j e c não apresentem resultados com p -valor inferiores aos níveis de significância de 0,05 ou de 0,10.

Tabela 23: Defasagem de um trimestre na variável j

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Conf. 95%	
q	-0,004387	0,001353	-3,240	0,001	-0,007038	-0,001735
$fcpl$	0,605142	0,318859	1,900	0,058	-0,019810	1,230094
$jlag1$	-0,009097	0,021927	-0,410	0,678	-0,052072	0,033879
c	0,044191	0,094455	0,470	0,640	-0,140937	0,229319
$const.$	0,528820	0,442912	1,190	0,232	-0,339271	1,396910

Nº de observações = 4628

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 22,14

Prob. Wald = 0,0002

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 189,14$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e uma defasagem na variável j .

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 24: Defasagens de quatro trimestres na variável *j*

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>q</i>	-0,004585	0,001348	-3,400	0,001	-0,007226	-0,001944
<i>fcpl</i>	0,605717	0,319421	1,900	0,058	-0,020337	1,231770
<i>jlag4</i>	-0,012573	0,017281	-0,730	0,467	-0,046443	0,021296
<i>c</i>	0,033624	0,094037	0,360	0,721	-0,150685	0,217933
<i>const.</i>	0,595832	0,396179	1,500	0,133	-0,180664	1,372328

Nº de observações = 4553

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 22,57

Prob. Wald = 0,0002

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 188,94$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e quatro defasagens na variável *j*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 25: Defasagem de um trimestre na variável *c*

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>q</i>	-0,004473	0,001373	-3,260	0,001	-0,007165	-0,001782
<i>fcpl</i>	0,604693	0,318569	1,900	0,058	-0,019690	1,229077
<i>j</i>	-0,002891	0,021251	-0,140	0,892	-0,044543	0,038761
<i>clag1</i>	0,099487	0,089759	1,110	0,268	-0,076438	0,275411
<i>const.</i>	0,351261	0,408264	0,860	0,390	-0,448922	1,151445

Nº de observações = 4691

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 22,26

Prob. Wald = 0,0002

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 190,60$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e uma defasagem na variável *c*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 26: Defasagens de quatro trimestres na variável *c*

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>q</i>	-0,004455	0,001441	-3,090	0,002	-0,007279	-0,001631
<i>fcpl</i>	0,605615	0,318967	1,900	0,058	-0,019549	1,230779
<i>j</i>	-0,001942	0,025991	-0,070	0,940	-0,052883	0,049000
<i>clag4</i>	0,118842	0,107223	1,110	0,268	-0,091312	0,328995
<i>const.</i>	0,304415	0,451046	0,670	0,500	-0,579618	1,188449

Nº de observações = 4628

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 19,87

Prob. Wald = 0,0005

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr. (u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 189,65$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e quatro defasagens na variável *c*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Após observar as defasagens temporais nas variáveis *j* e *c*, pôde-se comprovar que estas variáveis apresentam resultados insignificantes com um nível de significância inferior a 0,05 ou a 0,10.

4º) Defasagens temporais simultâneas nas variáveis *q* e *fcpl*:

Os modelos com defasagens simultâneas em um trimestre e os modelos com defasagens simultâneas em quatro trimestres, nas variáveis *q* e *fcpl*, não apresentaram valores significativos para a variável *fcpl*. Além disso, os valores do teste Wald e do teste *Breusch-Pagan* não apresentaram superiores ao modelo com defasagem temporal de um trimestre na variável *q* que foi considerado até o momento como o modelo mais adequado. Observa-se também que para obter o modelo de regressão com quatro defasagens trimestrais foi empregado de um número inferior de observações, reduzindo o número de 137 empresas amostrais para 136 empresas.

Tabela 27: Defasagem de um trimestre nas variáveis *q* e *fcpl*

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>qlag1</i>	-0,007210	0,002194	-3,290	0,001	-0,011510	-0,002909
<i>fcpllag1</i>	0,105424	0,137057	0,770	0,442	-0,163202	0,374050
<i>j</i>	-0,002440	0,023644	-0,100	0,918	-0,048781	0,043901
<i>c</i>	0,097034	0,102422	0,950	0,343	-0,103710	0,297778
<i>const.</i>	0,442032	0,468905	0,940	0,346	-0,477006	1,361069

Nº de observações = 4582

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 13,26

Prob. Wald = 0,0074

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr. (u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 174,82$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e uma defasagem nas variáveis *q* e *fcpl*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 28: Defasagens de quatro trimestres nas variáveis *q* e *fcpl*

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>qlag4</i>	-0,014356	0,003194	-4,490	0,000	-0,020616	-0,008096
<i>fcpllag4</i>	-0,045828	0,042304	-1,080	0,279	-0,128742	0,037088
<i>j</i>	-0,001176	0,027627	-0,040	0,966	-0,055325	0,052973
<i>c</i>	0,105001	0,101906	1,030	0,303	-0,094731	0,304733
<i>const.</i>	0,458494	0,507974	0,900	0,367	-0,537117	1,454104

Nº de observações = 4296

Nº de empresas = 136

Teste Wald = 39,03

Prob. Wald = 0,0000

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr. (u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 165,71$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e quatro defasagens nas variáveis *q* e *fcpl*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

5º) Defasagens temporais simultâneas nas taxas de juros e de câmbio:

Assim como as defasagens temporais independentes nas variáveis *j* e *c* verifica-se

que as defasagens simultâneas nas variáveis j e c , não apresentam resultados significativos com um nível de significância inferior a 0,05 ou a 0,10.

Tabela 29: Defasagem de um trimestre nas variáveis j e c

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Conf. 95%	
q	-0,004422	0,001358	-3,250	0,001	-0,007084	-0,001759
$fcpl$	0,604969	0,318738	1,900	0,058	-0,019746	1,229684
$jlag1$	-0,005741	0,021651	-0,270	0,791	-0,048175	0,036694
$clag1$	0,097981	0,090219	1,090	0,277	-0,078845	0,274807
$const.$	0,380570	0,414974	0,920	0,359	-0,432765	1,193904

Nº de observações = 4628

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 21,85

Prob. Wald = 0,0002

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 189,28$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e uma defasagem nas variáveis j e c .

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 30: Defasagens de quatro trimestres nas variáveis j e c

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Conf. 95%	
q	-0,004666	0,001421	-3,280	0,001	-0,007451	-0,001881
$fcpl$	0,605976	0,319399	1,900	0,058	-0,020035	1,231987
$jlag4$	-0,006730	0,015284	-0,440	0,660	-0,036685	0,023226
$clag4$	0,111649	0,102817	1,090	0,278	-0,089868	0,313167
$const.$	0,373187	0,336253	1,110	0,267	-0,285856	1,032230

Nº de observações = 4553

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 19,95

Prob. Wald = 0,0005

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 189,59$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e quatro defasagens nas variáveis j e c .

Fonte: Elaborado pelo autor.

6º) Defasagens temporais individuais nas variáveis *q* de Tobin e *fcpl*:

Tabela 31: Defasagens individuais na variável *q*

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>q</i>	0,005608	0,002751	2,040	0,041	0,000217	0,010999
<i>qlag1</i>	-0,001000	0,003641	-0,270	0,784	-0,008136	0,006136
<i>qlag4</i>	-0,018536	0,006866	-2,700	0,007	-0,031994	-0,005079
<i>qlag8</i>	-0,005026	0,003426	-1,470	0,142	-0,011742	0,001689
<i>const.</i>	0,756570	0,124618	6,070	0,000	0,512323	1,000817

Nº de observações = 2873

Nº de empresas = 115

Teste Wald = 35,04

Prob. Wald = 0,0000

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr. (u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 100,40$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e defasagens na variável *q*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 32: Defasagens individuais na variável *fcpl*

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>fcpl</i>	0,592747	0,262636	2,260	0,024	0,077990	1,107504
<i>fcpllag1</i>	0,064431	0,099553	0,650	0,518	-0,130689	0,259551
<i>fcpllag4</i>	-0,000294	0,036184	-0,010	0,994	-0,071213	0,070626
<i>fcpllag8</i>	-0,110000	0,068028	-1,620	0,106	-0,243332	0,023332
<i>const.</i>	0,480914	0,068879	6,980	0,000	0,345913	0,615915

Nº de observações = 6805

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 5,44

Prob. Wald = 0,2454

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr. (u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 355,04$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios e defasagens na variável *fcpl*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

As defasagens temporais individuais nas variáveis q e $fcpl$ não se apresentaram significativas, observa-se ainda que o modelo de regressão somente nas defasagens temporais individuais da variável $fcpl$ apresentou significância global inferior a 0,05 ou 0,10. Ao analisar os valores dos testes Wald e *Breusch-Pagan* para o modelo com defasagens temporais individuais nas variáveis q de *Tobin*, verifica-se que o modelo com defasagem temporal de um trimestre na variável q ainda pode ser considerado como o modelo mais adequado.

7º) Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis q de *Tobin* e $fcpl$:

Tabela 33: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis q e $fcpl$

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Conf. 95%	
q	-0,004214	0,001234	-3,420	0,001	-0,006631	-0,001796
$fcpl$	0,605608	0,318452	1,900	0,057	-0,018546	1,229762
$const.$	0,532045	0,056358	9,440	0,000	0,421585	0,642505

Nº de observações = 4754

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 22,50

Prob. Wald = 0,0000

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr. (u_i, X) = 0

Breusch-Pagan χ^2 = 190,75

Prob. *Breusch-Pagan* χ^2 = 0,0000

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios com as variáveis q e $fcpl$.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo restrito exclusivamente com as variáveis q de *Tobin* e $fcpl$ apresentou-se bem especificado, com valores dos testes Wald e *Breusch-Pagan* próximos ao do Modelo Irrestrito, o que corrobora para a não significância das variáveis taxa de juros e taxa de câmbio. Contudo, observa-se de forma similar ao Modelo Irrestrito que o modelo com defasagem temporal de um trimestre na variável q apresenta-se mais adequado.

8º) Modelo Restrito exclusivamente com a variável q de Tobin e a variável $fcpl$ defasada:

Tabela 34: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis q e $fcpl$ com uma defasagem

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Conf. 95%	
q	-0,005667	0,001558	-3,640	0,000	-0,008721	-0,002612
$fcpllag1$	0,109942	0,157831	0,700	0,486	-0,199402	0,419286
$const.$	0,622259	0,066470	9,360	0,000	0,491980	0,752539

Nº de observações = 4754

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 14,15

Prob. Wald = 0,0008

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 178,26$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios com as variáveis q e $fcpllag1$.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 35: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis q e quatro defasagens de $fcpl$

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Conf. 95%	
q	-0,006089	0,001713	-3,550	0,000	-0,009447	-0,002731
$fcpllag4$	-0,054157	0,047182	-1,150	0,251	-0,146632	0,038319
$const.$	0,654000	0,081453	8,030	0,000	0,494355	0,813646

Nº de observações = 4564

Nº de empresas = 137

Teste Wald = 12,73

Prob. Wald = 0,0017

Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0

Breusch-Pagan $\chi^2 = 187,16$

Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios com as variáveis q e $fcpllag4$.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 36: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis q e oito defasagens de $fcpl$

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Valor p	Intervalo de Conf. 95%	
q	-0,005970	0,001673	-3,570	0,000	-0,009248	-0,002691
$fcpllag8$	-0,019797	0,019428	-1,020	0,308	-0,057875	0,018282
$const.$	0,647396	0,081298	7,960	0,000	0,488056	0,806736

N° de observações = 4383
 N° de empresas = 137
 Teste Wald = 13,15
 Prob. Wald = 0,0014
 Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0
Breusch-Pagan $\chi^2 = 183,75$
 Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios com as variáveis q e $fcpllag8$.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os modelos restritos exclusivamente com a variável q de Tobin e com defasagens na variável $fcpl$, não apresentaram valores p significativos para a variável $fcpl$. Esta observação já seria suficiente para refutarem os modelos e além disso, verifica-se que tais modelos apresentam valores do teste Wald e do teste *Breusch-Pagan* inferiores ao modelo com defasagem temporal de um trimestre na variável q , que continua sendo considerado como o modelo mais adequado.

9º) Modelo Restrito exclusivamente com a variável q de Tobin defasada e a variável $fcpl$:

Ao observar os modelos restritos exclusivamente com as variáveis $fcpl$ e q defasadas em um trimestre, quatro trimestre e oito trimestre, verifica-se que todos os modelos apresentam um nível de significância global inferior a 0,05, no qual o modelo restrito exclusivamente com a variável $fcpl$ e oito defasagens na variável q possui o maior valor de teste Wald e o menor valor do teste *Breusch-Pagan*. Já o modelo restrito, exclusivamente com a variável $fcpl$ e uma defasagem na variável q , apresentou o menor valor do teste Wald e o maior valor para o teste *Breusch-Pagan*.

Tabela 37: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis *fcpl* e uma defasagem de *q*

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>qlag1</i>	-0,004324	0,001331	-3,250	0,001	-0,006932	-0,001716
<i>fcpl</i>	1,440107	0,516710	2,790	0,005	0,427374	2,452841
<i>const.</i>	0,460251	0,042467	10,840	0,000	0,377018	0,543485

N° de observações = 4626
 N° de empresas = 137
 Teste Wald = 30,52
 Prob. Wald = 0,0000
 Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0
Breusch-Pagan $\chi^2 = 181,66$
 Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios com as variáveis *qlag1* e *fcpl*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo restrito exclusivamente com as variáveis *fcpl* e uma defasagem em *q* apresenta-se com as variáveis *q* e *fcpl* significativas a um nível de significância de 0,05

Tabela 38: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis *fcpl* e quatro defasagens de *q*

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>qlag4</i>	-0,010176	0,002003	-5,080	0,000	-0,014103	-0,006250
<i>fcpl</i>	0,666254	0,360081	1,850	0,064	-0,039491	1,372000
<i>const.</i>	0,544470	0,066598	8,180	0,000	0,413940	0,674999

N° de observações = 4300
 N° de empresas = 136
 Teste Wald = 42,81
 Prob. Wald = 0,0000
 Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0
Breusch-Pagan $\chi^2 = 166,62$
 Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios com as variáveis *qlag4* e *fcpl*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 39: Modelo Restrito exclusivamente com as variáveis *fcpl* e oito defasagens de *q*

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística <i>t</i>	Valor <i>p</i>	Intervalo de Conf. 95%	
<i>qlag8</i>	-0,011888	0,002001	-5,940	0,000	-0,015809	-0,007966
<i>fcpl</i>	0,612263	0,320771	1,910	0,056	-0,016436	1,240962
<i>const.</i>	0,556484	0,068363	8,140	0,000	0,422495	0,690473

N° de observações = 3854
 N° de empresas = 134
 Teste Wald = 58,93
 Prob. Wald = 0,0000
 Efeito Aleatório u_i - Gaussiano - corr.(u_i, X) = 0
Breusch-Pagan $\chi^2 = 150,43$
 Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$

Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios com as variáveis *qlag8* e *fcpl*.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os modelos restritos, com quatro defasagens na variável *q* e com oito defasagens na variável *q*, apresentam a variável *fcpl* significativa a um nível de significância inferior a 0,10. Já entre os modelos restritos exclusivamente com a variável *fcpl* e a variável *q de Tobin* defasada em um trimestre, em quatro trimestres e em oito trimestres, observa-se que o modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e uma defasagem na variável *q de Tobin* é mais adequado. Tem-se que, apesar deste modelo apresentar um valor de teste Wald inferior ao modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e oito defasagens na variável *q*, observa-se que o valor do teste *Breusch-Pagan* é superior e o número de observações no modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e uma defasagem na variável *q* é de 4.626 e 137 empresas, enquanto modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e oito defasagens na variável *q* apresenta 3.854 observações e 134 empresas.

Ao comparar o modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e uma defasagem na variável *q* e o modelo com defasagem temporal de um trimestre na variável *q* com a presença das variáveis *j* e *c* verifica-se que os modelos apresentam resultados próximos para os valores do teste Wald e do teste *Breusch-Pagan*. O número de observações e o número de empresas utilizadas pelos modelos de regressão

também não são capazes de fornecer um critério para a escolha do modelo mais adequado e mesmo recorrendo aos valores do coeficiente de determinação R^2 (APÊNDICE G), que acabam não sendo o melhor critério de escolha por não representar a significância global do modelo, não é possível obter um critério consistente para a escolha do modelo mais adequado. Contudo, como a presença das variáveis j e c no modelo com defasagem temporal de um trimestre na variável q , não apresentaram significativas, optou-se por escolher o modelo exclusivamente com a variável $fcpl$ e uma defasagem na variável q :

$$\frac{I_{it}}{PL_{it}} = \alpha_i + \beta_1 q_{it-1} + \beta_2 \frac{FC}{PL} + \varepsilon_{it} , \text{ apresentado na Tabela 31.}$$

4.3.3. Análise final dos resultados econométricos

Ao analisar os diferentes resultados dos modelos econométricos e concluir que o modelo exclusivamente com a variável $fcpl$ e uma defasagem na variável q é o mais adequado, observa-se que as variáveis q de Tobin, $fcpl$ e a constante apresentam-se estatisticamente significativas a um nível de confiança superior a 95% (Valor $p < 0,05$). Como já observado, a probabilidade do teste Wald (Prob. Wald $< 0,05$), demonstra a correta especificação do modelo corroborando para a ausência de heterocedasticidade. O teste Gaussiano de correlação unitária (corr.(u_i, X) = 0) demonstra a ausência de correlação entre as variáveis do modelo, assim como o teste de *Breusch-Pagan*, demonstrando que, o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios, é apropriado (Prob. *Breusch-Pagan* $\chi^2 = 0,0000$).

As interpretações realizadas a respeito dos coeficientes q e $fcpl$ para o Modelo Irrestrito são idênticas ao modelo exclusivamente com a variável $fcpl$ e uma defasagem na variável q , considerado o mais adequado. Assim, ressalta-se que a relação inversa entre a variável q e a variável dependente $invpl$, descrita pelo sinal negativo da variável q , indica que o nível de investimento tende a aumentar para as empresas expostas a problemas de subinvestimento, ou seja, empresas que

possuem um valor de mercado superior ao seu valor contábil, no qual os gestores tendem a aproveitar as oportunidades de investimentos, decorrentes de suas ações sobreavaliada.

Tem-se também que o coeficiente positivo da variável *fcpl* corrobora os resultados teóricos previstos, tais como descrito por Damodaran (2007) e pela pesquisa de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), demonstrando que a disponibilidade de recursos internos afeta diretamente o nível de investimento das empresas, proporcionado através das oportunidades de investimentos que serão absorvidas pelos gestores.

Por fim, ressalta-se que a estimação dos modelos empíricos foi proposta com o objetivo de verificar se a variável *q de Tobin* é significativa para o nível de investimento, determinado pelo gestor, das empresas brasileiras de capital aberto e que tiveram participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009. Dessa forma, a interpretação dos resultados não enfocou na magnitude dos valores apresentados pelos coeficientes das variáveis independentes, pois tal análise seria válida, caso se objetivasse indicar os determinantes do nível de investimento da firma. Tem-se ainda que a decisão de investimento, promovida pelo gestor, não é tomada somente ao analisar se a empresa possui um valor de mercado acima de seu atual valor contábil, e sim, conforme o perfil e as metas adotadas pela empresa, associado a análise da conjuntura econômica no qual está inserida.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os dois temas principais abordados nesta dissertação - o *q de Tobin* como uma medida de avaliação das oportunidades de investimento para o investidor externo e para o gestor - foram estudados separadamente. Verificou-se na literatura brasileira uma incipiência de artigos, dissertações e teses sobre o tema apresentado, o que propiciou uma motivação maior para o desenvolvimento deste trabalho.

Os critérios de seleção da amostra, a escolha de seu período amostral, assim como a mensuração e análise do comportamento de todas as variáveis estudadas, contribuíram para os ajustes na metodologia dos modelos empíricos, proposto para analisar a relação entre o nível de investimento da firma e o *q de Tobin*, como também, para formulação das carteiras de investimento utilizando o *q de Tobin*.

É importante contextualizar que o período amostral empregado nesta pesquisa pode ser decomposto em quatro períodos que marcaram a trajetória recente do país entre 1994 e 2009:

- O primeiro abrangeu a gestão macroeconômica pós-Plano Real até 1998 e é caracterizado pelo controle do processo inflacionário mediante a âncora cambial no âmbito do regime de bandas cambiais.
- O segundo iniciou em 1999, com a implantação do regime de câmbio flutuante e do sistema de metas de inflação, e se estendeu até 2002 incluindo a crise cambial brasileira.
- O terceiro período, entre 2003 e o primeiro trimestre de 2007, foi caracterizado pelo aprofundamento da política econômica do período anterior, baseado na busca: (i) pela obtenção do superávit primário nas contas públicas objetivando proporcionar uma sustentação a uma trajetória

descendente da dívida pública; (ii) pela manutenção do câmbio flutuante com o viés, em 2007, de intervenção do Banco Central na compra crescente de reversas internacionais; e (iii) pelo cumprimento da meta de inflação por meio do uso da política monetária, guiada pela expectativa do mercado ante a elevação futura dos preços ao consumidor e pela medida do hiato do produto.

- O quarto e último período, entre o segundo trimestre de 2007 e o terceiro trimestre de 2009, foi pautado: (i) pela descoberta dos títulos *subprime* que incluíam os empréstimos a clientes sem comprovação de renda e com histórico ruim de crédito; (ii) pelo desdobramento e aprofundamento da crise; e (iii) pelo início do processo de recuperação.

Diante deste breve contexto, verifica-se que o indicador *q de Tobin* demonstrou ser um medida de avaliação relevante para as oportunidades de investimentos em empresas brasileiras de capital aberto, no período pós-Plano Real. O indicador foi avaliado em relação às oportunidades de investimento para o investidor externo que foi caracterizado por não possuir uma relação com a administração da empresa, no qual utiliza os demonstrativos contábeis e financeiros, divulgados pela empresa, como ferramenta de auxílio na otimização da relação risco e retorno de seus investimentos e o investidor interno, que é o gestor e direciona suas decisões, como administrador ou proprietário.

A relevância do indicador *q de Tobin*, nas análises de oportunidades de investimento para o investidor externo, foi comprovada ao verificar que as estratégias de formação de carteiras de investimento, utilizando o *q de Tobin*, apresentaram uma relação mais vantajosa ao investidor. Observou-se, no curto prazo, uma relação mais vantajosa de retorno, ao investirem em ativos com valores mais elevados de *q* e uma relação mais vantajosa de risco e retorno, no médio e longo prazo, ao investirem em ativos com valores mais baixos de *q*.

É possível verificar, através dos retornos acumulados do *Portfólio A*, do *Portfólio B* e da Carteira de Mercado (Ibov) atualizados trimestralmente e anualmente (FIG. 11, FIG. 12, FIG. 13 e FIG. 14), que o período de 1996 até 2002 foi caracterizado pela estagnação da economia brasileira com crescimento médio de 2,3%³ a.a. Primeiramente devido as turbulências no mercado financeiro internacional, originadas respectivamente pela crise asiática em 1997 e pela crise russa em 1998. Tais crises afetaram o Brasil, e o país foi obrigado a recorrer a empréstimos do Fundo Monetário Internacional para fechar as contas do balanço de pagamentos, reduzindo a confiança dos investidores no mercado de capitais e impactando negativamente as oportunidades de investimento das empresas brasileiras.

Em relação ao período entre 1999 e 2002 destaca-se como crucial para explicar essa trajetória de estagnação, as sucessivas desvalorizações do Real entre 1999 e 2002 que possuíam o intuito de ajustar as contas externas. Contudo, além de se demonstrarem insuficientes, promoveram uma elevada inflação, especialmente nos preços dos bens comercializáveis e nos preços administrados, cujos contratos oriundos das privatizações foram indexados ao IGP, índice mais sensível aos choques da taxa de câmbio.

O período de gestão do governo Lula, a partir de 2003 até o primeiro trimestre de 2007, caracterizou-se pela mudança do cenário internacional, envolvendo uma significativa melhora dos fluxos financeiros e do comércio mundial. O ciclo de liquidez no mercado financeiro internacional ganhou força ao longo no período e abriu oportunidade para o Brasil atrair um fluxo crescente de capitais e de investimentos externo. Os efeitos da aceleração da economia mundial afetaram positivamente o Brasil nesse período e verificou-se um aumento nas exportações, especialmente de manufaturados, devido à expansão do *quantum* e dos preços dos bens exportados pelas indústrias⁴.

^{3e 4} Fonte: IBGE. Contas Nacionais (referência 200). Elaboração: Grupo de Conjuntura Fundap.

Já o período entre o segundo trimestre de 2007 até o terceiro trimestre de 2009 foi marcado pela crise *subprime*. Devido o período anterior, entre os anos de 2003 e 2006, no qual ocorreu a aceleração da economia mundial impulsionada pelas baixas taxas de juros, o mercado de trabalho e a renda das famílias norte-americanas retomaram um crescimento significativo, de modo que, gradativamente, as famílias norte-americanas ficaram dispostas a aceitar o crédito farto para concretizar o sonho da casa própria ou, em muitos casos, especular com a possibilidade de alta nos preços. O aumento da demanda por moradias passou a ter reflexos sobre as cotações dos imóveis, cuja alta de preços realimentava o processo, tanto do ponto de vista dos doadores quanto dos tomadores desse crédito. Além disso, os preços crescentes dos imóveis representavam um estímulo adicional para os financiadores, uma vez que melhorava a qualidade das garantias (CARAMASCHI, 2008).

A partir de 2007 os preços dos imóveis começaram a declinar, as taxas de juros subiam, eliminando os lucros antes obtidos com o refinanciamento dos empréstimos imobiliários, acrescido da situação no qual a maior parte das hipotecas *subprime* possuía taxas de juros reajustáveis, no qual um contrato de financiamento contava com reduzida taxa de juros fixa nos primeiros dois a cinco anos, posteriormente reajustada para os níveis de mercado considerados justos para o respectivo mutuário. Como as taxas reajustáveis são normalmente mais elevadas que as taxas de juros iniciais e situam-se além da capacidade de pagamento dos mutuários, os atrasos e a inadimplência dos empréstimos imobiliários tornaram-se a consequência natural dessa situação. Com a queda nos preços e o aumento da inadimplência, todas essas estruturas começaram a ruir, comprometendo o sistema bancário americano, restringindo a liquidez e atingindo o lado real da economia (WACKER, 2008).

As consequências da crise *subprime* se agravaram ao longo de 2008 e somente foram suavizadas com a reação dos bancos centrais americano, europeu e

brasileiro que forneceram liquidez aos mercados para evitar um colapso financeiro imediato. Além disso, os bancos centrais dos países envolvidos na crise, iniciaram uma significativa redução das taxas de juros conjuntamente com ajustes fiscais para estimular a economia, promovendo, a partir de 2009, o início da recuperação econômica mundial. Como mencionado anteriormente, todo o cenário econômico envolvido ao longo do período amostral, pode ser observado nos retornos correntes e nos retornos acumulados do *Portfólio A*, do *Portfólio B* e da Carteira de Mercado (Ibov) atualizados trimestralmente e anualmente.

Por fim, observou-se que ao desconsiderar os dois primeiros anos do período amostral, as carteiras formuladas com base no *q de Tobin* conjuntamente com a M.T.C., obtiveram um retorno maior que os retornos do ativo livre de risco e da carteira de mercado, tanto com os valores mais elevados de *q (Portfólio A)*, quanto para os valores mais baixos de *q (Portfólio B)*.

A relevância do indicador *q de Tobin*, nas análises de oportunidades de investimento para o investidor interno, foi comprovada ao verificar, através de um modelo empírico, que o indicador se apresentou significativo para o nível de investimento das empresas brasileiras de capital aberto, no período pós-Plano Real.

Observa-se também que, o cenário econômico descrito anteriormente interferiu diretamente na escolha do modelo empírico mais adequado. Dado que o modelo escolhido foi o modelo exclusivamente com a variável *fcpl* e uma defasagem na variável *q*, em detrimento ao modelo irrestrito com as variáveis *fcpl*, *q*, *j* e *c*, tem-se que a não significância das variáveis taxa de câmbio (*c*) e taxa de juros (*j*) pode ser explicada pelo ajuste prévio da variável dependente (*invpl*) ao IGP-DI, que é sensível aos choques da taxa de câmbio promovidos, sobretudo, entre 1999 e 2002. Além disso, o período amostral incorporou a mudança do sistema cambial brasileiro, incorporando também os efeitos o emprego da taxa de juros no controle

da inflação, sobretudo após o período no qual o Brasil passou a adotar o regime de câmbio flutuante.

Destacam-se como limitações desta pesquisa a sua própria natureza exploratória, dado que são incipientes pesquisas com o tema proposto. Além deste fato, apresentam-se:

- A não participação de empresas financeiras na amostra, devido à dificuldade dos ajustes em seus demonstrativos financeiros, necessários para que estas empresas pudessem ser analisadas conjuntamente com as empresas não financeiras;
- A ausência de dados amostrais que antecedem o Plano Real, pois apesar de sua disponibilidade nas bases de coleta de dados, encontra-se dificuldade em realizar um ajuste inflacionário que impeçam as distorções nos resultados publicados em seus demonstrativos financeiros. Este fato pode ser verificado para os dois primeiros anos do período amostral, no qual o país passava por transições em seu cenário econômico, após a implantação do Plano Real;
- A ausência de algumas empresas brasileiras de capital aberto, com participação no Ibovespa entre o período de 1994 a 2009, mas que apresentaram distorções nos resultados de seus demonstrativos financeiros, devido a processos de fusões e aquisições. Tais empresas apresentavam informações insuficientes em seus relatórios de administração, em suas notas explicativas e em seus pareceres de auditorias internas, que pudessem auxiliar nos ajustes destes dados.

Como sugestões para novas pesquisas propõem-se:

- O emprego de diferentes períodos amostrais, podendo-se utilizar janelas temporais, no qual o pesquisador poderá analisar as empresas conforme delimitações em seu período amostral;
- Uma análise comparativa do tema proposto nesta pesquisa para as empresas financeiras e não financeiras, verificando quais as similaridades e diferenças nas avaliações das oportunidades de investimentos em empresas brasileiras, utilizando o indicador *q de Tobin*;
- Um estudo do tema proposto nesta pesquisa, para empresas não brasileiras, podendo ainda realizar uma análise comparativa entre empresas de países emergentes e empresas de países desenvolvidos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiles & Sons, 1995.
- BAUM, C. F. Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *Stata Journal*, v. 1, n. 1, p. 101-104, 2001.
- BHARADWAJ, A. S.; BHARADWAJ, S. G. B. ; KONSZYNSKI, B. R. Information technology effects on firm performance a measured by Tobin's q. *Management Science*, Baltimore, n. 45, p. 1008-1024, 1999.
- BLANCHARD, O. J.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A. What Do Firms Do with Cash Windfalls? *Journal of Financial Economics*. Dez, v.36, n.3, 1994.
- BURRELL, G.; MORGAN, G. *Sociological Paradigms and Organizational Analysis*. London: Heinemann Educational Books, 1979.
- BRITO, N. O. O Efeito da diversificação de risco no mercado acionário brasileiro. *Gestão de Investimentos*. São Paulo: Atlas, 1989.
- CARAMASCHI, V. *Cenário macroeconômico: entendendo a crise dos subprimes*. São Paulo: Fator Corretora, 2007.
- CERETTA, P. S.; COSTA JR, N. C. A. Quantas ações tornam um *portfólio* diversificado no mercado de capitais brasileiro? In: COSTA JR, N. C. A.; LEAL, R. P. C. LEMGRUBER, E. J. *Mercado de capitais: análise empírica no Brasil*. São Paulo: Atlas, 2000.
- CHEN, K. C.; CHENG, D. C.; HITE, G. L. Systematic Risk and Market Power: an Application of Tobin's q. *Quarterly Review of Economics and Business*, autumn 1986.
- CHENERY, H. B., Overcapacity and the Acceleration Principle. *Econometrica*, v. 20, 1952, p. 1-28.
- CHIRINKO, R. S. Business fixed investment spending: modeling strategies, empirical results, and policy implications. *Journal of Economic Literature*. v. 31, dec, 1993, p.1875-1911.
- CHUNG, K. H.; PRUITT, S. W. A Simple Approximation of Tobin's q. *Financial Management*, Vol. 23, No. 3, 1994.

COPELAND, T.; KOLLER, T.; MURRIN, J. *Avaliação de empresas: valuation calculando e gerenciando o valor das empresas*. 3º Ed. Tradução de Allan Vidigal Hastings. São Paulo: Makron Books, 2002.

DAMODARAN, A. *A Face Oculta da Avaliação*. São Paulo: Makron Books, 2002.

_____. *Avaliação de empresas*. 2º Ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007.

_____. *Avaliação de Investimentos: Ferramentas e Técnicas para a Determinação do Valor de Qualquer Ativo*. 5º Reimpressão. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2003.

DOUKAS, J. Overinvestment, Tobin's q and Gains from Foreign Acquisitions. *Journal of Banking and Finance*. Out. 1995. v. 19, n.7.

DURAND, D. Cost of Debt and Equity Funds for Business: Trends and Problems of Measurement. In: *Conference on Research on Business Finance*. New York: National Bureau of Economic Research, 1952.

DRUKKER, D. M. Testing for serial correlation in linear panel-data models. *Stata Journal*, v. 3, n. 2, p. 168-177, 2003.

EHRBAR, AI. EVA valor econômico agregado. Rio de Janeiro: *Qualitymark*, 1999.

FAMÁ, R.; BARROS, L. A. B. Q de Tobin e seu uso em finanças: aspectos metodológicos e conceituais. *Caderno de pesquisas em Administração*, São Paulo. Vol. 07, Nº 4, Out/Dez. 2000.

FAZZARI, S. M.; HUBBARD, G.; PETERSEN, B. Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141-95, 1988.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 3 ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1997.

GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. 4a. ed., Rio de Janeiro: Elsevier Editora, 2006.

HALL, B. H. Innovation and Market Value. *Economics Papers*, 1999-w3, Economics Group, Nuffield College, University of Oxford. 1999.

HANSEN, B. E. *Econometrics*. University of Wisconsin. Manuscripts 2007.

HELMUTH, J. A. Tobin's q Ratio and Electric Utility Regulation, *Review of Business and Economic Research*, v. XXV, Spring 1990.

JACOB, N. L. Avaliando o desempenho do investimento. In: BERNSTEIN, P. L.; DAMODARAN, A. (Org). *Administração de investimentos*. Porto Alegre: Bookman, 2000.

JORGENSON, D. W. Capital Theory and Investment Behavior. *American Economic Review*, v. 52, 1963, p. 247-259.

JORGENSON, D. W. Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey. *Journal of Economic Literature*, v. 9, Dec., 1971, p. 1-47.

KALDOR, N. Marginal Productivity and the Macro-Economic Theories of Distributions. *Review of Economic Studies*, Out. 1966.

KEYNES, J. M. *The general theory of employment, interest, and money*. New York: A Harvest BHJ Book, 1936.

KLOCK, M.; THIES, C. F. A Test of Stulz's Overinvestment Hypothesis. *The Financial Review*. v. 30, n. 3, Ago, 1995.

KOCH, P. D.; SHENOY, C. The Information Content of Dividends and Capital Structure Policies. *Financial Management*, v. 28, 1999.

KOYCK, L. M., *Distributed Lags and Investment Analysis*. Amsterdam: North Holland, 1954.

LANG, L.; LITZENBERGER, R. H. Dividend Announcements: Cash Flow Signaling vs. Free Cash Flow Hypothesis? *Journal of Financial Economics*. Set. 1989. v. 24.

LANG, L. H. P.; STULZ, R. M. Tobin's q, Corporate Diversification and Firm Performance. *Journal of Political Economy*; 1994, p. 102, 1248-1280.

LEE, D. E.; TOMPKINS, J. G., A. Modified Version of the Lewellen and Badrinath Measure of Tobin's Q. *Financial Management*, v. 28, no 1, Spring 1999.

LEWELLEN, W. G.; BADRINATH, S. G., On the Measurement of Tobin's Q. *Journal of Financial Economics*, v. 44, 1997.

LI, MICHAEL Z. F.; OUM, TAE H.; ZHANG, YIMIN. Tobin's q and Airline Performances. *Public Works Management & Policy* 9; 2004.

LINDENBERG, E.; ROSS, E. Tobin's q Ratio and Industrial Organization. *Journal of Business*, 54; 1981, p. 1-33.

LINTNER, J. Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification. *Journal of Finance*, dez.1965.

- MARKOWITZ, H. M. Portfolio Selection. *Journal of Finance*, p.77-91, Vol. VII, n.1, mar, 1952.
- MARTELANC, R.; PASIN, R.; CAVALCANTE, F. *Avaliação de empresas: um guia para fusões & aquisições e gestão de valor*. São Paulo: Pearson Prentice, 2005.
- MCCONNELL, J. J.; SERVARES, H. Equity Ownership and the Two Faces of Debt. *Journal of Financial Economics*. V. 39, 1995.
- MEGNA, P.; KLOCK, M. The impact of intangible capital on Tobin's q in the semiconductor industry. *American Economic Review*, 83(2), 265, 1993.
- MILLER, M. H. Debt and Taxes. *The Journal of Finance*, v. 32, n. 2, May, 1977, p. 261-275.
- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment. *American Economic Review*, Nashville: American Economic Association, v.48, n.3, Jun.1958.
- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. *American Economic Review*, Nashville: American Economic Association, v.53, n.3, Jun.1963.
- MODIGLIANI, F. Debt, Dividend Policy, Taxes, Inflation and Market Valuation. *The Journal of Finance*, v. 37, n. 2, May 1982, p. 255-273.
- MONTGOMERY, C. A.; WERNERFELT, B. Tobin's q and the Importance of Focus in Firm Performance. *American Economic Review*, 78; 1988, p. 246-250.
- MYERS, S.C.; MAJLUF, N.S. Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors do not Have. *Journal of Financial Economics*, Amsterdam: North Holland, v.13, Jul.1984.
- RICHIERI, F. L. *Capital intelectual e a criação de valor nas empresas brasileiras*: Dissertação de Mestrado. Universidade Presbiteriana Mackenzie, 2007.
- SHARPE, N. E. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, vol. XIX, n.3, 1964.
- SHARPE, W. F.; ALEXANDER, G. J.; BAILEY, J. V. *Investments*. 6th Edition. New Jersey: Prentice Hall, 1999.
- SHIN, H.; STULZ, R. Firm Value, Risk and Growth Opportunities. NBER Working Paper 7808, *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, July 2000.

- SMITH, G. Investment and q in a stock Valuation Model. *Southern Economic Journal*, v. 47, abr. 1981.
- STEINER, T. L. A Reexamination of the Relationships Between Ownership Structure, Firm Diversification, and Tobin's q . *Quarterly Journal of Business and Economics*, v. 35, no 4, Autumn 1996.
- SUMMERS, L. H. Taxation and Corporate Investment: a Q-Theory Approach. *Brookings Papers on Economic Activity*. V. 1, 1981.
- THOMAS, L. G.; WARING, G. Competing Capitalisms: Capital Investment in American, German and Japanese Firms. *Strategic Management Journal*, v.20, n.8, 1999.
- TOBIN, J.; BRAINARD, W. Pitfalls in Financial Model Building. *American Economic Review*. Vol. 58, Nº 2, Mai 1968.
- TOBIN, J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1; 1969, p. 15-29.
- VARGA, G. Índice de Sharpe e outros indicadores de performance aplicados a fundos de ações brasileiros. *Revista de Administração Contemporânea (RAC)*, v.5, n.3, p.215-243, Set/Dez 2001.
- VERBEEK, M. *A Guide to Modern Econometrics*. 1. ed. reimpressa com correções. Buffins Lane: John Wiley & Sons, 2001.
- WACKER, T. Entenda o subprime. São Paulo: *UBS Wealth Management Research*, 2008.
- WHITE, G. I.; SONDHI, A. C.; FRIED, D. *The Analysis and Use of Financial Statements*. 2º Ed. John Wiley & Sons, 1997.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2002.

APÊNDICES

APÊNDICE A - Dados Amostrais

Tabela 40: Empresas que compõem a amostra

Nº	Nome	Código	Classe	Classificação Setorial
1	Electro Aço Altona S/A	EALT4	PN	Siderurgia e Metalurgia
2	Aços Villares S/A	AVIL3	ON	Siderurgia e Metalurgia
3	Consortio Alfa de Administração S/A	BRGE12	PNF	Outros
4	São Paulo Alpargatas S/A	ALPA4	PN	Têxtil
5	Cia de Bebidas Das Americas-Ambev	AMBV4	PN	Alimentos e Bebidas
6	Ampla Energia e Serviços S/A	CBEE3	ON	Energia Elétrica
7	Aracruz Celulose S/A	ARCZ6	PNB	Papel e Celulose
8	Arthur Lange S/A Ind. e Com.	ARLA3	ON	Outros
9	Bahema S.A.	BAHI3	ON	Outros
10	Bardella S/A Ind. Mecânicas	BDLL4	PN	Máquinas Industriais
11	Bicicletas Monark S/A	BMKS3	ON	Veículos e Peças
12	Bombril S/A	BOBR4	PN	Química
13	Botucatu Têxtil S/A	STRP4	PN	Têxtil
14	Brasil Telecom S/A	BRTO4	PN	Telecomunicações
15	Braskem S/A	BRKM5	PNA	Química
16	Brasmotor S/A	BMT04	PN	Eletroeletrônicos
17	Buettner S/A - Indústria e Comercio	BUET4	PN	Têxtil
18	Cia Cacique Café Solúvel	CIQU4	PN	Alimentos e Bebidas
19	Café Solúvel Brasília S/A	CAFE4	PN	Alimentos e Bebidas
20	Cambuci S/A	CAMB4	PN	Têxtil
21	Cia. de Fiação e Tecidos Cedro Cachoeira	CEDO4	PN	Têxtil
22	Centrais Elétricas de Santa Catarina S/A	CLSC6	PNB	Energia Elétrica
23	Celulose Irani S/A	RANI4	PN	Papel e Celulose
24	Cemepe Investimentos S/A	MAPT4	PN	Outros
25	Cia Energ. Minas Gerais – Cemig	CMIG4	PN	Energia Elétrica
26	Cerâmica Chiarelli S/A	CCHI3	ON	Minerais não Metálicos
27	Cobrasma S/A	CBMA4	PN	Veículos e Peças
28	Confab Industrial S/A	CNFB4	PN	Siderurgia e Metalurgia
29	Const. Adolpho Lindenberg S/A	CALI4	PN	Construção
30	Cia Tecidos Norte de Minas - Coteminas	CTNM4	PN	Têxtil
31	DHB Ind. e Comercio S/A	DHBI4	PN	Veículos e Peças
32	Dimed S/A - Distribuidora de Medicamentos	PNVL3	ON	Comércio
33	Dixie Toga S/A	DXTG4	PN	Outros
34	Cia Docas de Imbituba	IMBI4	PN	Transporte e Serviços
35	Docas Investimentos S/A	DOCA4	PN	Outros
36	Döhler S/A	DOHL4	PN	Têxtil
37	Duratex S/A	DURA4	PN	Outros
38	Elekeiroz S/A	ELEK4	PN	Química
39	Centrais Elétricas Brasileiras S/A	ELET3	ON	Energia Elétrica
40	Eluma S/A Indústria e Comercio	ELUM4	PN	Siderurgia e Metalurgia

41	Embraer - Emp. Brasileira Aeronáutica S/A	EMBR3	ON	Veículos e Peças
42	Manuf. Brinqs Estrela S/A	ESTR4	PN	Outros
43	Eternit S. A.	ETER3	ON	Minerais não Metálicos
44	Eucatex S/A Ind. e Comercio	EUCA4	PN	Outros
45	Excelsior Alimentos S/A	BAUH4	PN	Alimentos e Bebidas
46	Cia Têxtil Ferreira Guimarães	FGUI4	PN	Têxtil
47	Fab. Tecidos Carlos Renaux S/A	FTRX4	PN	Têxtil
48	Cia Ferro Ligas Bahia Ferbasa	FESA4	PN	Siderurgia e Metalurgia
49	Fibam Cia Industrial	FBMC4	PN	Siderurgia e Metalurgia
50	Forjas Taurus S/A	FJTA4	PN	Siderurgia e Metalurgia
51	Fertilizantes Fosfatados S/A - Fosfertil	FFTL4	PN	Química
52	Fras-Le S/A	FRAS4	PN	Veículos e Peças
53	Gazola S/A Indústria Metalúrgica	GAZO4	PN	Siderurgia e Metalurgia
54	Gerdau S/A	GGBR4	PN	Siderurgia e Metalurgia
55	Metalúrgica Gerdau S/A	GOAU4	PN	Siderurgia e Metalurgia
56	Grazziotin S/A	CGRA4	PN	Comércio
57	Guararapes Confecções S/A	GUAR3	ON	Têxtil
58	Companhia Habitasul de Participações	HBTS5	PNA	Outros
59	Haga S/A Indústria e Comercio	HAGA4	PN	Siderurgia e Metalurgia
60	Hercules S/A - Fabrica de Talheres	HETA4	PN	Siderurgia e Metalurgia
61	Hotéis Othon S/A	HOOT4	PN	Outros
62	Cia. Iguazu de Café Solúvel	IGUA6	PNB	Alimentos e Bebidas
63	Indústrias Romi S/A	ROMI3	ON	Máquinas Industriais
64	Inepar S/A Ind. e Construções	INEP4	PN	Outros
65	lochpe-Maxion S/A	MYPK3	ON	Veículos e Peças
66	Itautec S/A - Grupo Itautec	ITEC3	ON	Eletroeletrônicos
67	Ind. J. B. Duarte S/A	JBDU4	PN	Alimentos e Bebidas
68	Jereissati Participações S/A	MLFT4	PN	Outros
69	João Fortes Engenharia S/A	JFEN3	ON	Construção
70	Karsten S.A.	CTKA4	PN	Têxtil
71	Klabin S/A	KLBN4	PN	Papel e Celulose
72	La Fonte Telecom S/A	LFFE4	PN	Telecomunicações
73	Cia Leco de Prod. Alimentícios	LECO4	PN	Alimentos e Bebidas
74	Light S/A	LIGT3	ON	Energia Elétrica
75	Const. Lix da Cunha S/A	LIXC4	PN	Construção
76	Lojas Americanas S/A	LAME4	PN	Comércio
77	Lojas Hering S/A	LHER4	PN	Comércio
78	Lojas Renner S/A	LREN3	ON	Comércio
79	M&G Poliester S/A	RHDS3	ON	Química
80	Mangels Industrial S/A	MGEL4	PN	Siderurgia e Metalurgia
81	Marcopolo S/A	POMO4	PN	Veículos e Peças
82	Marisol S/A	MRSL4	PN	Têxtil
83	Companhia Melhoramentos de São Paulo	MSPA4	PN	Papel e Celulose
84	Mendes Jr Engenharia S/A	MEND5	PNA	Construção
85	Metalúrgica Duque S/A	DUQE4	PN	Siderurgia e Metalurgia
86	Mahle Metal Leve S/A	LEVE4	PN	Veículos e Peças
87	Metisa Metalúrgica Timboense S/A	MTSA4	PN	Siderurgia e Metalurgia
88	Millennium Inorganic Chemicals do Brasil S/A	TIBR5	PNA	Química
89	Minupar Participações S/A	MNPR3	ON	Alimentos e Bebidas
90	Monteiro Aranha S/A	MOAR3	ON	Outros

91	Mundial S/A - Produtos de Consumo	MNDL4	PN	Siderurgia e Metalurgia
92	Nadir Figueiredo Ind. e Com. S/A	NAFG4	PN	Minerais não Metálicos
93	Nordon Ind. Metalúrgicas S/A	NORD3	ON	Máquinas Industriais
94	Panatlantica S/A	PAT13	ON	Siderurgia e Metalurgia
95	Paranapanema S/A	PMAM3	ON	Siderurgia e Metalurgia
96	Refinaria de Petróleo de Manguinhos S/A	RPMG3	ON	Petróleo e Gás
97	Petróleo Brasileiro S/A	PETR4	PN	Petróleo e Gás
98	Petropar S/A	PTPA4	PN	Outros
99	Pettenati S/A Ind. Têxtil	PTNT4	PN	Têxtil
100	Plascar Participações Industriais S/A	PLAS3	ON	Veículos e Peças
101	Pro Metalurgia S/A	PMET6	PNB	Veículos e Peças
102	Pronor Petroquímica S/A	PNOR5	PNA	Química
103	Randon S/A Implementos e Participações	RAPT4	PN	Veículos e Peças
104	Recrusul S/A	RCSL4	PN	Veículos e Peças
105	Rimet Empreend. Ind. e Comerciais S/A	REEM4	PN	Siderurgia e Metalurgia
106	Sadia S.A	SDIA4	PN	Alimentos e Bebidas
107	Sansuy S/A Indústria de Plásticos.	SNSY5	PNA	Outros
108	Savirg S/A Viação Aérea Riograndense	VAGV4	PN	Transporte e Serviços
109	Cia Indl Schlosser S/A	SCLO4	PN	Têxtil
110	Sergen Serviços Gerais de Engenharia S/A	SGEN4	PN	Construção
111	Companhia Siderúrgica Nacional	CSNA3	ON	Siderurgia e Metalurgia
112	Sondotecnica Engenharia de Solos S/A	SOND3	ON	Outros
113	Souza Cruz S/A	CRUZ3	ON	Outros
114	Springer S/A	SPRI3	ON	Eletroeletrônicos
115	Construtora Sultepa S/A	SULT4	PN	Construção
116	Suzano Papel e Celulose S/A	SUZB5	PNA	Papel e Celulose
117	Tecblu - Tecelagem Blumenau S/A	TENE7	PNC	Têxtil
118	Fiação e Tecelagem São Jose S/A	SJOS4	PN	Têxtil
119	Tec Toy S/A	TOYB4	PN	Outros
120	Teka Tecelagem Kuehnrich S/A	TEKA4	PN	Têxtil
121	Tekno S/A Indústria e Comercio	TKNO4	PN	Siderurgia e Metalurgia
122	Telecomunicações de São Paulo S/A	TLPP4	PN	Telecomunicações
123	Têxtil Renauxview S/A	TXRX4	PN	Têxtil
124	Trafo Equipamentos Elétricos S/A	TRFO4	PN	Eletroeletrônicos
125	Trevisa Investimentos S/A	LUXM4	PN	Outros
126	Tupy S/A	TUPY3	ON	Veículos e Peças
127	Unipar- União de Ind. Petroquímicas S/A	UNIP6	PNB	Química
128	Usinas Siderúrgicas de Minas Gerais S/A	USIM5	PNA	Siderurgia e Metalurgia
129	Usina Costa Pinto S/A Açúcar e Álcool	UCOP4	PN	Alimentos e Bebidas
130	Vale S/A	VALE5	PNA	Mineração
131	SA Fabrica Prod. Alimentícios Vigor	VGOR4	PN	Alimentos e Bebidas
132	Weg S/A	WEGE3	ON	Máquinas Industriais
133	Wetzel S/A	MWET4	PN	Veículos e Peças
134	Whirlpool S/A	WHRL4	PN	Eletroeletrônicos
135	Wiest S/A	WISA4	PN	Veículos e Peças
136	WIm Indústria e Comercio S/A	SGAS4	PN	Petróleo e Gás
137	Yara Brasil Fertilizantes S/A	ILMD4	PN	Química

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE B - Estatísticas descritivas das variáveis

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
invpl	overall	.5652725	4.013377	-67.30434	237.9231	N = 7997
	between		.9249949	-.4538984	8.982396	n = 137
	within		3.900745	-75.72147	229.506	T-bar = 58.3723
q	overall	1.880105	12.17179	-20.67591	409.1765	N = 4758
	between		10.21423	-3.231461	114.9915	n = 137
	within		8.610808	-104.1678	296.0651	T-bar = 34.7299
fcpl	overall	.1505672	1.621084	-33.75	82	N = 7997
	between		.2919614	-.6027341	2.207262	n = 137
	within		1.595002	-33.30637	79.9433	T-bar = 58.3723
j	overall	11.05333	4.526495	6	26.01	N = 8220
	between		0	11.05333	11.05333	n = 137
	within		4.526495	6	26.01	T = 60
c	overall	1.896658	.7651771	.3321255	3.8949	N = 8631
	between		0	1.896658	1.896658	n = 137
	within		.7651771	.3321255	3.8949	T = 63

Figura 17: Estatística Descritiva: Média, Desvio Padrão, Mínimo, Máximo e Observações

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. correlate invpl q fcpl j c
(obs=4691)
```

	invpl	q	fcpl	j	c
invpl	1.0000				
q	-0.0143	1.0000			
fcpl	0.2160	-0.0176	1.0000		
j	-0.0036	-0.0734	0.0092	1.0000	
c	0.0146	0.0214	0.0339	-0.3074	1.0000

Figura 18: Matriz de Correlação das variáveis.

Fonte: Stata® versão 10.0.

Tabela 41: Estatística Descritiva da Variável *invpl*

Período	Média	Desv. Pad	Maior	Menor	Observações	1º Quartil	4º Quartil
1T1994	0,7532	2,3682	23,4167	-0,4048	100	0,1036	0,8682
2T1994	0,5160	0,6242	4,5962	-0,6559	99	0,0998	0,8537
3T1994	0,4701	0,4435	2,3448	-0,3051	102	0,1034	0,7744
4T1994	0,4594	0,4194	2,0735	-0,3103	108	0,1031	0,7713
1T1995	0,4518	0,4189	2,0500	-0,3051	103	0,1018	0,7594
2T1995	0,4284	0,4410	1,8711	-1,6000	104	0,1004	0,7686
3T1995	0,4159	0,4628	2,2805	-1,3333	109	0,0827	0,7471
4T1995	0,4404	0,5227	3,5537	-1,2857	109	0,1017	0,7775

1T1996	0,4859	0,4744	2,7222	-0,3133	106	0,1014	0,8252
2T1996	0,5372	0,7148	5,2605	-0,1261	106	0,1184	0,8104
3T1996	0,5902	1,3613	13,7000	-0,2353	105	0,1135	0,7502
4T1996	0,4689	0,4568	2,0606	-1,4079	114	0,0943	0,7847
1T1997	0,4216	0,6655	1,6716	-4,9231	112	0,1175	0,7633
2T1997	0,5010	0,5426	2,6829	-1,0968	109	0,1357	0,7859
3T1997	0,5242	0,7604	5,2360	-2,2941	109	0,1314	0,8189
4T1997	0,5040	0,7275	5,6842	-2,5563	132	0,0551	0,8549
1T1998	0,5887	0,9081	6,4118	-1,6609	109	0,0670	0,8837
2T1998	0,6026	1,1611	10,4545	-1,5385	111	0,0628	0,9305
3T1998	0,6365	1,2422	11,5000	-1,3591	137	0,0545	0,9509
4T1998	0,6729	1,7446	17,6667	-1,1290	139	0,0559	0,8998
1T1999	0,5617	1,3553	13,2500	-2,9697	139	0,0436	0,9145
2T1999	0,6714	2,4194	26,2500	-4,0741	139	0,0337	0,8891
3T1999	0,9838	4,2962	35,8000	-2,0128	139	0,0263	0,8875
4T1999	0,5053	0,7207	5,4091	-0,6769	138	0,0465	0,9078
1T2000	0,4808	0,8954	6,1579	-3,1000	139	0,0285	0,8973
2T2000	0,5664	1,2124	10,6250	-1,9167	139	0,0331	0,8672
3T2000	0,6430	1,4444	12,4091	-0,5369	137	0,0538	0,8898
4T2000	0,5796	1,3061	14,3333	-0,5532	138	0,0499	0,8441
1T2001	0,4539	0,8756	4,7853	-5,0000	138	0,0547	0,8461
2T2001	0,5268	1,2942	11,6667	-5,6250	138	0,0342	0,8644
3T2001	0,5987	1,2434	11,6667	-2,5882	139	0,0330	0,8926
4T2001	0,4095	1,8948	10,5968	-14,3486	139	0,0351	0,8649
1T2002	0,3810	2,6714	14,6327	-20,0672	139	0,0259	0,8735
2T2002	0,9314	4,0060	42,4545	-1,2368	139	0,0170	0,8819
3T2002	0,5725	1,3690	9,5000	-7,9250	138	0,0174	0,9263
4T2002	0,6251	1,0679	7,8667	-0,4800	139	0,0169	0,9309
1T2003	0,9476	4,0181	45,5556	-0,3871	139	0,0225	0,8961
2T2003	1,2661	7,5524	87,6000	-0,9024	138	0,0114	0,9139
3T2003	1,2973	9,9699	115,2273	-15,8980	137	0,0105	0,8773
4T2003	0,3726	1,3579	5,2032	-11,5468	139	0,0094	0,8736
1T2004	0,5162	1,0351	8,9697	-1,4534	139	0,0086	0,8032
2T2004	0,4254	0,8851	5,6116	-5,2642	139	0,0061	0,7484
3T2004	0,4555	0,7675	5,1188	-1,6460	139	0,0092	0,7358
4T2004	0,4438	0,8726	5,8564	-3,3427	139	0,0045	0,7773
1T2005	0,4725	1,0258	8,3545	-3,2147	139	0,0036	0,7581
2T2005	0,6312	2,3050	25,8889	-3,8017	138	0,0104	0,7480
3T2005	0,3706	0,8892	4,2619	-5,5000	139	0,0045	0,6993
4T2005	0,4418	0,7508	3,8571	-3,6082	139	0,0004	0,7710
1T2006	0,4780	1,1974	11,2500	-3,9189	138	0,0000	0,7985
2T2006	0,3513	0,9475	3,4451	-8,1147	137	0,0000	0,7626
3T2006	0,3547	1,8779	14,0000	-14,7474	139	0,0000	0,7659
4T2006	0,5508	2,2248	23,9313	-7,2167	138	0,0000	0,8310
1T2007	2,1166	20,2358	237,9231	-5,5128	138	0,0000	0,8296
2T2007	-0,0986	5,8017	2,8380	-67,3043	138	0,0000	0,7798
3T2007	1,5901	14,2101	167,1053	-3,7727	138	0,0000	0,8678
4T2007	0,0935	2,3273	2,8355	-21,7914	137	0,0000	0,7819
1T2008	0,2292	1,2853	3,5764	-9,6634	136	0,0000	0,8419
2T2008	0,4195	1,0688	8,6540	-3,9140	135	0,0000	0,8301

3T2008	0,3667	0,6987	2,4729	-3,5644	135	0,0000	0,7874
4T2008	0,3979	0,6964	2,9400	-2,9583	131	0,0000	0,8363
1T2009	0,4720	1,1023	10,3636	-2,8871	130	0,0000	0,8442
2T2009	0,4081	0,6487	2,9791	-2,6642	129	0,0000	0,8332
3T2009	0,4235	0,6453	2,5180	-2,4690	120	0,0052	0,8490

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 42: Estatística Descritiva da Variável q

Período	Média	Desv. Pad	Maior	Menor	Observações	1º Quartil	4º Quartil
1T1994	0,8461	0.6215	2.2686	-0.3631	21	0.5525	1.0535
2T1994	0,6665	0.5437	2.2057	-0.2296	20	0.4174	0.8603
3T1994	0,6921	0.4508	1.9410	-0.1820	22	0.3941	0.8750
4T1994	0,2676	2.4137	2.6209	-17.4010	64	0.2788	0.8605
1T1995	0,5773	0.5800	2.2829	-0.5223	23	0.3197	0.7436
2T1995	0,5469	0.6021	2.3698	-0.5536	26	0.2391	0.7512
3T1995	0,5615	0.5930	2.6693	-0.6209	26	0.2885	0.7683
4T1995	0,0355	1.7486	2.8100	-11.0364	61	0.0411	0.6195
1T1996	0,5247	0.6671	2.7666	-0.7255	23	0.2602	0.6352
2T1996	0,2091	1.5343	2.8847	-6.5304	25	0.2204	0.5637
3T1996	0,5296	0.7338	3.1049	-0.4767	23	0.2160	0.5515
4T1996	-0,0697	2.5620	3.6885	-20.6759	91	0.0737	0.5733
1T1997	0,4294	0.4777	1.7621	-0.5099	32	0.1865	0.5908
2T1997	0,6140	0.8295	4.1181	-0.4560	32	0.2993	0.6934
3T1997	0,1021	2.0975	1.8977	-10.6497	30	0.2277	0.6661
4T1997	0,0287	1.5636	1.7159	-9.1524	92	0.0361	0.6116
1T1998	0,3873	0.7013	1.8373	-1.8857	24	0.1345	0.7490
2T1998	-0,0785	2.6285	2.2380	-12.7062	27	0.1131	0.7766
3T1998	-0,0413	2.2427	1.3344	-14.5506	50	0.0411	0.6588
4T1998	0,1157	1.7128	8.9436	-9.9353	82	-0.1400	0.5061
1T1999	0,1886	1.7066	1.6085	-12.9199	68	0.0863	0.7027
2T1999	0,4228	0.6080	2.3472	-1.0286	64	0.0478	0.6993
3T1999	0,5266	0.6996	3.0229	-1.5234	66	0.1682	0.7301
4T1999	0,4939	1.6069	8.0508	-7.5127	110	0.0798	0.8334
1T2000	0,6530	0.8504	4.6544	-2.5000	69	0.2643	0.9002
2T2000	0,6540	0.9454	4.9070	-2.6000	71	0.1996	0.8699
3T2000	0,5390	0.9711	5.2397	-3.4286	71	0.1396	0.7609
4T2000	0,6095	2.2246	14.6413	-8.7969	108	0.0444	0.7295
1T2001	0,6496	1.1006	5.7297	-1.5761	73	0.1550	0.7551
2T2001	0,5897	1.1060	6.2574	-1.6228	70	0.0990	0.7523
3T2001	0,6729	2.1871	16.2691	-2.5839	75	0.0750	0.7169
4T2001	0,9233	3.9919	37.2483	-8.1806	113	0.1276	0.7660
1T2002	0,6249	1.5089	7.1778	-7.3413	86	0.1575	0.8623
2T2002	0,3722	1.5265	7.5714	-8.2484	79	0.0799	0.7989
3T2002	0,5636	1.8473	7.9872	-9.3901	84	0.1239	0.8238
4T2002	1,1665	5.3444	40.0500	-10.3246	106	0.1093	0.7801
1T2003	0,9128	3.8261	30.3333	-9.9782	80	0.1581	0.7815
2T2003	1,5866	6.2143	48.2800	-8.9675	84	0.2073	0.8501
3T2003	1,6706	6.2440	50.4845	-10.0033	92	0.2626	0.9718

4T2003	1,4955	5.9213	57.0000	-9.6541	112	0.2437	1.0025
1T2004	2,1776	8.5979	56.5000	-10.3906	89	0.2995	1.0949
2T2004	1,6492	6.5191	58.0000	-9.5113	88	0.2795	1.0368
3T2004	2,2603	8.6656	59.5783	-10.7889	90	0.3869	1.2189
4T2004	2,3040	9.3049	75.5000	-8.6658	118	0.3668	1.3327
1T2005	1,9515	8.2844	76.5000	-10.0287	94	0.4185	1.3688
2T2005	2,6687	10.8945	78.0000	-9.3963	91	0.3847	1.3663
3T2005	2,7728	11.3765	83.0000	-8.6584	92	0.3572	1.3123
4T2005	2,4587	10.6009	84.5000	-8.2514	116	0.2629	1.3036
1T2006	3,0921	12.4072	89.0000	-8.3372	91	0.3357	1.5024
2T2006	2,7351	11.1234	95.0000	-8.5960	87	0.3858	1.4923
3T2006	2,4092	10.3403	89.5000	-9.2443	92	0.3899	1.3453
4T2006	2,9536	12.4596	102.2034	-8.4498	122	0.3307	1.6705
1T2007	2,9039	11.3207	105.1864	-10.4499	103	0.5322	2.0822
2T2007	3,2248	12.0910	109.8621	-9.0421	105	0.7361	2.2850
3T2007	3,0791	12.5175	122.0962	-10.6353	104	0.7339	2.2580
4T2007	3,0628	12.4489	131.0000	-9.8864	127	0.7017	2.2604
1T2008	3,1169	13.4799	133.9375	-11.5407	107	0.6518	2.2746
2T2008	2,9696	13.5673	139.8444	-11.6145	109	0.6653	2.1649
3T2008	2,6588	14.2094	144.7955	-13.8456	108	0.4800	1.5166
4T2008	4,4992	32.7614	346.5263	-18.8783	114	0.2683	1.2456
1T2009	5,1663	38.5139	377.3889	-18.1833	97	0.2540	1.3128
2T2009	5,7741	40.9376	409.1765	-16.8392	101	0.3926	1.4645
3T2009	1,6309	6.0916	50.0625	-16.6068	95	0.4277	1.4961

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 43: Estatística Descritiva da Variável *fcpl*

Período	Média	Desv. Pad	Maior	Menor	Observações	1º Quartil	4º Quartil
1T1994	0,1419	0,9718	9,6458	-0,5000	100	0,0072	0,0487
2T1994	0,0809	0,3103	2,5962	-1,0357	99	0,0134	0,0854
3T1994	0,0915	0,2669	1,5431	-1,1864	102	0,0096	0,0920
4T1994	0,2732	1,1441	11,1667	-1,5517	108	0,0444	0,1591
1T1995	0,0273	0,0827	0,5714	-0,4706	103	0,0059	0,0338
2T1995	0,0457	0,1446	0,8064	-0,8800	104	0,0094	0,0603
3T1995	0,0534	0,2292	0,6650	-1,7778	109	0,0155	0,0747
4T1995	0,1030	0,4765	1,1305	-4,1429	109	0,0377	0,1508
1T1996	0,0782	0,4142	4,1500	-0,3373	106	0,0038	0,0378
2T1996	0,2238	1,0599	10,3067	-0,4775	106	0,0123	0,0901
3T1996	0,0172	1,2011	1,9000	-11,7647	105	0,0238	0,1164
4T1996	0,5670	3,5091	37,2857	-0,8378	114	0,0738	0,1942
1T1997	-0,0059	0,8116	1,2106	-8,3077	112	0,0087	0,0503
2T1997	0,1803	0,6701	3,4779	-3,2258	109	0,0171	0,0959
3T1997	0,1590	0,9829	8,0938	-5,0588	109	0,0207	0,1197
4T1997	0,5148	2,3840	20,2632	-1,3187	132	0,0170	0,2349
1T1998	0,1361	0,6221	5,8182	-0,3652	109	0,0067	0,0545
2T1998	0,1214	0,7921	3,9091	-4,8846	111	0,0134	0,0975
3T1998	0,2586	1,4650	16,0000	-0,8052	137	0,0000	0,1187
4T1998	0,8486	4,0343	37,6667	-2,3404	139	0,0168	0,2479

1T1999	-0,0452	0,8625	3,0000	-9,2500	139	0,0000	0,0285
2T1999	0,1371	1,3729	12,2500	-4,2353	139	0,0000	0,0634
3T1999	0,1991	1,8374	19,0000	-5,3636	139	0,0000	0,1057
4T1999	0,3344	1,8238	18,2500	-4,4000	138	0,0595	0,2276
1T2000	0,1504	1,0270	11,0000	-0,6981	139	0,0000	0,0384
2T2000	0,3930	3,9151	45,4815	-3,1579	139	0,0000	0,0754
3T2000	0,3209	2,1039	23,1200	-1,4138	137	0,0192	0,1220
4T2000	0,3252	1,3467	13,5000	-2,1948	138	0,0637	0,2432
1T2001	0,1103	0,7058	4,1429	-3,2000	138	0,0133	0,0769
2T2001	-0,0165	2,6386	8,3333	-28,0000	138	0,0110	0,1202
3T2001	0,2445	1,1735	8,1667	-3,5294	139	0,0217	0,1664
4T2001	0,8941	7,5015	78,6667	-19,1429	139	0,0570	0,2497
1T2002	0,1025	0,7603	8,0000	-2,5833	139	0,0059	0,0483
2T2002	0,2686	1,6284	17,0000	-2,5000	139	0,0194	0,1045
3T2002	0,2220	0,9736	5,3500	-3,8750	138	0,0267	0,1594
4T2002	0,3186	1,4320	7,1570	-9,4000	139	0,0712	0,3259
1T2003	0,1402	0,6022	5,6154	-0,6774	139	0,0090	0,0893
2T2003	0,0416	2,0071	8,0000	-21,3333	138	0,0197	0,1441
3T2003	0,3217	1,9002	17,0000	-4,8367	137	0,0370	0,1887
4T2003	0,2227	1,2302	8,5000	-5,1969	139	0,0484	0,2767
1T2004	-0,0414	0,7404	0,6732	-8,3750	139	0,0041	0,0510
2T2004	0,0389	0,6140	2,6667	-5,1250	139	0,0144	0,1243
3T2004	0,5017	3,6207	41,0000	-3,5164	139	0,0289	0,2136
4T2004	0,2140	1,1654	10,4000	-4,4000	139	0,0428	0,2863
1T2005	0,0347	0,1565	1,3182	-0,6000	139	0,0040	0,0632
2T2005	0,0550	0,3805	1,3333	-3,5104	138	0,0038	0,1197
3T2005	0,0267	0,6440	2,3514	-5,0000	139	0,0092	0,1418
4T2005	0,2339	2,5625	23,5714	-16,5000	139	0,0373	0,2796
1T2006	0,0646	0,4405	3,0000	-2,6250	138	0,0010	0,0451
2T2006	0,0495	0,3349	2,6316	-2,0741	137	0,0069	0,0927
3T2006	0,3684	2,5042	24,0000	-2,2162	139	0,0043	0,1374
4T2006	0,0496	0,6894	2,6260	-5,8667	138	0,0122	0,2493
1T2007	0,0376	0,2827	3,1538	-0,6875	138	0,0004	0,0467
2T2007	0,0192	0,1560	0,4625	-0,9388	138	0,0005	0,0948
3T2007	0,0421	0,2118	1,2667	-1,0000	138	0,0009	0,1255
4T2007	0,0454	0,6380	4,2073	-4,6667	137	0,0059	0,2295
1T2008	-0,0031	0,1093	0,4000	-0,7931	136	0,0000	0,0358
2T2008	0,0231	0,3967	4,0000	-1,3125	135	0,0000	0,0810
3T2008	-0,0005	0,2371	0,3530	-1,6364	135	-0,0358	0,1240
4T2008	0,0799	0,4794	2,7258	-1,8205	131	0,0156	0,2175
1T2009	0,0382	0,2150	2,2273	-0,3958	130	0,0008	0,0488
2T2009	0,0511	0,1600	0,9213	-0,5235	129	0,0042	0,0953
3T2009	0,0609	0,1774	0,5484	-0,6538	120	0,0111	0,1395

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE C - Ativos pertencentes aos *Portfólios A e B*

Tabela 44: Ativos do *Portfólio A* atualizados trimestralmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	3º Quartil
1T1994	LAME4	HETA4	CRUZ3	STRP4	ALPA4	NORD3					1,0535
2T1994	LAME4	STRP4	CRUZ3	KLBN4	MYPK3						0,8603
3T1994	LAME4	CRUZ3	STRP4	WEGE3	SDIA4	KLBN4					0,8750
4T1994	HETA4	LAME4	POMO4	STRP4	RAPT4	EMBR3	WEGE3	CRUZ3	FFTL4	VALE5	0,8741
1T1995	HETA4	STRP4	LAME4	WEGE3	ELUM4	CRUZ3					0,7436
2T1995	HETA4	RHDS3	LAME4	STRP4	CRUZ3	WEGE3	ELUM4				0,7512
3T1995	HETA4	RHDS3	LAME4	CRUZ3	STRP4	ELUM4	WEGE3				0,7683
4T1995	HETA4	FRAS4	AMBV4	MWET4	LAME4	VALE5	CRUZ3	CTNM4	RHDS3	EMBR3	0,6215
1T1996	HETA4	RHDS3	STRP4	CRUZ3	LAME4	BUET4					0,6352
2T1996	HETA4	CRUZ3	FRAS4	STRP4	WEGE3	RHDS3					0,5674
3T1996	HETA4	AMBV4	FRAS4	CRUZ3	BUET4	ARCZ6					0,5515
4T1996	HETA4	CBEE3	AMBV4	FRAS4	LREN3	MWET4	EMBR3	TLPP4	CRUZ3	CTNM4	0,5760
1T1997	AMBV4	CRUZ3	FRAS4	EMBR3	BUET4	STRP4	ARCZ6	SCLO4			0,5908
2T1997	HETA4	AMBV4	CRUZ3	FRAS4	EMBR3	BUET4	FFTL4	WEGE3			0,6934
3T1997	AMBV4	CRUZ3	FRAS4	EMBR3	BUET4	WEGE3	FFTL4	NORD3			0,6765
4T1997	CBEE3	EMBR3	AMBV4	LIGT3	CTNM4	DHBI4	TLPP4	MWET4	BUET4	CRUZ3	0,6325
1T1998	AMBV4	CRUZ3	EMBR3	FFTL4	NORD3	ELUM4					0,7490
2T1998	EMBR3	AMBV4	FFTL4	TOYB4	NORD3	CRUZ3	REEM4				0,7928
3T1998	CBMA4	CAFE4	PMET6	MWET4	AMBV4	CBEE3	TOYB4	ELUM4	INEP4	FRAS4	0,5168
4T1998	BUET4	NORD3	PMET6	INEP4	AMBV4	TOYB4	FFTL4	FRAS4	EMBR3	ARLA3	0,6589
1T1999	PMET6	INEP4	AMBV4	BUET4	MWET4	FGUI4	TOYB4	REEM4	PETR4	CRUZ3	0,7074
2T1999	PMET6	AMBV4	TOYB4	BUET4	FFTL4	CRUZ3	FGUI4	MWET4	EMBR3	PETR4	0,6993
3T1999	RHDS3	PMET6	AMBV4	INEP4	TOYB4	EMBR3	BUET4	FGUI4	MWET4	CRUZ3	0,7301
4T1999	DHBI4	RHDS3	CAFE4	PMET6	HETA4	AMBV4	ITEC3	FGUI4	EMBR3	TOYB4	0,8417
1T2000	PMET6	RHDS3	ITEC3	TOYB4	AMBV4	FGUI4	EMBR3	MWET4	PETR4	TLPP4	0,9002
2T2000	PMET6	HETA4	EALT4	AMBV4	ITEC3	TOYB4	FGUI4	EMBR3	PETR4	MWET4	0,8699
3T2000	PMET6	AMBV4	FGUI4	ITEC3	TOYB4	EMBR3	PETR4	LHER4	CRUZ3	BUET4	0,7609
4T2000	CBMA4	DHBI4	CAFE4	PMET6	AMBV4	FGUI4	TOYB4	EMBR3	MWET4	LHER4	0,7319
1T2001	PMET6	AMBV4	HETA4	FGUI4	TOYB4	EMBR3	CRUZ3	MWET4	LHER4	ITEC3	0,7551
2T2001	PMET6	AMBV4	TOYB4	TUPY3	EMBR3	CRUZ3	MWET4	LHER4	PETR4	ITEC3	0,7523
3T2001	CBMA4	PMET6	HETA4	AMBV4	FGUI4	TOYB4	CRUZ3	LHER4	VAGV4	PETR4	0,7169
4T2001	CBMA4	DHBI4	CAFE4	PMET6	HETA4	FGUI4	AMBV4	REEM4	TOYB4	CRUZ3	0,7700
1T2002	PMET6	HAGA4	REEM4	FGUI4	AMBV4	TOYB4	CRUZ3	BAHI3	LHER4	EMBR3	0,8716
2T2002	PMET6	TOYB4	AMBV4	CRUZ3	MWET4	EMBR3	ARCZ6	ELEK4	LHER4	BUET4	0,8003
3T2002	PMET6	HAGA4	HETA4	REEM4	TOYB4	AMBV4	BAHI3	CRUZ3	VAGV4	ARCZ6	0,8350
4T2002	DHBI4	CAFE4	PMET6	HAGA4	AMBV4	TOYB4	VAGV4	CRUZ3	VALE5	CAMB4	0,7851
1T2003	PMET6	HAGA4	TOYB4	AMBV4	VAGV4	CRUZ3	BAHI3	LHER4	NORD3	ARCZ6	0,7845
2T2003	CBMA4	PMET6	HAGA4	REEM4	FGUI4	TOYB4	AMBV4	CRUZ3	VAGV4	BOBR4	0,8518

3T2003	CBMA4	PMET6	HAGA4	REEM4	FGUI4	HETA4	AMBV4	TOYB4	CRUZ3	VAGV4	0,9739
4T2003	CAFE4	MAPT4	PMET6	FGUI4	REEM4	HETA4	AMBV4	TOYB4	VAGV4	CRUZ3	1,0219
1T2004	CBMA4	PMET6	MAPT4	FGUI4	REEM4	AMBV4	TOYB4	VAGV4	CRUZ3	WEGE3	1,1067
2T2004	PMET6	MAPT4	HAGA4	FGUI4	REEM4	AMBV4	TOYB4	VAGV4	WEGE3	CRUZ3	1,0382
3T2004	CBMA4	PMET6	MAPT4	FGUI4	TOYB4	VAGV4	CRUZ3	WEGE3	AMBV4	FRAS4	1,2471
4T2004	CBMA4	PMET6	CAFE4	MAPT4	FGUI4	HAGA4	REEM4	TOYB4	BOBR4	CRUZ3	1,3530
1T2005	PMET6	MAPT4	FGUI4	TOYB4	ELEK4	CRUZ3	VAGV4	VALE5	GAZO4	AMBV4	1,3695
2T2005	CBMA4	PMET6	MAPT4	HAGA4	TOYB4	VAGV4	GAZO4	CRUZ3	ELEK4	VALE5	1,3744
3T2005	CBMA4	PMET6	FGUI4	TOYB4	VAGV4	REEM4	VALE5	CRUZ3	GUAR3	LAME4	1,3136
4T2005	CBMA4	PMET6	CAFE4	FGUI4	TOYB4	GAZO4	GUAR3	REEM4	LAME4	VALE5	1,3063
1T2006	CBMA4	PMET6	HETA4	HAGA4	GUAR3	TOYB4	GAZO4	LAME4	LREN3	UCOP4	1,5097
2T2006	PMET6	FGUI4	HAGA4	TOYB4	GAZO4	GUAR3	BAHI3	LAME4	LREN3	CRUZ3	1,5056
3T2006	PMET6	FGUI4	HAGA4	TOYB4	GAZO4	BAHI3	GUAR3	UCOP4	LAME4	LREN3	1,3507
4T2006	CBMA4	PMET6	CAFE4	MAPT4	FGUI4	DHBI4	HAGA4	TOYB4	BAHI3	ELEK4	1,6971
1T2007	CBMA4	MAPT4	FGUI4	HETA4	HAGA4	TOYB4	BAHI3	WEGE3	GAZO4	UCOP4	2,0861
2T2007	CBMA4	MAPT4	FGUI4	HETA4	HAGA4	BAHI3	WEGE3	LAME4	TOYB4	LREN3	2,2890
3T2007	CBMA4	MAPT4	BAHI3	HETA4	HAGA4	WEGE3	LAME4	GAZO4	CRUZ3	MYPK3	2,2607
4T2007	CBMA4	MAPT4	CAFE4	DHBI4	BAHI3	HAGA4	HETA4	MNPR3	WEGE3	MYPK3	2,2940
1T2008	CBMA4	MAPT4	MNPR3	DHBI4	BAHI3	HAGA4	HETA4	WEGE3	FFTL4	CRUZ3	2,2759
2T2008	FFTL4	GAZO4	WEGE3	CRUZ3	LREN3	SCLO4	TOYB4	ILMD4	LAME4	TENE7	2,1668
3T2008	CBMA4	MAPT4	DHBI4	MNPR3	HETA4	HAGA4	BAHI3	GAZO4	CRUZ3	SCLO4	1,5227
4T2008	CBMA4	CAFE4	DHBI4	MAPT4	HETA4	MNPR3	BAHI3	SCLO4	HAGA4	TENE7	1,2496
1T2009	CBMA4	DHBI4	MAPT4	HETA4	MNPR3	BAHI3	SCLO4	HAGA4	CRUZ3	UCOP4	1,3136
2T2009	CBMA4	DHBI4	HETA4	MAPT4	MNPR3	SCLO4	HAGA4	NORD3	BAHI3	TENE7	1,4787
3T2009	DHBI4	MAPT4	SCLO4	HAGA4	CRUZ3	TENE7	NORD3	FFTL4	CALI4	AMBV4	1,5302

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 45: Pesos dos ativos do *Portfólio A* atualizados trimestralmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	Total
1T1994	0,00%	0,00%	10,00%	4,00%	0,00%	86,00%					100,00%
2T1994	0,00%	0,00%	15,00%	46,00%	39,00%						100,00%
3T1994	0,00%	10,00%	2,00%	0,00%	49,00%	39,00%					100,00%
4T1994	0,00%	7,00%	12,00%	0,00%	5,00%	0,00%	10,00%	9,00%	34,00%	23,00%	100,00%
1T1995	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%					100,00%
2T1995	0,00%	2,00%	43,00%	0,00%	2,00%	0,00%	53,00%				100,00%
3T1995	0,00%	7,00%	61,00%	32,00%	0,00%	0,00%	0,00%				100,00%
4T1995	0,00%	8,00%	0,00%	28,00%	39,00%	0,00%	19,00%	3,00%	3,00%	0,00%	100,00%
1T1996	0,00%	15,00%	0,00%	37,00%	23,00%	25,00%	0,00%				100,00%
2T1996	40,00%	0,00%	51,00%	0,00%	0,00%	9,00%	0,00%				100,00%
3T1996	17,00%	0,00%	30,00%	0,00%	0,00%	53,00%	0,00%				100,00%
4T1996	18,00%	0,00%	14,00%	14,00%	0,00%	17,00%	7,00%	19,00%	0,00%	11,00%	100,00%
1T1997	0,00%	0,00%	65,00%	0,00%	13,00%	11,00%	0,00%	11,00%			100,00%

2T1997	19,00%	0,00%	0,00%	18,00%	0,00%	0,00%	43,00%	20,00%			100,00%
3T1997	0,00%	0,00%	0,00%	41,00%	43,00%	0,00%	0,00%	16,00%			100,00%
4T1997	0,00%	14,00%	0,00%	24,00%	3,00%	3,00%	27,00%	17,00%	12,00%	0,00%	100,00%
1T1998	0,00%	0,00%	0,00%	1,00%	5,00%	94,00%					100,00%
2T1998	0,00%	0,00%	0,00%	39,00%	4,00%	0,00%	57,00%				100,00%
3T1998	0,00%	13,00%	12,00%	0,00%	0,00%	2,00%	0,00%	0,00%	44,00%	29,00%	100,00%
4T1998	0,00%	0,00%	9,00%	0,00%	0,00%	36,00%	0,00%	14,00%	0,00%	41,00%	100,00%
1T1999	2,00%	24,00%	44,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	30,00%	0,00%	100,00%
2T1999	0,00%	13,00%	19,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	32,00%	36,00%	100,00%
3T1999	11,00%	9,00%	0,00%	3,00%	0,00%	0,00%	0,00%	22,00%	0,00%	55,00%	100,00%
4T1999	25,00%	12,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	10,00%	22,00%	0,00%	31,00%	100,00%
1T2000	0,00%	40,00%	0,00%	46,00%	0,00%	8,00%	0,00%	0,00%	0,00%	6,00%	100,00%
2T2000	10,00%	0,00%	0,00%	29,00%	5,00%	27,00%	1,00%	0,00%	0,00%	28,00%	100,00%
3T2000	53,00%	0,00%	8,00%	26,00%	0,00%	0,00%	0,00%	10,00%	0,00%	3,00%	100,00%
4T2000	0,00%	21,00%	0,00%	43,00%	0,00%	18,00%	18,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%
1T2001	0,00%	0,00%	0,00%	21,00%	1,00%	0,00%	0,00%	43,00%	0,00%	35,00%	100,00%
2T2001	20,00%	0,00%	2,00%	0,00%	0,00%	0,00%	32,00%	31,00%	0,00%	15,00%	100,00%
3T2001	0,00%	26,00%	0,00%	0,00%	18,00%	2,00%	0,00%	44,00%	10,00%	0,00%	100,00%
4T2001	0,00%	25,00%	27,00%	3,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	45,00%	0,00%	100,00%
1T2002	3,00%	0,00%	48,00%	7,00%	0,00%	26,00%	0,00%	1,00%	15,00%	0,00%	100,00%
2T2002	1,00%	2,00%	0,00%	0,00%	51,00%	0,00%	31,00%	0,00%	15,00%	0,00%	100,00%
3T2002	8,00%	0,00%	5,00%	0,00%	24,00%	43,00%	0,00%	0,00%	20,00%	0,00%	100,00%
4T2002	1,00%	0,00%	46,00%	0,00%	21,00%	0,00%	25,00%	0,00%	0,00%	7,00%	100,00%
1T2003	40,00%	0,00%	41,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	9,00%	10,00%	0,00%	100,00%
2T2003	0,00%	0,00%	34,00%	20,00%	5,00%	0,00%	4,00%	0,00%	14,00%	23,00%	100,00%
3T2003	26,00%	0,00%	17,00%	15,00%	0,00%	0,00%	39,00%	0,00%	0,00%	3,00%	100,00%
4T2003	15,00%	0,00%	0,00%	29,00%	24,00%	0,00%	31,00%	0,00%	1,00%	0,00%	100,00%
1T2004	39,00%	58,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	3,00%	0,00%	0,00%	100,00%
2T2004	0,00%	39,00%	0,00%	0,00%	19,00%	31,00%	0,00%	8,00%	3,00%	0,00%	100,00%
3T2004	0,00%	19,00%	34,00%	12,00%	35,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%
4T2004	0,00%	0,00%	0,00%	35,00%	39,00%	0,00%	26,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%
1T2005	0,00%	11,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	58,00%	0,00%	31,00%	0,00%	100,00%
2T2005	15,00%	5,00%	8,00%	0,00%	56,00%	16,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%
3T2005	24,00%	14,00%	36,00%	0,00%	0,00%	14,00%	0,00%	12,00%	0,00%	0,00%	100,00%
4T2005	9,00%	35,00%	15,00%	3,00%	0,00%	22,00%	0,00%	16,00%	0,00%	0,00%	100,00%
1T2006	0,00%	18,00%	17,00%	0,00%	0,00%	59,00%	6,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%
2T2006	48,00%	19,00%	1,00%	0,00%	12,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	20,00%	100,00%
3T2006	44,00%	18,00%	2,00%	0,00%	6,00%	0,00%	0,00%	0,00%	9,00%	21,00%	100,00%
4T2006	1,00%	18,00%	6,00%	0,00%	0,00%	0,00%	25,00%	37,00%	0,00%	13,00%	100,00%
1T2007	1,00%	34,00%	0,00%	0,00%	38,00%	0,00%	0,00%	0,00%	27,00%	0,00%	100,00%
2T2007	5,00%	5,00%	9,00%	0,00%	1,00%	43,00%	0,00%	0,00%	0,00%	37,00%	100,00%
3T2007	16,00%	10,00%	0,00%	0,00%	2,00%	0,00%	0,00%	50,00%	20,00%	2,00%	100,00%
4T2007	0,00%	14,00%	15,00%	0,00%	0,00%	5,00%	44,00%	0,00%	0,00%	22,00%	100,00%

1T2008	9,00%	2,00%	15,00%	0,00%	44,00%	3,00%	27,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%
2T2008	0,00%	33,00%	10,00%	0,00%	27,00%	8,00%	0,00%	0,00%	9,00%	13,00%	100,00%
3T2008	5,00%	0,00%	0,00%	21,00%	23,00%	2,00%	23,00%	26,00%	0,00%	0,00%	100,00%
4T2008	9,00%	24,00%	0,00%	0,00%	31,00%	0,00%	0,00%	0,00%	9,00%	27,00%	100,00%
1T2009	28,00%	0,00%	28,00%	2,00%	0,00%	4,00%	20,00%	0,00%	0,00%	18,00%	100,00%
2T2009	7,00%	0,00%	12,00%	33,00%	0,00%	24,00%	0,00%	0,00%	24,00%	0,00%	100,00%
3T2009	0,00%	6,00%	11,00%	0,00%	22,00%	0,00%	25,00%	30,00%	6,00%	0,00%	100,00%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 46: Ativos do *Portfólio B* atualizados trimestralmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	1º Quartil
1T1994	ITEC3	MEND5	REEM4	TRFO4	TUPY3	FBMC4					0,5525
2T1994	ITEC3	MEND5	CNFB4	REEM4	AVIL3						0,4174
3T1994	MEND5	CNFB4	REEM4	TRFO4	GUAR3	SCLO4					0,3941
4T1994	DOCA4	LUXM4	PTPA4	GOAU4	MEND5	PNVL3	LIXC4	MGEL4	LECO4	FRAS4	0,2837
1T1995	GOAU4	MEND5	TRFO4	REEM4	CNFB4	SDIA4					0,3197
2T1995	GOAU4	MGEL4	BMTO4	CNFB4	RAPT4	ELET3	TRFO4				0,2391
3T1995	GOAU4	LECO4	CNFB4	TRFO4	GUAR3	PLAS3	RAPT4				0,2885
4T1995	DOCA4	LUXM4	GOAU4	BMTO4	BDLL4	MGEL4	PNVL3	PTPA4	MNPR3	RAPT4	0,0597
1T1996	GOAU4	RAPT4	CNFB4	LECO4	SDIA4	NORD3					0,2602
2T1996	GOAU4	CNFB4	LECO4	SDIA4	RAPT4	GUAR3					0,2319
3T1996	GOAU4	RAPT4	CNFB4	SDIA4	LECO4	RHDS3					0,2160
4T1996	DOCA4	BRGE12	BMTO4	MNPR3	RAPT4	MGEL4	LUXM4	PTPA4	GOAU4	SULT4	0,0897
1T1997	RAPT4	GOAU4	MGEL4	CNFB4	SDIA4	INEP4	TUPY3	RHDS3			0,1865
2T1997	RAPT4	MGEL4	TUPY3	GOAU4	RHDS3	CNFB4	CAMB4				0,2993
3T1997	RAPT4	MGEL4	GOAU4	RHDS3	CNFB4	KLBN4	LECO4				0,2305
4T1997	BRGE12	MOAR3	RHDS3	HBTS5	BMTO4	MNPR3	MGEL4	RAPT4	JFEN3	LUXM4	0,0451
1T1998	RHDS3	MGEL4	CNFB4	KLBN4	SOND3						0,1345
2T1998	RHDS3	MGEL4	CNFB4	KLBN4	CIQU4	TUPY3					0,1204
3T1998	MOAR3	RHDS3	BMTO4	BRGE12	RAPT4	MGEL4	BDLL4	PNVL3	GOAU4	LUXM4	-0,0737
4T1998	RHDS3	RAPT4	MGEL4	BOBR4	CNFB4	TUPY3	KLBN4	GUAR3	SPRI3	MRS4	0,0567
1T1999	GOAU4	CALI4	MGEL4	RHDS3	RAPT4	KLBN4	CNFB4	SPRI3	SJOS4	GUAR3	0,1110
2T1999	RHDS3	CALI4	MGEL4	RAPT4	CNFB4	KLBN4	DOHL4	SJOS4	GUAR3	SULT4	0,0478
3T1999	MGEL4	RAPT4	CNFB4	TKNO4	GUAR3	SJOS4	SULT4	SPRI3	CGRA4	KLBN4	0,1682
4T1999	MOAR3	HBTS5	GOAU4	BMTO4	BRGE12	PTPA4	JFEN3	MGEL4	RAPT4	PNVL3	0,1170
1T2000	MGEL4	RAPT4	SULT4	WEGE3	POMO4	TKNO4	MLFT4	SJOS4	MAPT4	SGAS4	0,2643
2T2000	MGEL4	RAPT4	RHDS3	MLFT4	WEGE3	SULT4	TKNO4	MAPT4	POMO4	SPRI3	0,1996
3T2000	MGEL4	TUPY3	MLFT4	LFEE4	RAPT4	RHDS3	SULT4	KLBN4	POMO4	SPRI3	0,1396
4T2000	BRGE12	GOAU4	BMTO4	JFEN3	LFEE4	MGEL4	MOAR3	RHDS3	MLFT4	PNOR5	0,0636
1T2001	GOAU4	MGEL4	RHDS3	PTPA4	TUPY3	RAPT4	MLFT4	POMO4	INEP4	SOND3	0,1550
2T2001	GOAU4	RHDS3	MGEL4	PTPA4	RAPT4	POMO4	MLFT4	SOND3	KLBN4	INEP4	0,0990
3T2001	RHDS3	HBTS5	GOAU4	MGEL4	TUPY3	RAPT4	IGUA6	KLBN4	PMAM3	TKNO4	0,0750

4T2001	BRGE12	GOAU4	RHDS3	BMTO4	MGEL4	PNOR5	PTPA4	JFEN3	RAPT4	MLFT4	0,1365
1T2002	GOAU4	MGEL4	PTPA4	RAPT4	RHDS3	LFPE4	MLFT4	BDLL4	SULT4	SOND3	0,2124
2T2002	HBTS5	GOAU4	CALI4	RHDS3	MGEL4	TUPY3	PTPA4	RAPT4	IGUA6	BDLL4	0,0915
3T2002	GOAU4	HBTS5	TUPY3	MGEL4	RAPT4	PTPA4	RHDS3	PMAM3	MLFT4	IGUA6	0,1467
4T2002	RHDS3	GOAU4	HBTS5	BMTO4	BRGE12	MGEL4	MOAR3	JFEN3	MLFT4	RAPT4	0,1284
1T2003	RHDS3	GOAU4	MGEL4	MLFT4	RAPT4	IGUA6	TUPY3	PMAM3	SULT4	BDLL4	0,1895
2T2003	HBTS5	GOAU4	RHDS3	MGEL4	RAPT4	MLFT4	PTPA4	TUPY3	SULT4	BDLL4	0,2188
3T2003	CALI4	GOAU4	MGEL4	RHDS3	MLFT4	RAPT4	SULT4	FJTA4	BDLL4	PTPA4	0,2710
4T2003	BMTO4	BRGE12	GOAU4	MLFT4	CALI4	MGEL4	TUPY3	SGEN4	SULT4	RHDS3	0,2670
1T2004	HBTS5	CALI4	GOAU4	MGEL4	MLFT4	LFPE4	RHDS3	SULT4	FJTA4	BDLL4	0,3013
2T2004	GOAU4	RHDS3	MGEL4	MLFT4	CALI4	LFPE4	TUPY3	FJTA4	SULT4	BDLL4	0,2962
3T2004	GOAU4	MLFT4	MGEL4	CALI4	TUPY3	RHDS3	SGAS4	FJTA4	BDLL4	IGUA6	0,3949
4T2004	BRGE12	BMTO4	HBTS5	CALI4	GOAU4	MLFT4	MGEL4	RHDS3	SGEN4	TUPY3	0,4303
1T2005	HBTS5	GOAU4	MLFT4	MGEL4	LFPE4	RHDS3	CALI4	TUPY3	FJTA4	BDLL4	0,4403
2T2005	GOAU4	MLFT4	MGEL4	RHDS3	LFPE4	FJTA4	TUPY3	SGAS4	BDLL4	IGUA6	0,3966
3T2005	GOAU4	MLFT4	RHDS3	LFPE4	MGEL4	FJTA4	TUPY3	BDLL4	IGUA6	SGAS4	0,3869
4T2005	BRGE12	BMTO4	GOAU4	RHDS3	MGEL4	LFPE4	SGEN4	LIXC4	TUPY3	MOAR3	0,2684
1T2006	HBTS5	LFPE4	GOAU4	MGEL4	CALI4	RHDS3	LIGT3	CTNM4	DOHL4	PNOR5	0,3536
2T2006	MGEL4	GOAU4	RHDS3	CTNM4	LIGT3	PNOR5	PMAM3	IGUA6	BDLL4	MLFT4	0,4029
3T2006	CALI4	MGEL4	GOAU4	LFPE4	RHDS3	CTNM4	LIGT3	MLFT4	IGUA6	BMKS3	0,4012
4T2006	BRGE12	HBTS5	MGEL4	CALI4	GOAU4	CTNM4	RHDS3	MLFT4	LIXC4	SGEN4	0,3967
1T2007	MGEL4	GOAU4	MLFT4	LFPE4	CTNM4	PNOR5	BMKS3	SGAS4	BDLL4	IGUA6	0,5437
2T2007	HBTS5	MGEL4	MLFT4	SPRI3	GOAU4	CTNM4	DOHL4	IGUA6	PNOR5	SGAS4	0,7387
3T2007	HBTS5	SPRI3	MGEL4	MLFT4	GOAU4	CTNM4	SGAS4	DOHL4	CLSC6	PNOR5	0,7662
4T2007	BRGE12	HBTS5	MLFT4	CTNM4	GOAU4	SGEN4	MGEL4	LIXC4	SPRI3	PNOR5	0,7212
1T2008	HBTS5	MGEL4	MLFT4	CTNM4	SPRI3	GOAU4	PMAM3	PNOR5	SGAS4	CLSC6	0,6709
2T2008	LFPE4	HBTS5	MLFT4	MGEL4	CTNM4	SPRI3	PMAM3	UNIP6	SGAS4	PNOR5	0,6835
3T2008	LFPE4	HBTS5	MLFT4	MGEL4	GOAU4	CTNM4	SPRI3	UNIP6	PMAM3	MRS4	0,5138
4T2008	LFPE4	BRGE12	HBTS5	MLFT4	MGEL4	GOAU4	PMAM3	CTNM4	UNIP6	RHDS3	0,2990
1T2009	LFPE4	HBTS5	MLFT4	MGEL4	GOAU4	CTNM4	PMAM3	UNIP6	PNOR5	RHDS3	0,2863
2T2009	HBTS5	MLFT4	MGEL4	CTNM4	GOAU4	PMAM3	UNIP6	PNOR5	DOHL4	SGAS4	0,4085
3T2009	LFPE4	HBTS5	MLFT4	MGEL4	CTNM4	UNIP6	GOAU4	PNOR5	DOHL4	CLSC6	0,4599

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 47: Pesos dos ativos do *Portfólio B* atualizados trimestralmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	Total
1T1994	0.00%	77.00%	23.00%	0.00%	0.00%	0.00%					100,00%
2T1994	90.00%	10.00%	0.00%	0.00%	0.00%						100,00%
3T1994	24.00%	3.00%	28.00%	45.00%	0.00%	0.00%					100,00%
4T1994	0.00%	36.00%	1.00%	1.00%	55.00%	0.00%	0.00%	4.00%	0.00%	3.00%	100,00%
1T1995	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	100.00%					100,00%
2T1995	0.00%	0.00%	67.00%	0.00%	0.00%	5.00%	28.00%				100,00%

3T1995	0.00%	0.00%	64.00%	36.00%	0.00%	0.00%	0.00%				100,00%
4T1995	0.00%	9.00%	0.00%	5.00%	32.00%	21.00%	23.00%	0.00%	10.00%	0.00%	100,00%
1T1996	1.00%	0.00%	71.00%	0.00%	18.00%	10.00%					100,00%
2T1996	42.00%	14.00%	44.00%	0.00%	0.00%	0.00%					100,00%
3T1996	0.00%	5.00%	16.00%	44.00%	0.00%	35.00%					100,00%
4T1996	34.00%	0.00%	0.00%	2.00%	31.00%	0.00%	6.00%	0.00%	27.00%	0.00%	100,00%
1T1997	0.00%	3.00%	10.00%	0.00%	0.00%	41.00%	46.00%	0.00%			100,00%
2T1997	72.00%	0.00%	16.00%	0.00%	11.00%	0.00%	1.00%				100,00%
3T1997	25.00%	30.00%	0.00%	3.00%	0.00%	19.00%	23.00%				100,00%
4T1997	0.00%	0.00%	23.00%	41.00%	0.00%	33.00%	0.00%	3.00%	0.00%	0.00%	100,00%
1T1998	11.00%	0.00%	0.00%	89.00%	0.00%						100,00%
2T1998	34.00%	0.00%	0.00%	66.00%	0.00%	0.00%					100,00%
3T1998	5.00%	0.00%	0.00%	21.00%	0.00%	32.00%	22.00%	3.00%	0.00%	17.00%	100,00%
4T1998	0.00%	0.00%	4.00%	0.00%	22.00%	0.00%	37.00%	0.00%	0.00%	37.00%	100,00%
1T1999	6.00%	0.00%	10.00%	1.00%	0.00%	4.00%	2.00%	23.00%	12.00%	42.00%	100,00%
2T1999	9.00%	7.00%	43.00%	0.00%	0.00%	27.00%	0.00%	0.00%	14.00%	0.00%	100,00%
3T1999	23.00%	5.00%	0.00%	15.00%	5.00%	0.00%	0.00%	38.00%	14.00%	0.00%	100,00%
4T1999	30.00%	20.00%	0.00%	0.00%	0.00%	7.00%	0.00%	0.00%	4.00%	39.00%	100,00%
1T2000	0.00%	9.00%	20.00%	0.00%	0.00%	9.00%	21.00%	27.00%	7.00%	7.00%	100,00%
2T2000	0.00%	43.00%	17.00%	16.00%	0.00%	9.00%	0.00%	15.00%	0.00%	0.00%	100,00%
3T2000	0.00%	0.00%	18.00%	60.00%	16.00%	0.00%	6.00%	0.00%	0.00%	0.00%	100,00%
4T2000	0.00%	0.00%	16.00%	20.00%	25.00%	0.00%	4.00%	27.00%	8.00%	0.00%	100,00%
1T2001	0.00%	48.00%	30.00%	0.00%	0.00%	5.00%	17.00%	0.00%	0.00%	0.00%	100,00%
2T2001	0.00%	38.00%	28.00%	0.00%	5.00%	0.00%	0.00%	0.00%	29.00%	0.00%	100,00%
3T2001	0.00%	0.00%	2.00%	9.00%	0.00%	36.00%	27.00%	7.00%	19.00%	0.00%	100,00%
4T2001	30.00%	14.00%	24.00%	15.00%	0.00%	7.00%	0.00%	0.00%	0.00%	10.00%	100,00%
1T2002	20.00%	2.00%	0.00%	46.00%	0.00%	0.00%	2.00%	19.00%	11.00%	0.00%	100,00%
2T2002	18.00%	12.00%	9.00%	13.00%	4.00%	0.00%	0.00%	21.00%	0.00%	23.00%	100,00%
3T2002	16.00%	0.00%	0.00%	5.00%	72.00%	0.00%	5.00%	0.00%	2.00%	0.00%	100,00%
4T2002	0.00%	0.00%	0.00%	13.00%	17.00%	1.00%	15.00%	14.00%	22.00%	18.00%	100,00%
1T2003	10.00%	0.00%	11.00%	0.00%	0.00%	0.00%	41.00%	30.00%	4.00%	4.00%	100,00%
2T2003	0.00%	3.00%	12.00%	0.00%	0.00%	28.00%	6.00%	22.00%	11.00%	18.00%	100,00%
3T2003	0.00%	0.00%	0.00%	38.00%	0.00%	0.00%	23.00%	0.00%	39.00%	0.00%	100,00%
4T2003	0.00%	32.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	31.00%	28.00%	9.00%	0.00%	100,00%
1T2004	0.00%	26.00%	0.00%	0.00%	5.00%	21.00%	0.00%	14.00%	0.00%	34.00%	100,00%
2T2004	0.00%	0.00%	0.00%	10.00%	10.00%	44.00%	9.00%	0.00%	14.00%	13.00%	100,00%
3T2004	0.00%	0.00%	0.00%	16.00%	20.00%	0.00%	15.00%	34.00%	15.00%	0.00%	100,00%
4T2004	18.00%	2.00%	29.00%	13.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	15.00%	23.00%	100,00%
1T2005	0.00%	0.00%	35.00%	0.00%	27.00%	0.00%	14.00%	18.00%	0.00%	6.00%	100,00%
2T2005	0.00%	26.00%	0.00%	14.00%	1.00%	24.00%	8.00%	27.00%	0.00%	0.00%	100,00%
3T2005	0.00%	6.00%	30.00%	23.00%	0.00%	6.00%	35.00%	0.00%	0.00%	0.00%	100,00%
4T2005	0.00%	19.00%	0.00%	5.00%	19.00%	7.00%	26.00%	0.00%	24.00%	0.00%	100,00%
1T2006	20.00%	0.00%	0.00%	0.00%	21.00%	42.00%	4.00%	13.00%	0.00%	0.00%	100,00%

2T2006	0.00%	0.00%	0.00%	32.00%	8.00%	5.00%	0.00%	55.00%	0.00%	0.00%	100,00%
3T2006	0.00%	24.00%	0.00%	0.00%	3.00%	15.00%	18.00%	0.00%	40.00%	0.00%	100,00%
4T2006	0.00%	3.00%	25.00%	0.00%	0.00%	0.00%	2.00%	0.00%	27.00%	43.00%	100,00%
1T2007	6.00%	0.00%	0.00%	0.00%	16.00%	12.00%	35.00%	0.00%	28.00%	3.00%	100,00%
2T2007	4.00%	9.00%	25.00%	0.00%	0.00%	25.00%	25.00%	0.00%	12.00%	0.00%	100,00%
3T2007	4.00%	0.00%	0.00%	69.00%	0.00%	17.00%	1.00%	5.00%	0.00%	4.00%	100,00%
4T2007	0.00%	2.00%	0.00%	21.00%	0.00%	24.00%	28.00%	0.00%	7.00%	18.00%	100,00%
1T2008	0.00%	0.00%	5.00%	9.00%	20.00%	0.00%	0.00%	39.00%	25.00%	2.00%	100,00%
2T2008	0.00%	7.00%	5.00%	0.00%	36.00%	0.00%	0.00%	24.00%	28.00%	0.00%	100,00%
3T2008	0.00%	16.00%	32.00%	0.00%	0.00%	0.00%	40.00%	0.00%	6.00%	6.00%	100,00%
4T2008	0.00%	0.00%	31.00%	14.00%	0.00%	0.00%	38.00%	0.00%	13.00%	4.00%	100,00%
1T2009	0.00%	8.00%	0.00%	1.00%	0.00%	41.00%	37.00%	0.00%	0.00%	13.00%	100,00%
2T2009	51.00%	0.00%	0.00%	9.00%	0.00%	19.00%	0.00%	21.00%	0.00%	0.00%	100,00%
3T2009	0.00%	38.00%	0.00%	0.00%	27.00%	21.00%	0.00%	0.00%	7.00%	7.00%	100,00%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 48: Ativos do Portfólio A atualizados anualmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	3º Quartil
1994	LAME4	HETA4	CRUZ3	STRP4	ALPA4	NORD3					1.0535
1995	HETA4	STRP4	LAME4	WEGE3	ELUM4	CRUZ3					0.7436
1996	HETA4	RHDS3	STRP4	CRUZ3	LAME4	BUET4					0.6352
1997	AMBV4	CRUZ3	FRAS4	EMBR3	BUET4	STRP4	ARCZ6	SCLO4			0.5908
1998	AMBV4	CRUZ3	EMBR3	FFTL4	NORD3	ELUM4					0.7490
1999	PMET6	INEP4	AMBV4	BUET4	MWET4	FGUI4	TOYB4	REEM4	PETR4	CRUZ3	0.7074
2000	PMET6	RHDS3	ITEC3	TOYB4	AMBV4	FGUI4	EMBR3	MWET4	PETR4	TLPP4	0.9002
2001	PMET6	AMBV4	HETA4	FGUI4	TOYB4	EMBR3	CRUZ3	MWET4	LHER4	ITEC3	0.7551
2002	PMET6	HAGA4	REEM4	FGUI4	AMBV4	TOYB4	CRUZ3	BAHI3	LHER4	EMBR3	0.8716
2003	PMET6	HAGA4	TOYB4	AMBV4	VAGV4	CRUZ3	BAHI3	LHER4	NORD3	ARCZ6	0.7845
2004	CBMA4	PMET6	MAPT4	FGUI4	REEM4	AMBV4	TOYB4	VAGV4	CRUZ3	WEGE3	1.1067
2005	PMET6	MAPT4	FGUI4	TOYB4	ELEK4	CRUZ3	VAGV4	VALE5	GAZO4	AMBV4	1.3695
2006	CBMA4	PMET6	HETA4	HAGA4	GUAR3	TOYB4	GAZO4	LAME4	LREN3	UCOP4	1.5097
2007	CBMA4	MAPT4	FGUI4	HETA4	HAGA4	TOYB4	BAHI3	WEGE3	GAZO4	UCOP4	2.0861
2008	CBMA4	MAPT4	MNPR3	DHBI4	BAHI3	HAGA4	HETA4	WEGE3	FFTL4	CRUZ3	2.2759
2009*	CBMA4	DHBI4	MAPT4	HETA4	MNPR3	BAHI3	SCLO4	HAGA4	CRUZ3	UCOP4	1.3136

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 49: Pesos dos ativos do *Portfólio A* atualizados anualmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	Total
1994	0,00%	0,00%	10,00%	4,00%	0,00%	86,00%					100,00%
1995	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%					100,00%
1996	0,00%	15,00%	0,00%	37,00%	23,00%	25,00%	0,00%				100,00%
1997	0,00%	0,00%	65,00%	0,00%	13,00%	11,00%	0,00%	11,00%			100,00%
1998	0,00%	0,00%	0,00%	1,00%	5,00%	94,00%					100,00%
1999	2,00%	24,00%	44,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	30,00%	0,00%	100,00%
2000	0,00%	40,00%	0,00%	46,00%	0,00%	8,00%	0,00%	0,00%	0,00%	6,00%	100,00%
2001	0,00%	0,00%	0,00%	21,00%	1,00%	0,00%	0,00%	43,00%	0,00%	35,00%	100,00%
2002	3,00%	0,00%	48,00%	7,00%	0,00%	26,00%	0,00%	1,00%	15,00%	0,00%	100,00%
2003	40,00%	0,00%	41,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	9,00%	10,00%	0,00%	100,00%
2004	39,00%	58,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	3,00%	0,00%	0,00%	100,00%
2005	0,00%	11,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	58,00%	0,00%	31,00%	0,00%	100,00%
2006	0,00%	18,00%	17,00%	0,00%	0,00%	59,00%	6,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%
2007	1,00%	34,00%	0,00%	0,00%	38,00%	0,00%	0,00%	0,00%	27,00%	0,00%	100,00%
2008	9,00%	2,00%	15,00%	0,00%	44,00%	3,00%	27,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%
2009*	28,00%	0,00%	28,00%	2,00%	0,00%	4,00%	20,00%	0,00%	0,00%	18,00%	100,00%

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 50: Ativos do *Portfólio B* atualizados anualmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	1º Quartil
1994	ITEC3	MEND5	REEM4	TRFO4	TUPY3	FBMC4					0.5525
1995	GOAU4	MEND5	TRFO4	REEM4	CNFB4	SDIA4					0.3197
1996	GOAU4	RAPT4	CNFB4	LECO4	SDIA4	NORD3					0.2602
1997	RAPT4	GOAU4	MGEL4	CNFB4	SDIA4	INEP4	TUPY3	RHDS3			0.1865
1998	RHDS3	MGEL4	CNFB4	KLBN4	SOND3						0.1345
1999	GOAU4	CALI4	MGEL4	RHDS3	RAPT4	KLBN4	CNFB4	SPRI3	SJOS4	GUAR3	0.1110
2000	MGEL4	RAPT4	SULT4	WEGE3	POMO4	TKNO4	MLFT4	SJOS4	MAPT4	SGAS4	0.2643
2001	GOAU4	MGEL4	RHDS3	PTPA4	TUPY3	RAPT4	MLFT4	POMO4	INEP4	SOND3	0.1550
2002	GOAU4	MGEL4	PTPA4	RAPT4	RHDS3	LFPE4	MLFT4	BDLL4	SULT4	SOND3	0.2124
2003	RHDS3	GOAU4	MGEL4	MLFT4	RAPT4	IGUA6	TUPY3	PMAM3	SULT4	BDLL4	0.1895
2004	HBTS5	CALI4	GOAU4	MGEL4	MLFT4	LFPE4	RHDS3	SULT4	FJTA4	BDLL4	0.3013
2005	HBTS5	GOAU4	MLFT4	MGEL4	LFPE4	RHDS3	CALI4	TUPY3	FJTA4	BDLL4	0.4403
2006	HBTS5	LFPE4	GOAU4	MGEL4	CALI4	RHDS3	LIGT3	CTNM4	DOHL4	PNOR5	0.3536
2007	MGEL4	GOAU4	MLFT4	LFPE4	CTNM4	PNOR5	BMKS3	SGAS4	BDLL4	IGUA6	0.5437
2008	HBTS5	MGEL4	MLFT4	CTNM4	SPRI3	GOAU4	PMAM3	PNOR5	SGAS4	CLSC6	0.6709
2009*	LFPE4	HBTS5	MLFT4	MGEL4	GOAU4	CTNM4	PMAM3	UNIP6	PNOR5	RHDS3	0.2863

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 51: Pesos dos ativos do *Portfólio B* atualizados anualmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	Total
1994	0.00%	77.00%	23.00%	0.00%	0.00%	0.00%					100,00%
1995	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	100.00%					100,00%
1996	1.00%	0.00%	71.00%	0.00%	18.00%	10.00%					100,00%
1997	0.00%	3.00%	10.00%	0.00%	0.00%	41.00%	46.00%	0.00%			100,00%
1998	11.00%	0.00%	0.00%	89.00%	0.00%						100,00%
1999	6.00%	0.00%	10.00%	1.00%	0.00%	4.00%	2.00%	23.00%	12.00%	42.00%	100,00%
2000	0.00%	9.00%	20.00%	0.00%	0.00%	9.00%	21.00%	27.00%	7.00%	7.00%	100,00%
2001	0.00%	48.00%	30.00%	0.00%	0.00%	5.00%	17.00%	0.00%	0.00%	0.00%	100,00%
2002	20.00%	2.00%	0.00%	46.00%	0.00%	0.00%	2.00%	19.00%	11.00%	0.00%	100,00%
2003	10.00%	0.00%	11.00%	0.00%	0.00%	0.00%	41.00%	30.00%	4.00%	4.00%	100,00%
2004	0.00%	26.00%	0.00%	0.00%	5.00%	21.00%	0.00%	14.00%	0.00%	34.00%	100,00%
2005	0.00%	0.00%	35.00%	0.00%	27.00%	0.00%	14.00%	18.00%	0.00%	6.00%	100,00%
2006	20.00%	0.00%	0.00%	0.00%	21.00%	42.00%	4.00%	13.00%	0.00%	0.00%	100,00%
2007	6.00%	0.00%	0.00%	0.00%	16.00%	12.00%	35.00%	0.00%	28.00%	3.00%	100,00%
2008	0.00%	0.00%	5.00%	9.00%	20.00%	0.00%	0.00%	39.00%	25.00%	2.00%	100,00%
2009*	0.00%	8.00%	0.00%	1.00%	0.00%	41.00%	37.00%	0.00%	0.00%	13.00%	100,00%

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 52: Ativos do *Portfólio A* atualizados quadrienalmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	3º Quartil
1994/1997	LAME4	HETA4	CRUZ3	STRP4	ALPA4	NORD3					1.0535
1998/2001	AMBV4	CRUZ3	EMBR3	FFTL4	NORD3	ELUM4					0.7490
2002/2005	PMET6	HAGA4	REEM4	FGUI4	AMBV4	TOYB4	CRUZ3	BAHI3	LHER4	EMBR3	0.8716
2006/2009*	CBMA4	PMET6	HETA4	HAGA4	GUAR3	TOYB4	GAZO4	LAME4	LREN3	UCOP4	1.5097

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 53: Pesos dos ativos do *Portfólio A* atualizados quadrienalmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	Total
1994/1997	0,00%	0,00%	10,00%	4,00%	0,00%	86,00%					100,00%
1998/2001	0,00%	0,00%	0,00%	1,00%	5,00%	94,00%					100,00%
2002/2005	3,00%	0,00%	48,00%	7,00%	0,00%	26,00%	0,00%	1,00%	15,00%	0,00%	100,00%
2006/2009*	0,00%	18,00%	17,00%	0,00%	0,00%	59,00%	6,00%	0,00%	0,00%	0,00%	100,00%

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 54: Ativos do *Portfólio B* atualizados quadrienalmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	1º Quartil
1994/1997	ITEC3	MEND5	REEM4	TRFO4	TUPY3	FBMC4					0.5525
1998/2001	RHDS3	MGEL4	CNFB4	KLBN4	SOND3						0.1345
2002/2005	GOAU4	MGEL4	PTPA4	RAPT4	RHDS3	LFFE4	MLFT4	BDLL4	SULT4	SOND3	0.2124
2006/2009*	HBTS5	LFFE4	GOAU4	MGEL4	CALI4	RHDS3	LIGT3	CTNM4	DOHL4	PNOR5	0.3536

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 55: Pesos dos ativos do *Portfólio A* atualizados quadrienalmente

Período	1º Ativo	2º Ativo	3º Ativo	4º Ativo	5º Ativo	6º Ativo	7º Ativo	8º Ativo	9º Ativo	10º Ativo	Total
1994/1997	0.00%	77.00%	23.00%	0.00%	0.00%	0.00%					100,00%
1998/2001	11.00%	0.00%	0.00%	89.00%	0.00%						100,00%
2002/2005	20.00%	2.00%	0.00%	46.00%	0.00%	0.00%	2.00%	19.00%	11.00%	0.00%	100,00%
2006/2009*	20.00%	0.00%	0.00%	0.00%	21.00%	42.00%	4.00%	13.00%	0.00%	0.00%	100,00%

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE D - Estatísticas descritivas dos *Portfólios A e B*

Tabela 56: Estatística Descritiva - Resultados Trimestrais de 1T1994 a 3T2009 - *Portfólio A*

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	12,43%	12,59%	1,5937	1,0050	-1,1473	-0,0311	7,34%	4,26%
Erro padrão	4,61%	1,44%	0,4105	1,2126	1,0435	0,0371	2,94%	2,39%
Mediana	3,48%	10,35%	0,5612	0,6423	-0,1162	0,0150	2,21%	4,46%
Desvio padrão	36,59%	11,44%	3,2585	9,6251	8,2827	0,2944	23,36%	18,95%
Variância da amostra	13,39%	1,31%	10,6180	92,6426	68,6037	0,0867	5,46%	3,59%
Curtose	220,84%	584,36%	24,2262	16,0065	44,5754	13,8099	2867,06%	-13,33%
Assimetria	138,98%	231,78%	4,5577	-0,3936	-6,1892	-2,9255	542,11%	-3,40%
Intervalo	176,90%	54,49%	21,4923	91,0757	68,3079	2,0443	139,86%	86,96%
Mínimo	-49,55%	1,10%	0,0993	-47,3433	-60,7345	-1,6259	1,62%	-40,71%
Máximo	127,35%	55,59%	21,5916	43,7324	7,5733	0,4184	141,48%	46,25%
Acumulado	27814,05%	28171,75%	100,4061	63,3181	-72,2783	-1,9604	3539,21%	963,51%
Contagem	63	63	63	63	63	63	63	63

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 57: Estatística Descritiva - Resultados Trimestrais de 1T1996 a 3T2009 - *Portfólio A*

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	12,90%	13,40%	1,7118	1,0227	0,1101	0,0211	2,51%	4,65%
Erro padrão	5,06%	1,60%	0,4668	1,3898	0,3948	0,0228	0,11%	2,30%
Mediana	2,79%	10,90%	0,5620	0,5900	0,0886	0,0233	2,13%	4,46%
Desvio padrão	37,51%	11,87%	3,4619	10,3069	2,9277	0,1689	0,84%	17,03%
Variância da amostra	14,07%	1,41%	11,9850	106,2330	8,5716	0,0285	0,01%	2,90%
Curtose	221,75%	515,61%	21,2142	13,7980	1,0783	0,1220	125,33%	15,77%
Assimetria	143,62%	221,96%	4,2836	-0,3753	-0,0620	0,0689	144,64%	9,26%
Intervalo	176,90%	54,49%	21,4738	91,0757	15,7411	0,7556	3,39%	77,72%
Mínimo	-49,55%	1,10%	0,1178	-47,3433	-8,1677	-0,3372	1,62%	-31,47%
Máximo	127,35%	55,59%	21,5916	43,7324	7,5733	0,4184	5,01%	46,25%
Acumulado	15472,45%	16074,10%	94,1505	56,2503	6,0582	1,1609	289,81%	861,92%
Contagem	55	55	55	55	55	55	55	55

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 58: Estatística Descritiva - Resultados Trimestrais de 1T1994 a 3T2009 - Portfólio B

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	6,36%	9,23%	1,6846	-0,5990	-0,3067	-0,0308	7,34%	4,27%
Erro padrão	3,46%	1,05%	0,6381	1,4744	0,6045	0,0371	2,94%	2,39%
Mediana	3,13%	6,53%	0,4580	0,6923	-0,2719	0,0150	2,21%	4,46%
Desvio padrão	27,47%	8,32%	5,0645	11,7031	4,7980	0,2942	23,36%	18,97%
Variância da amostra	7,55%	0,69%	25,6494	136,9615	23,0207	0,0866	5,46%	3,60%
Curtose	77,96%	376,25%	40,9134	54,5809	3,5102	13,8495	2867,06%	-12,91%
Assimetria	58,43%	197,04%	6,1143	-7,1398	0,3708	-2,9291	542,11%	-3,01%
Intervalo	132,82%	39,07%	37,1481	98,7687	31,7923	2,0443	139,86%	86,96%
Mínimo	-41,87%	0,83%	0,0522	-88,9436	-13,8208	-1,6259	1,62%	-40,71%
Máximo	90,95%	39,90%	37,2002	9,8250	17,9715	0,4184	141,48%	46,25%
Acumulado	2300,53%	3335,28%	106,1290	-37,7349	-19,3205	-1,9374	3539,21%	963,51%
Contagem	63	63	63	63	63	63	63	63

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 59: Estatística Descritiva - Resultados Trimestrais de 1T1996 a 3T2009 - Portfólio B

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	5,66%	7,91%	1,7283	-0,6485	0,1685	0,0214	2,51%	4,65%
Erro padrão	3,42%	0,86%	0,7271	1,6870	0,6156	0,0228	0,11%	2,30%
Mediana	3,13%	6,11%	0,4410	0,8088	0,1846	0,0233	2,13%	4,46%
Desvio padrão	25,38%	6,41%	5,3922	12,5114	4,5658	0,1689	0,84%	17,03%
Variância da amostra	6,44%	0,41%	29,0763	156,5345	20,8462	0,0285	0,01%	2,90%
Curtose	26,21%	581,40%	36,5583	48,1884	3,8085	0,1266	125,33%	15,77%
Assimetria	37,12%	217,56%	5,8167	-6,7279	0,8595	0,0640	144,64%	9,26%
Intervalo	114,56%	33,51%	37,1481	98,7687	28,2154	0,7555	3,39%	77,72%
Mínimo	-41,87%	0,83%	0,0522	-88,9436	-10,2439	-0,3371	1,62%	-31,47%
Máximo	72,68%	34,35%	37,2002	9,8250	17,9715	0,4184	5,01%	46,25%
Acumulado	1024,87%	2989,20%	95,0548	-35,6663	9,2675	1,1779	289,81%	861,92%
Contagem	55	55	55	55	55	55	55	55

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 60: Estatística Descritiva - Resultados Anuais de 1994 a 2009* - Portfólio A

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	32,09%	33,67%	1,0950	1,9605	-0,4080	-0,1148	29,01%	17,52%
Erro padrão	12,42%	18,58%	0,3344	1,3654	1,3097	0,1942	17,49%	9,64%
Mediana	27,67%	14,49%	0,5423	0,9236	-0,0890	0,0806	8,85%	24,86%
Desvio padrão	49,68%	74,34%	1,3374	5,4616	5,2390	0,7769	69,98%	38,58%
Variância da amostra	24,68%	55,26%	1,7886	29,8293	27,4471	0,6035	48,97%	14,88%
Curtose	-91,02%	1575,67%	2,5134	12,6246	1,8183	7,3876	1564,00%	-51,67%
Assimetria	8,93%	395,75%	1,8302	3,4021	-0,9016	-2,3407	393,93%	7,31%
Intervalo	174,73%	303,07%	4,3913	23,8648	22,0440	3,4206	283,39%	143,84%
Mínimo	-55,77%	8,50%	0,1037	-2,3843	-13,8058	-2,6197	6,81%	-51,70%
Máximo	118,97%	311,57%	4,4951	21,4805	8,2382	0,8009	290,20%	92,14%
Acumulado	3936,69%	4130,58%	17,5208	31,3674	-6,5276	-1,8374	3539,21%	963,51%
Contagem	16	16	16	16	16	16	16	16

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 61: Estatística Descritiva - Resultados Anuais de 1996 a 2009* - Portfólio A

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	35,33%	36,43%	1,1784	2,0945	0,8856	0,0913	9,96%	19,09%
Erro padrão	13,71%	21,23%	0,3783	1,5644	1,0125	0,1058	0,82%	10,77%
Mediana	28,27%	14,49%	0,5956	0,6282	0,4681	0,1640	8,56%	24,86%
Desvio padrão	51,29%	79,43%	1,4155	5,8535	3,7883	0,3960	3,06%	40,30%
Variância da amostra	26,31%	63,09%	2,0037	34,2632	14,3514	0,1568	0,09%	16,24%
Curtose	-96,43%	1379,18%	1,6866	10,9630	0,2510	-0,6378	-51,07%	-61,16%
Assimetria	-3,56%	370,31%	1,6244	3,1758	0,0885	-0,0222	101,45%	-1,46%
Intervalo	174,73%	303,07%	4,3913	23,8648	14,7709	1,3940	8,85%	143,84%
Mínimo	-55,77%	8,50%	0,1037	-2,3843	-6,5327	-0,5931	6,81%	-51,70%
Máximo	118,97%	311,57%	4,4951	21,4805	8,2382	0,8009	15,66%	92,14%
Acumulado	2697,69%	2616,12%	16,4981	29,3223	12,3987	1,2779	289,81%	861,92%
Contagem	14	14	14	14	14	14	14	14

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 62: Estatística Descritiva - Resultados Anuais de 1994 a 2009* - Portfólio B

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	47,19%	14,82%	2,2311	1,4036	1,5975	-0,1148	29,01%	17,52%
Erro padrão	15,70%	1,52%	1,8611	0,5580	1,3540	0,1942	17,49%	9,64%
Mediana	58,88%	13,96%	0,1921	1,2386	2,8136	0,0806	8,85%	24,86%
Desvio padrão	62,79%	6,07%	7,4444	2,2318	5,4160	0,7769	69,98%	38,58%
Variância da amostra	39,42%	0,37%	55,4195	4,9810	29,3327	0,6035	48,97%	14,88%
Curtose	-47,07%	54,98%	15,7989	3,7923	-0,4334	7,3876	1564,00%	-51,67%
Assimetria	-20,20%	83,22%	3,9660	1,2133	-0,5981	-2,3407	393,93%	7,31%
Intervalo	216,29%	21,80%	29,9742	10,2030	17,7958	3,4206	283,39%	143,84%
Mínimo	-58,33%	6,48%	0,1014	-2,5254	-8,4421	-2,6197	6,81%	-51,70%
Máximo	157,96%	28,28%	30,0756	7,6776	9,3537	0,8009	290,20%	92,14%
Acumulado	18453,38%	5794,85%	35,6972	22,4582	25,5600	-1,8374	3539,21%	963,51%
Contagem	16	16	16	16	16	16	16	16

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 63: Estatística Descritiva - Resultados Anuais de 1996 a 2009* - Portfólio B

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	48,60%	14,31%	2,5225	1,4276	2,8635	0,0913	9,96%	19,09%
Erro padrão	14,94%	1,51%	2,1249	0,6370	1,1899	0,1058	0,82%	10,77%
Mediana	58,88%	13,96%	0,2317	1,2386	2,9174	0,1640	8,56%	24,86%
Desvio padrão	55,90%	5,64%	7,9507	2,3833	4,4523	0,3960	3,06%	40,30%
Variância da amostra	31,24%	0,32%	63,2141	5,6802	19,8229	0,1568	0,09%	16,24%
Curtose	27,31%	175,33%	13,8199	3,1785	1,1783	-0,6378	-51,07%	-61,16%
Assimetria	-14,62%	90,26%	3,7093	1,1410	-0,8018	-0,0222	101,45%	-1,46%
Intervalo	211,94%	21,80%	29,9742	10,2030	17,0173	1,3940	8,85%	143,84%
Mínimo	-53,98%	6,48%	0,1014	-2,5254	-7,6636	-0,5931	6,81%	-51,70%
Máximo	157,96%	28,28%	30,0756	7,6776	9,3537	0,8009	15,66%	92,14%
Acumulado	8345,08%	2456,41%	35,3146	19,9868	40,0896	1,2779	289,81%	861,92%
Contagem	14	14	14	14	14	14	14	14

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 64: Estatística Descritiva - Resultados Quadrienais de 1994 a 2009* - Portfólio A

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	26,35%	23,35%	0,1457	575,0446	-6,4944	-0,4619	116,02%	69,84%
Erro padrão	97,18%	5,31%	0,0039	571,6230	7,9783	0,7144	79,86%	11,08%
Mediana	-7,92%	19,31%	0,1468	4,2050	-1,7348	0,1774	39,30%	70,15%
Desvio padrão	194,37%	10,62%	0,0077	1143,2461	15,9566	1,4288	159,73%	22,16%
Variância da amostra	377,78%	1,13%	0,0001	1307011,6375	254,6129	2,0413	255,13%	4,91%
Curtose	-313,89%	280,47%	1,2274	3,9999	0,2500	3,6759	397,95%	141,38%
Assimetria	49,91%	169,41%	-0,7916	2,0000	-1,1531	-1,9123	199,39%	-8,41%
Intervalo	402,62%	22,92%	0,0184	2288,0534	34,1373	2,9753	325,49%	54,19%
Mínimo	-140,68%	15,93%	0,1354	1,8575	-28,3227	-2,5887	30,00%	42,43%
Máximo	261,93%	38,84%	0,1539	2289,9109	5,8146	0,3866	355,49%	96,62%
Acumulado	47,03%	41,66%	0,5830	2300,1783	-25,9778	-1,8474	3538,21%	963,51%
Contagem	4	4	4	4	4	4	4	4

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 65: Estatística Descritiva - Resultados Quadrienais de 1998 a 2009* - Portfólio A

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	76,93%	25,47%	0,1492	766,1069	0,7816	0,2471	36,20%	60,91%
Erro padrão	117,36%	6,89%	0,0025	761,9030	4,6286	0,1243	3,61%	9,28%
Mediana	109,53%	21,65%	0,1483	6,3528	4,9937	0,3555	36,09%	68,66%
Desvio padrão	203,28%	11,93%	0,0043	1319,6547	8,0169	0,2153	6,26%	16,07%
Variância da amostra	413,22%	1,42%	0,0000	1741488,4938	64,2710	0,0463	0,39%	2,58%
Curtose	-	-	-	-	-	-	-	-
Assimetria	-70,31%	129,48%	0,8987	1,7320	-1,7116	-1,6915	7,91%	-166,53%
Intervalo	402,62%	22,92%	0,0085	2287,8538	14,2780	0,3874	12,51%	29,21%
Mínimo	-140,68%	15,93%	0,1454	2,0571	-8,4634	-0,0008	30,00%	42,43%
Máximo	261,93%	38,84%	0,1539	2289,9109	5,8146	0,3866	42,51%	71,64%
Acumulado	333,08%	110,28%	0,4475	2298,3208	2,3449	0,7413	187,95%	354,98%
Contagem	3	3	3	3	3	3	3	3

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 66: Estatística Descritiva - Resultados Quadrienais de 1994 a 2009* - Portfólio B

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	166,07%	19,87%	0,1972	-340,3395	3,1680	-0,4619	116,02%	69,84%
Erro padrão	55,54%	5,82%	0,1007	344,4254	8,3992	0,7144	79,86%	11,08%
Mediana	164,03%	18,81%	0,1281	2,5868	6,4743	0,1774	39,30%	70,15%
Desvio padrão	111,09%	11,64%	0,2014	688,8507	16,7984	1,4288	159,73%	22,16%
Variância da amostra	123,40%	1,35%	0,0406	474515,3425	282,1874	2,0413	255,13%	4,91%
Curtose	128,90%	59,25%	3,2228	3,9998	2,0874	3,6759	397,95%	141,38%
Assimetria	10,83%	50,13%	1,7221	-1,9999	-1,1093	-1,9123	199,39%	-8,41%
Intervalo	271,04%	27,81%	0,4524	1380,6872	39,9757	2,9753	325,49%	54,19%
Mínimo	32,58%	7,03%	0,0400	-1373,6094	-20,1262	-2,5887	30,00%	42,43%
Máximo	303,63%	34,84%	0,4924	7,0778	19,8495	0,3866	355,49%	96,62%
Acumulado	3623,49%	433,54%	0,7887	-1361,3580	12,6720	-1,8474	3538,21%	963,51%
Contagem	4	4	4	4	4	4	4	4

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 67: Estatística Descritiva - Resultados Quadrienais de 1998 a 2009* - Portfólio B

	Retorno	Risco	Coef. Var.	Beta	IS	IT	Poup.	Ibov
Média	210,57%	21,15%	0,0988	-454,2018	10,9327	0,2471	36,20%	60,91%
Erro padrão	47,01%	8,03%	0,0304	459,7047	4,5290	0,1243	3,61%	9,28%
Mediana	175,67%	21,57%	0,1147	3,9263	7,8540	0,3555	36,09%	68,66%
Desvio padrão	81,43%	13,91%	0,0526	796,2319	7,8445	0,2153	6,26%	16,07%
Variância da amostra	66,31%	1,93%	0,0028	633985,2941	61,5359	0,0463	0,39%	2,58%
Curtose	-	-	-	-	-	-	-	-
Assimetria	157,43%	-13,66%	-1,2405	-1,7320	1,4941	-1,6915	7,91%	-166,53%
Intervalo	151,23%	27,81%	0,1015	1380,6872	14,7549	0,3874	12,51%	29,21%
Mínimo	152,40%	7,03%	0,0400	-1373,6094	5,0946	-0,0008	30,00%	42,43%
Máximo	303,63%	34,84%	0,1415	7,0778	19,8495	0,3866	42,51%	71,64%
Acumulado	2708,39%	272,00%	0,2963	-1362,6053	32,7981	0,7413	187,95%	354,98%
Contagem	3	3	3	3	3	3	3	3

* Períodos relativo até o terceiro trimestre de 2009.

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE E - Testes de Validação Estatística

Testes de Validação para as carteiras atualizadas trimestralmente de 1T1994 a 3T2009.

```
. ttest porta == portb
```

Paired t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
porta	63	66.11774	11.98225	95.1062	42.16555	90.06992
portb	63	10.13067	1.20729	9.582567	7.717332	12.54401
diff	63	55.98707	10.91709	86.65173	34.16411	77.81002

mean(diff) = mean(porta - portb) t = 5.1284
 Ho: mean(diff) = 0 degrees of freedom = 62

Ha: mean(diff) < 0 Ha: mean(diff) != 0 Ha: mean(diff) > 0
 Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

Figura 19: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre os *Portfólios A* e *B* de 1T1994 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest porta == ibov
```

Paired t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
porta	63	66.11774	11.98225	95.1062	42.16555	90.06992
ibov	63	3.266822	.3560448	2.826018	2.555098	3.978545
diff	63	62.85092	11.65404	92.50105	39.55483	86.147

mean(diff) = mean(porta - ibov) t = 5.3931
 Ho: mean(diff) = 0 degrees of freedom = 62

Ha: mean(diff) < 0 Ha: mean(diff) != 0 Ha: mean(diff) > 0
 Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

Figura 20: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre os *Portfólios A* e a *Carteira de Mercado* de 1T1994 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.


```

. sdtest coefvarA == coefvarB

Variance ratio test
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
Variable |      Obs      Mean   Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
coefvarA |       63   1.593754   .4105363   3.258531   .7731037   2.414404
coefvarB |       63   1.684592   .6380702   5.064525   .4091079   2.960076
-----+-----+-----+-----+-----+
combined |      126   1.639173   .3778671   4.241548   .8913271   2.387019
-----+-----+-----+-----+-----+
      ratio = sd(coefvarA) / sd(coefvarB)                f =      0.4140
Ho: ratio = 1                                           degrees of freedom =    62, 62

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0003                2*Pr(F < f) = 0.0007                Pr(F > f) = 0.9997

```

Figura 23: Teste F entre os coeficientes de variação dos *Portfólios A e B* atualizados trimestralmente de 1T1994 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```

. sdtest betaA == betaB

Variance ratio test
-----+-----+-----+-----+-----+
Variable |      Obs      Mean   Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+
      betaA |       63   1.005048   1.212649   9.625105  -1.419004   3.429099
      betaB |       63  -0.5989683   1.474446  11.70305  -3.546343   2.348407
-----+-----+-----+-----+-----+
combined |      126   .2030396   .9534065  10.70196  -1.68387   2.089949
-----+-----+-----+-----+-----+
      ratio = sd(betaA) / sd(betaB)                f =      0.6764
Ho: ratio = 1                                           degrees of freedom =    62, 62

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0632                2*Pr(F < f) = 0.1265                Pr(F > f) = 0.9368

```

Figura 24: Teste F entre os Betas dos *Portfólios A e B* atualizados trimestralmente de 1T1994 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest sharpeA == sharpeB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
sharpeA	63	-1.147275	1.043527	8.282735	-3.233254	.9387052
sharpeB	63	-.3066714	.6044899	4.79799	-1.51503	.9016867
combined	126	-.726973	.601742	6.754537	-1.917895	.4639491

```

      ratio = sd(sharpeA) / sd(sharpeB)                f = 2.9801
Ho: ratio = 1                                         degrees of freedom = 62, 62

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 1.0000                2*Pr(F > f) = 0.0000                Pr(F > f) = 0.0000

```

Figura 25: Teste F entre os índices Sharpe dos *Portfólios A* e *B* atualizados trimestralmente de 1T1994 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest treynorA == treynorB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
treynorA	63	-.0311175	.0370931	.2944176	-.1052656	.0430306
treynorB	63	-.0307524	.0370651	.2941952	-.1048445	.0433397
combined	126	-.0309349	.0261138	.2931269	-.0826174	.0207476

```

      ratio = sd(treynorA) / sd(treynorB)                f = 1.0015
Ho: ratio = 1                                         degrees of freedom = 62, 62

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.5024                2*Pr(F > f) = 0.9953                Pr(F > f) = 0.4976

```

Figura 26: Teste F entre os índices Treynor dos *Portfólios A* e *B* atualizados trimestralmente de 1T1994 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.


```
. ttest portb == ibov
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
portb	55	4.796332	.6095464	4.520517	3.574265	6.018399
ibov	55	3.262532	.335519	2.488276	2.589857	3.935208
diff	55	1.5338	.3390631	2.514559	.8540192	2.21358
mean(diff) = mean(portb - ibov)					t =	4.5236
Ho: mean(diff) = 0					degrees of freedom =	54
Ha: mean(diff) < 0		Ha: mean(diff) != 0		Ha: mean(diff) > 0		
Pr(T < t) = 1.0000		Pr(T > t) = 0.0000		Pr(T > t) = 0.0000		

Figura 29: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre os *Portfólios B* e a Carteira de Mercado de 1T1996 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest ibov == poup
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
ibov	55	3.262532	.335519	2.488276	2.589857	3.935208
poup	55	1.351485	.1125966	.8350388	1.125742	1.577228
diff	55	1.911047	.2391627	1.773678	1.431555	2.39054
mean(diff) = mean(ibov - poup)					t =	7.9906
Ho: mean(diff) = 0					degrees of freedom =	54
Ha: mean(diff) < 0		Ha: mean(diff) != 0		Ha: mean(diff) > 0		
Pr(T < t) = 1.0000		Pr(T > t) = 0.0000		Pr(T > t) = 0.0000		

Figura 30: Teste t dos retornos acumulados trimestralmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1T1996 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest coefvarA == coefvarB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
coefvarA	55	1.693591	.4674012	3.46634	.7565079	2.630674
coefvarB	55	1.72626	.7271692	5.392831	.2683734	3.184147
combined	110	1.709925	.4302306	4.512296	.8572224	2.562628

ratio = sd(coefvarA) / sd(coefvarB) f = 0.4132
Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 54, 54

Ha: ratio < 1 Pr(F < f) = 0.0007
Ha: ratio != 1 2*Pr(F < f) = 0.0015
Ha: ratio > 1 Pr(F > f) = 0.9993

Figura 31: Teste F entre os coeficientes de variação dos *Portfólios A e B* atualizados trimestralmente de 1T1996 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest betaA == betaB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
betaA	55	1.031918	1.389763	10.30676	-1.754389	3.818225
betaB	55	-.6656782	1.686464	12.50715	-4.046835	2.715478
combined	110	.1831199	1.090668	11.43902	-1.978549	2.344789

ratio = sd(betaA) / sd(betaB) f = 0.6791
Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 54, 54

Ha: ratio < 1 Pr(F < f) = 0.0791
Ha: ratio != 1 2*Pr(F < f) = 0.1582
Ha: ratio > 1 Pr(F > f) = 0.9209

Figura 32: Teste F entre os Betas dos *Portfólios A e B* atualizados trimestralmente de 1T1996 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```

. sdtest sharpeA == sharpeB

Variance ratio test
-----+-----
Variable |      Obs      Mean   Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----
sharpeA |       55   .0684709   .4001422   2.967534   -.733766   .8707078
sharpeB |       55   .0733673   .6369109   4.723457  -1.203562   1.350297
-----+-----
combined |      110   .0709191   .3743591   3.926311  -.6710485   .8128867
-----+-----
      ratio = sd(sharpeA) / sd(sharpeB)                f =      0.3947
Ho: ratio = 1                degrees of freedom =      54, 54

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0004                2*Pr(F < f) = 0.0008                Pr(F > f) = 0.9996

```

Figura 33: Teste F entre os índices Sharpe dos *Portfólios A* e *B* atualizados trimestralmente de 1T1996 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```

. sdtest treynorA == treynorB

Variance ratio test
-----+-----
Variable |      Obs      Mean   Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----
treynorA |       55   .0209055   .0228106   .1691678   -.024827   .0666379
treynorB |       55   .0212327   .0227982   .1690759  -.0244749   .0669404
-----+-----
combined |      110   .0210691   .016051   .1683444  -.0107435   .0528817
-----+-----
      ratio = sd(treynorA) / sd(treynorB)                f =      1.0011
Ho: ratio = 1                degrees of freedom =      54, 54

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.5016                2*Pr(F > f) = 0.9968                Pr(F > f) = 0.4984

```

Figura 34: Teste F entre os índices Treynor dos *Portfólios A* e *B* atualizados trimestralmente de 1T1996 a 3T2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

Testes de Validação para as carteiras atualizadas anualmente de 1994 a 2009

```
. ttest porta == portb

Paired t test
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
Variable |          Obs           Mean      Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
  porta |             16       9.87114     3.300036    13.20015     2.83728     16.905
  portb |             16      42.45118     15.0196     60.07838    10.43767     74.46469
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      diff |             16     -32.58003     11.76595     47.06382    -57.65857    -7.501497
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      mean(diff) = mean(porta - portb)                                    t =      -2.7690
Ho: mean(diff) = 0                                                    degrees of freedom =           15

Ha: mean(diff) < 0           Ha: mean(diff) != 0           Ha: mean(diff) > 0
Pr(T < t) = 0.0072           Pr(|T| > |t|) = 0.0143           Pr(T > t) = 0.9928
```

Figura 35: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os *Portfólios A e B* de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest porta == ibov

Paired t test
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
Variable |          Obs           Mean      Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
  porta |             16       9.87114     3.300036    13.20015     2.83728     16.905
  ibov  |             16      3.590649     .7741225     3.09649     1.940646     5.240652
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      diff |             16      6.280491     2.567656    10.27063     .807661     11.75332
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      mean(diff) = mean(porta - ibov)                                    t =       2.4460
Ho: mean(diff) = 0                                                    degrees of freedom =           15

Ha: mean(diff) < 0           Ha: mean(diff) != 0           Ha: mean(diff) > 0
Pr(T < t) = 0.9864           Pr(|T| > |t|) = 0.0273           Pr(T > t) = 0.0136
```

Figura 36: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os *Portfólios A* e a *Carteira de Mercado* de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest portb == ibov
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
portb	16	42.45118	15.0196	60.07838	10.43767	74.46469
ibov	16	3.590649	.7741225	3.09649	1.940646	5.240652
diff	16	38.86053	14.29063	57.16252	8.400772	69.32028

mean(diff) = mean(portb - ibov) t = 2.7193
 Ho: mean(diff) = 0 degrees of freedom = 15

Ha: mean(diff) < 0 Ha: mean(diff) != 0 Ha: mean(diff) > 0
 Pr(T < t) = 0.9921 Pr(|T| > |t|) = 0.0158 Pr(T > t) = 0.0079

Figura 37: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os *Portfólios B* e a Carteira de Mercado de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest ibov == poup
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
ibov	16	3.590649	.7741225	3.09649	1.940646	5.240652
poup	16	20.05773	2.303523	9.214091	15.14788	24.96757
diff	16	-16.46708	1.621264	6.485056	-19.92272	-13.01144

mean(diff) = mean(ibov - poup) t = -10.1569
 Ho: mean(diff) = 0 degrees of freedom = 15

Ha: mean(diff) < 0 Ha: mean(diff) != 0 Ha: mean(diff) > 0
 Pr(T < t) = 0.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 1.0000

Figura 38: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1996 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest coefvarA == coefvarB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
coefvarA	16	1.09505	.3343505	1.337402	.3823988	1.807701
coefvarB	16	2.231069	1.861107	7.444428	-1.735787	6.197924
combined	32	1.663059	.9356549	5.292864	-.2452214	3.57134

ratio = sd(coefvarA) / sd(coefvarB) f = 0.0323
Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 15, 15

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0000 2*Pr(F < f) = 0.0000 Pr(F > f) = 1.0000

Figura 39: Teste F entre os coeficientes de variação dos *Portfólios A* e *B* atualizados anualmente de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest betaA == betaB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
betaA	16	1.960444	1.365404	5.461615	-.9498454	4.870733
betaB	16	1.403644	.557955	2.23182	.2143908	2.592897
combined	32	1.682044	.727231	4.11384	.1988462	3.165241

ratio = sd(betaA) / sd(betaB) f = 5.9886
Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 15, 15

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.9994 2*Pr(F > f) = 0.0013 Pr(F > f) = 0.0006

Figura 40: Teste F entre os Betas dos *Portfólios A* e *B* atualizados anualmente de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest sharpeA == sharpeB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
sharpeA	16	-.4079813	1.309748	5.238993	-3.199643	2.383681
sharpeB	16	1.597494	1.35399	5.415961	-1.288468	4.483455
combined	32	.5947562	.9439272	5.339659	-1.330396	2.519908

```

      ratio = sd(sharpeA) / sd(sharpeB)                f = 0.9357
Ho: ratio = 1                                         degrees of freedom = 15, 15

      Ha: ratio < 1          Ha: ratio != 1          Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.4497        2*Pr(F < f) = 0.8993        Pr(F > f) = 0.5503

```

Figura 41: Teste F entre os índices Sharpe dos *Portfólios A* e *B* atualizados anualmente de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest treynorA == treynorB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
treynorA	16	-.1148375	.1942145	.7768578	-.5287958	.2991208
treynorB	16	-.1148375	.1942145	.7768578	-.5287958	.2991208
combined	32	-.1148375	.1350972	.7642252	-.3903701	.1606951

```

      ratio = sd(treynorA) / sd(treynorB)                f = 1.0000
Ho: ratio = 1                                         degrees of freedom = 15, 15

      Ha: ratio < 1          Ha: ratio != 1          Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.5000        2*Pr(F > f) = 1.0000        Pr(F > f) = 0.5000

```

Figura 42: Teste F entre os índices Treynor dos *Portfólios A* e *B* atualizados anualmente de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

Testes de Validação para as carteiras atualizadas anualmente de 1996 a 2009

```
. ttest porta == portb

Paired t test
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
Variable |      Obs      Mean   Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
    porta |         14   7.484998   2.518306   9.422638   2.044528   12.92547
    portb |         14  21.47983   7.559159  28.28378   5.149264   37.81041
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      diff |         14 -13.99484   5.085187  19.02703  -24.98072  -3.008958
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
               mean(diff) = mean(porta - portb)              t = -2.7521
Ho: mean(diff) = 0                                         degrees of freedom = 13

Ha: mean(diff) < 0           Ha: mean(diff) != 0           Ha: mean(diff) > 0
Pr(T < t) = 0.0082          Pr(|T| > |t|) = 0.0165          Pr(T > t) = 0.9918
```

Figura 43: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os *Portfólios A e B* de 1996 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest porta == ibov

Paired t test
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
Variable |      Obs      Mean   Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
    porta |         14   7.484998   2.518306   9.422638   2.044528   12.92547
    ibov  |         14   3.593977   .7254487   2.714381   2.02674   5.161213
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      diff |         14   3.891021   1.826893   6.835608  -.0557415   7.837784
-----+-----+-----+-----+-----+-----+
               mean(diff) = mean(porta - ibov)              t = 2.1299
Ho: mean(diff) = 0                                         degrees of freedom = 13

Ha: mean(diff) < 0           Ha: mean(diff) != 0           Ha: mean(diff) > 0
Pr(T < t) = 0.9736          Pr(|T| > |t|) = 0.0529          Pr(T > t) = 0.0264
```

Figura 44: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os *Portfólios A e a Carteira de Mercado* de 1996 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest portb == ibov
```

Paired t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
portb	14	21.47983	7.559159	28.28378	5.149264	37.81041
ibov	14	3.593977	.7254487	2.714381	2.02674	5.161213
diff	14	17.88586	6.871092	25.70927	3.041767	32.72995

mean(diff) = mean(portb - ibov) t = 2.6031
 Ho: mean(diff) = 0 degrees of freedom = 13

Ha: mean(diff) < 0 Ha: mean(diff) != 0 Ha: mean(diff) > 0
 Pr(T < t) = 0.9891 Pr(|T| > |t|) = 0.0219 Pr(T > t) = 0.0109

Figura 45: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre os *Portfólios B* e a Carteira de Mercado de 1996 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest ibov == poup
```

Paired t test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
ibov	14	3.593977	.7254487	2.714381	2.02674	5.161213
poup	14	1.454971	.2357789	.882204	.9456012	1.96434
diff	14	2.139006	.5210447	1.949571	1.013357	3.264654

mean(diff) = mean(ibov - poup) t = 4.1052
 Ho: mean(diff) = 0 degrees of freedom = 13

Ha: mean(diff) < 0 Ha: mean(diff) != 0 Ha: mean(diff) > 0
 Pr(T < t) = 0.9994 Pr(|T| > |t|) = 0.0012 Pr(T > t) = 0.0006

Figura 46: Teste t dos retornos acumulados anualmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1996 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest coefvarA == coefvarB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
coefvarA	14	1.178443	.3783176	1.415535	.3611373	1.995748
coefvarB	14	2.522464	2.124921	7.950725	-2.068148	7.113076
combined	28	1.850454	1.066862	5.645306	-.3385674	4.039475

ratio = sd(coefvarA) / sd(coefvarB) f = 0.0317
Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 13, 13

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0000 2*Pr(F < f) = 0.0000 Pr(F > f) = 1.0000

Figura 47: Teste F entre os coeficientes de variação dos *Portfólios A e B* atualizados anualmente de 1996 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest betaA == betaB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
betaA	14	2.094436	1.564406	5.85347	-1.285257	5.474129
betaB	14	1.427636	.6369705	2.383325	.0515446	2.803727
combined	28	1.761036	.8312481	4.398552	.0554555	3.466616

ratio = sd(betaA) / sd(betaB) f = 6.0320
Ho: ratio = 1 degrees of freedom = 13, 13

Ha: ratio < 1 Ha: ratio != 1 Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.9986 2*Pr(F > f) = 0.0027 Pr(F > f) = 0.0014

Figura 48: Teste F entre os Betas dos *Portfólios A e B* atualizados anualmente de 1996 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest sharpeA == sharpeB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
sharpeA	14	.8856143	1.012474	3.788331	-1.301703	3.072931
sharpeB	14	2.863529	1.189927	4.452299	.2928474	5.43421
combined	28	1.874571	.78986	4.179546	.2539125	3.49523

```

      ratio = sd(sharpeA) / sd(sharpeB)                f = 0.7240
Ho: ratio = 1                                         degrees of freedom = 13, 13

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.2843                2*Pr(F < f) = 0.5687                Pr(F > f) = 0.7157

```

Figura 49: Teste F entre os índices Sharpe dos *Portfólios A* e *B* atualizados anualmente de 1996 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest treynorA == treynorB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
treynorA	14	.0912786	.1058335	.3959926	-.1373608	.3199179
treynorB	14	.0912786	.1058335	.3959926	-.1373608	.3199179
combined	28	.0912786	.0734367	.3885902	-.059401	.2419581

```

      ratio = sd(treynorA) / sd(treynorB)                f = 1.0000
Ho: ratio = 1                                         degrees of freedom = 13, 13

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.5000                2*Pr(F < f) = 1.0000                Pr(F > f) = 0.5000

```

Figura 50: Teste F entre os índices Treynor dos *Portfólios A* e *B* atualizados anualmente de 1996 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

Testes de Validação para as carteiras atualizadas quadrienalmente de 1994 a 2009

```
. ttest porta == portb
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
porta	4	-.9775931	.7683948	1.53679	-3.422968	1.467782
portb	4	11.78306	8.321012	16.64202	-14.69811	38.26423

diff	4	-12.76065	7.791592	15.58318	-37.55698	12.03567

mean(diff) = mean(porta - portb)				t =		-1.6377
Ho: mean(diff) = 0				degrees of freedom =		3
Ha: mean(diff) < 0			Ha: mean(diff) != 0			Ha: mean(diff) > 0
Pr(T < t) = 0.1000			Pr(T > t) = 0.2000			Pr(T > t) = 0.9000

Figura 51: Teste t dos retornos acumulados quadrienalmente entre os *Portfólios A* e *B* de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest porta == ibov
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
porta	4	-.9775931	.7683948	1.53679	-3.422968	1.467782
ibov	4	4.574158	1.868199	3.736398	-1.371284	10.5196

diff	4	-5.551752	1.355044	2.710088	-9.864106	-1.239398

mean(diff) = mean(porta - ibov)				t =		-4.0971
Ho: mean(diff) = 0				degrees of freedom =		3
Ha: mean(diff) < 0			Ha: mean(diff) != 0			Ha: mean(diff) > 0
Pr(T < t) = 0.0131			Pr(T > t) = 0.0263			Pr(T > t) = 0.9869

Figura 52: Teste t dos retornos acumulados quadrienalmente entre os *Portfólios A* e a *Carteira de Mercado* de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest portb == ibov
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
portb	4	11.78306	8.321012	16.64202	-14.69811	38.26423
ibov	4	4.574158	1.868199	3.736398	-1.371284	10.5196
diff	4	7.208901	6.522315	13.04463	-13.54802	27.96582

mean(diff) = mean(portb - ibov) t = 1.1053
 Ho: mean(diff) = 0 degrees of freedom = 3

Ha: mean(diff) < 0 Ha: mean(diff) != 0 Ha: mean(diff) > 0
 Pr(T < t) = 0.8251 Pr(|T| > |t|) = 0.3497 Pr(T > t) = 0.1749

Figura 53: Teste t dos retornos acumulados quadrienalmente entre os *Portfólios B* e a Carteira de Mercado de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest ibov == poup
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
ibov	4	4.574158	1.868199	3.736398	-1.371284	10.5196
poup	4	22.92516	5.143391	10.28678	6.556594	39.29373
diff	4	-18.351	3.344833	6.689666	-28.99575	-7.70625

mean(diff) = mean(ibov - poup) t = -5.4864
 Ho: mean(diff) = 0 degrees of freedom = 3

Ha: mean(diff) < 0 Ha: mean(diff) != 0 Ha: mean(diff) > 0
 Pr(T < t) = 0.0060 Pr(|T| > |t|) = 0.0119 Pr(T > t) = 0.9940

Figura 54: Teste t dos retornos acumulados quadrienalmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest coefvarA == coefvarB

Variance ratio test
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
Variable |      Obs      Mean   Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
coefvarA |         4   .14575   .0038748   .0077496   .1334186   .1580814
coefvarB |         4   .19715   .1007322   .2014643   -.1234247   .5177247
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
combined |         8   .17145   .0476647   .1348161   .0587409   .2841591
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
        ratio = sd(coefvarA) / sd(coefvarB)                                f =    0.0015
Ho: ratio = 1                               degrees of freedom =          3, 3

        Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0001                2*Pr(F < f) = 0.0002                Pr(F > f) = 0.9999
```

Figura 55: Teste F entre os coeficientes de variação dos *Portfólios A e B* atualizados quadrienalmente de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest betaA == betaB

Variance ratio test
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
Variable |      Obs      Mean   Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
betaA |         4  575.0446   571.623   1143.246  -1244.115   2394.204
betaB |         4 -340.3395   344.4254   688.8507  -1436.455   755.7758
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
combined |         8  117.3526   354.0691   1001.459  -719.8879   954.593
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
        ratio = sd(betaA) / sd(betaB)                                f =    2.7544
Ho: ratio = 1                               degrees of freedom =          3, 3

        Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.7863                2*Pr(F > f) = 0.4274                Pr(F > f) = 0.2137
```

Figura 56: Teste F entre os Betas dos *Portfólios A e B* atualizados quadrienalmente de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest sharpeA == sharpeB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
sharpeA	4	-6.49445	7.978302	15.9566	-31.88497	18.89607
sharpeB	4	3.167975	8.399219	16.79844	-23.56209	29.89804
combined	8	-1.663237	5.664941	16.02287	-15.05869	11.73222

```

      ratio = sd(sharpeA) / sd(sharpeB)                f = 0.9023
Ho: ratio = 1                                         degrees of freedom = 3, 3

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.4673                2*Pr(F < f) = 0.9346                Pr(F > f) = 0.5327

```

Figura 57: Teste F entre os índices Sharpe dos *Portfólios A* e *B* atualizados quadrienalmente de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest treynorA == treynorB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
treynorA	4	-.46185	.7143754	1.428751	-2.735311	1.811611
treynorB	4	-.46185	.7143754	1.428751	-2.735311	1.811611
combined	8	-.46185	.4676685	1.322766	-1.56771	.6440102

```

      ratio = sd(treynorA) / sd(treynorB)                f = 1.0000
Ho: ratio = 1                                         degrees of freedom = 3, 3

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.5000                2*Pr(F > f) = 1.0000                Pr(F > f) = 0.5000

```

Figura 58: Teste F entre os índices Treynor dos *Portfólios A* e *B* atualizados quadrienalmente de 1994 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

Testes de Validação para as carteiras atualizadas quadrienalmente de 1998 a 2009

```
. ttest porta == portb
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
porta	3	1.012122	1.368552	2.370401	-4.876281	6.900526
portb	3	11.5219	7.885554	13.65818	-22.4069	45.4507
diff	3	-10.50978	6.644676	11.50892	-39.09951	18.07995
mean(diff) = mean(porta - portb)					t =	-1.5817
Ho: mean(diff) = 0					degrees of freedom =	2
Ha: mean(diff) < 0		Ha: mean(diff) != 0		Ha: mean(diff) > 0		
Pr(T < t) = 0.1273		Pr(T > t) = 0.2545		Pr(T > t) = 0.8727		

Figura 59: Teste t dos retornos acumulados quadrienalmente entre os *Portfólios A* e *B* de 1998 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest porta == ibov
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
porta	3	1.012122	1.368552	2.370401	-4.876281	6.900526
ibov	3	1.846257	.9227568	1.598262	-2.124045	5.816559
diff	3	-.8341348	.4829551	.8365028	-2.912123	1.243853
mean(diff) = mean(porta - ibov)					t =	-1.7271
Ho: mean(diff) = 0					degrees of freedom =	2
Ha: mean(diff) < 0		Ha: mean(diff) != 0		Ha: mean(diff) > 0		
Pr(T < t) = 0.1131		Pr(T > t) = 0.2263		Pr(T > t) = 0.8869		

Figura 60: Teste t dos retornos acumulados quadrienalmente entre os *Portfólios A* e a *Carteira de Mercado* de 1998 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest portb == ibov
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
portb	3	11.5219	7.885554	13.65818	-22.4069	45.4507
ibov	3	1.846257	.9227568	1.598262	-2.124045	5.816559
diff	3	9.675646	6.990669	12.10819	-20.40278	39.75407
mean(diff) = mean(portb - ibov)				t =		1.3841
Ho: mean(diff) = 0			degrees of freedom =		2	
Ha: mean(diff) < 0		Ha: mean(diff) != 0		Ha: mean(diff) > 0		
Pr(T < t) = 0.8497		Pr(T > t) = 0.3005		Pr(T > t) = 0.1503		

Figura 61: Teste *t* dos retornos acumulados quadrienalmente entre os *Portfólios B* e a Carteira de Mercado de 1998 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. ttest ibov == poup
```

```
Paired t test
```

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
ibov	3	1.846257	.9227568	1.598262	-2.124045	5.816559
poup	3	1.19074	.3924407	.6797272	-.4977955	2.879276
diff	3	.6555167	.5340915	.9250737	-1.642494	2.953527
mean(diff) = mean(ibov - poup)				t =		1.2273
Ho: mean(diff) = 0			degrees of freedom =		2	
Ha: mean(diff) < 0		Ha: mean(diff) != 0		Ha: mean(diff) > 0		
Pr(T < t) = 0.8277		Pr(T > t) = 0.3446		Pr(T > t) = 0.1723		

Figura 62: Teste *t* dos retornos acumulados quadrienalmente entre a Carteira de Mercado e o Ativo Livre de Risco de 1998 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest coefvarA == coefvarB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
coefvarA	3	.1492	.0024947	.0043209	.1384664	.1599337
coefvarB	3	.0987333	.0303686	.0526	-.0319324	.229399
combined	6	.1239667	.0176929	.0433387	.0784855	.1694478

```

      ratio = sd(coefvarA) / sd(coefvarB)                f = 0.0067
Ho: ratio = 1                                         degrees of freedom = 2, 2

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.0067                2*Pr(F < f) = 0.0134                Pr(F > f) = 0.9933

```

Figura 63: Teste F entre os coeficientes de variação dos *Portfólios A e B* atualizados quadrienalmente de 1998 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest betaA == betaB
```

Variance ratio test

Variable	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
betaA	3	766.1069	761.903	1319.655	-2512.097	4044.311
betaB	3	-454.2018	459.7047	796.2319	-2432.151	1523.748
combined	6	155.9526	482.5169	1181.92	-1084.397	1396.302

```

      ratio = sd(betaA) / sd(betaB)                f = 2.7469
Ho: ratio = 1                                         degrees of freedom = 2, 2

      Ha: ratio < 1                Ha: ratio != 1                Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.7331                2*Pr(F > f) = 0.5338                Pr(F > f) = 0.2669

```

Figura 64: Teste F entre os Betas dos *Portfólios A e B* atualizados quadrienalmente de 1998 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest sharpeA == sharpeB

Variance ratio test
-----+-----
Variable |      Obs      Mean    Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----
sharpeA |         3   .7816334   4.628587   8.016948   -19.13357    20.69684
sharpeB |         3   10.9327    4.529002   7.844461   -8.554021    30.41942
-----+-----
combined |         6   5.857167   3.679585   9.013105   -3.601506    15.31584
-----+-----
      ratio = sd(sharpeA) / sd(sharpeB)                                f =      1.0445
Ho: ratio = 1                                                            degrees of freedom =      2, 2

      Ha: ratio < 1              Ha: ratio != 1              Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.5109             2*Pr(F > f) = 0.9783             Pr(F > f) = 0.4891
```

Figura 65: Teste F entre os índices Sharpe dos *Portfólios A* e *B* atualizados quadrienalmente de 1998 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

```
. sdtest treynorA == treynorB

Variance ratio test
-----+-----
Variable |      Obs      Mean    Std. Err.   Std. Dev.   [95% Conf. Interval]
-----+-----
treynorA |         3   .2471    .1242747   .2152501   -.2876109    .7818109
treynorB |         3   .2471    .1242747   .2152501   -.2876109    .7818109
-----+-----
combined |         6   .2471    .0785982   .1925256   .0450568    .4491432
-----+-----
      ratio = sd(treynorA) / sd(treynorB)                                f =      1.0000
Ho: ratio = 1                                                            degrees of freedom =      2, 2

      Ha: ratio < 1              Ha: ratio != 1              Ha: ratio > 1
Pr(F < f) = 0.5000             2*Pr(F > f) = 1.0000             Pr(F > f) = 0.5000
```

Figura 66: Teste F entre os índices Treynor dos *Portfólios A* e *B* atualizados quadrienalmente de 1998 a 2009.

Fonte: Stata® versão 10.0.

APÊNDICE F - Especificação do Modelo Irrestrito

Especificação do Modelo Irrestrito

Primeiramente se organizou as variáveis para o modelo de regressão com dados em painel no Stata® versão 10.0, no qual *cross_id* é a variável que representa a empresa e *periodo* é a variável que representa a série temporal, ou seja, os 63 trimestres entre 1994 e 2009.

```
. xtset cross_id periodo
      panel variable:  cross_id (strongly balanced)
      time variable:  periodo, 1 to 63
                   delta:  1 unit
```

Figura 67: Especificação das observações para Dados em Painel

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste de regressão por mínimos quadrados ordinários empilhados.

```
. xi: regress invpl q fcpl j c
```

Source	SS	df	MS			
Model	5667.50663	4	1416.87666	Number of obs =	4691	
Residual	115289.454	4686	24.6029564	F(4, 4686) =	57.59	
Total	120956.96	4690	25.7903967	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.0469	
				Adj R-squared =	0.0460	
				Root MSE =	4.9601	

invpl	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
q	-.0045409	.0059257	-0.77	0.444	-.0161581	.0070763
fcpl	.6049889	.0400436	15.11	0.000	.5264846	.6834931
j	-.006103	.0205326	-0.30	0.766	-.0463565	.0341506
c	.0470525	.1143604	0.41	0.681	-.1771477	.2712526
_cons	.4965055	.369797	1.34	0.179	-.2284706	1.221482

Figura 68: Resultado da Regressão por OLS empilhado

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste de regressão com dados em painel com a presença de efeitos combinados (efeitos fixos e efeitos aleatórios simultaneamente).

```

. xtreg invpl q fcpl j c , be

Between regression (regression on group means)   Number of obs   =   4691
Group variable: cross_id                       Number of groups =   137

R-sq:  within = 0.0304                          Obs per group:  min =    1
        between = 0.0146                          avg =   34.2
        overall = 0.0283                          max =    60

sd(u_i + avg(e_i.)) = 1.081355                   F(4,132)        =    0.49
                                                Prob > F         =    0.7448

-----+-----
      invpl |          Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      q     |   -.0087447     .0091187    -0.96  0.339    -0.267824     .009293
    fcpl   |   .1114134     .142922    0.78   0.437    -1.1713005    .3941273
      j     |   .0304909     .077979    0.39   0.696    -1.237592     .184741
      c     |  -.0304823     .5815792   -0.05  0.958    -1.180904     1.119939
    _cons  |   .3115155     1.710423    0.18   0.856    -3.071871     3.694902
-----+-----

```

Figura 69: Modelo de Regressão com Efeitos Fixos e Aleatórios

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste de regressão com dados em painel com a presença de efeitos aleatórios.

```

. xtreg invpl q fcpl j c , re

Random-effects GLS regression                   Number of obs   =   4691
Group variable: cross_id                       Number of groups =   137

R-sq:  within = 0.0491                          Obs per group:  min =    1
        between = 0.0068                          avg =   34.2
        overall = 0.0469                          max =    60

Random effects u_i ~ Gaussian                  Wald chi2(4)    =   230.41
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                    Prob > chi2     =    0.0000

-----+-----
      invpl |          Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      q     |   -.0044281     .005953    -0.74  0.457    -0.160959     .0072397
    fcpl   |   .6048559     .0400259   15.11  0.000     .5264065     .6833052
      j     |   -.006055     .0205237   -0.30  0.768    -0.462807     .0341707
      c     |   .0469722     .1142886    0.41  0.681    -1.1770294     .2709738
    _cons  |   .4937957     .3697045    1.34  0.182    -1.2308118     1.218403
-----+-----
    sigma_u |   .14790592
    sigma_e |   4.8769111
      rho   |   .00091893   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

Figura 70: Modelo de Regressão com Efeitos Aleatórios

Fonte: Stata® versão 10.0.

Após realizar o modelo de regressão com dados em painel com a presença de efeitos aleatórios realizou-se o teste *Breusch-Pagan* para verificar se o modelo de efeitos aleatórios é apropriado.

```
. xttest0
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----
      |          Var      sd = sqrt(Var)
-----+-----
invpl |          25.7904      5.078425
   e  |          23.78426      4.876911
   u  |           .0218762      .1479059

Test:   Var(u) = 0
        chi2(1) = 190.47
        Prob > chi2 = 0.0000
```

Figura 71: Teste *Breusch-Pagan* para modelo de efeitos aleatórios

Fonte: Stata® versão 10.0.

O resultado do teste demonstra que o modelo de regressão com dados em painel e presença de efeitos aleatórios é apropriado.

Em seguida realizou-se o teste de regressão com dados em painel para verificar exclusivamente a presença de efeitos fixos e posteriormente uma modificação do teste Wald para verificar a presença de heterocedasticidade. Caso o modelo de regressão com dados e presença de efeitos fixos apresentasse bem especificado e sem a presença de heterocedasticidade dever-se-ia realizar o teste de Hausman para comparar os coeficientes gerados a partir dos efeitos fixos e aleatórios e determinar qual modelo seria melhor adequado. Contudo o teste de Wald modificado apresentou valores p inferiores a 5% (0,05) indicando a rejeição da hipótese nula (H_0 : presença de homocedasticidade) e evidenciando a presença de heterocedasticidade.

```

. xtreg invpl q fcpl j c , fe

Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =    4691
Group variable: cross_id                     Number of groups =    137

R-sq:  within = 0.0492                      Obs per group:  min =     1
        between = 0.0052                    avg =           34.2
        overall = 0.0467                    max =           60

corr(u_i, Xb) = -0.0321                      F(4, 4550)      =    58.88
                                                Prob > F        =    0.0000

-----+-----
            invpl |          Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
            q     |    .0007328     .0082418     0.09   0.929    - .0154251   .0168907
            fcpl  |    .6269729     .0409515    15.31   0.000    .5466881   .7072577
            j     |   -.0055079     .0209033    -0.26   0.792    -.0464886   .0354727
            c     |    .0533411     .1150573     0.46   0.643    -.172227    .2789092
            _cons |    .4635742     .3710848     1.25   0.212    -.2639321   1.19108

            sigma_u |    1.121895
            sigma_e |    4.8769111
            rho     |    .05025967   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
F test that all u i=0:          F(136, 4550) =      2.19          Prob > F = 0.0000

```

Figura 72: Modelo de Regressão com Efeitos Fixos

Fonte: Stata® versão 10.0.

```

. xttest3

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (137) =    6.5e+10
Prob>chi2 =    0.0000

```

Figura 73: Teste de Wald modificado para verificar a presença de heterocedasticidade

Fonte: Stata® versão 10.0.

Conforme relatado por Wooldridge (2002) ao verificar a presença de heterocedasticidade no modelo deve-se empregar a metodologia de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White e estimar novamente os modelos de regressão com dados em painel com a presença de efeitos fixos e efeitos aleatórios.

Regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios.

```

. xtreg invpl q fcpl j c , re robust

Random-effects GLS regression              Number of obs   =   4691
Group variable: cross_id                  Number of groups =   137

R-sq:  within = 0.0491                    Obs per group:  min =    1
       between = 0.0068                    avg   =   34.2
       overall = 0.0469                    max   =    60

Random effects u_i ~ Gaussian              Wald chi2(4)     =   22.86
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                 Prob > chi2      =   0.0001

                                     (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----
      invpl |               Coef.   Robust      z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
           q |   -.0044281   .0013675   -3.24  0.001   -.0071083   -.0017479
          fcpl |   .6048559   .3186935    1.90  0.058   -.019772   1.229484
           j |   -.006055   .0218884   -0.28  0.782   -.0489555   .0368455
           c |   .0469722   .095468    0.49  0.623   -.1401417   .2340861
          _cons |   .4937957   .4421964    1.12  0.264   -.3728933   1.360485
-----+-----
      sigma_u |   .14790592
      sigma_e |   4.8769111
           rho |   .00091893   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

Figura 74: Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Aleatórios

Fonte: Stata® versão 10.0.

Observa-se que a metodologia do teste *Breusch-Pagan* descrita na seção 3.4.2 independe do estimador robusto de White, sendo seu resultado idêntico ao teste realizado anteriormente.

```

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

      invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----
      invpl |           Var      sd = sqrt(Var)
-----+-----
           e |   23.78426   4.876911
           u |    .0218762   .1479059

Test:   Var(u) = 0
              chi2(1) =   190.47
              Prob > chi2 =   0.0000

```

Figura 75: Teste *Breusch-Pagan* para modelo de regressão robusta com efeitos aleatórios

Fonte: Stata® versão 10.0.

Em seguida realizou o teste de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos fixos.

```
. xtreg invpl q fcpl j c , fe robust
```

Fixed-effects (within) regression
Group variable: cross_id

Number of obs = 4691
Number of groups = 137

R-sq: within = 0.0492
between = 0.0052
overall = 0.0467

Obs per group: min = 1
avg = 34.2
max = 60

corr(u_i, Xb) = -0.0321

F(4, 4550) = 1.15
Prob > F = 0.3289

(Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)

invpl	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
q	.0007328	.0016288	0.45	0.653	-.0024605	.0039261
fcpl	.6269729	.3067284	2.04	0.041	.0256364	1.228309
j	-.0055079	.0230163	-0.24	0.811	-.050631	.0396152
c	.0533411	.0978655	0.55	0.586	-.1385227	.2452049
_cons	.4635742	.4569711	1.01	0.310	-.432311	1.359459
sigma_u	1.121895					
sigma_e	4.8769111					
rho	.05025967	(fraction of variance due to u_i)				

Figura 76: Modelo de Regressão Robusta com Efeitos Fixos

Fonte: Stata® versão 10.0.

O resultado do modelo apresentou o teste de significância global (Prob > F) superior a 0,05, indicando que o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos fixos não é adequado.

Não obstante ao resultado do teste de significância global (Prob > F = 0,3289) do modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos fixos, realizou-se posteriormente o teste de Hausman para comprovar que o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios é mais adequado.

```
. hausman fixed_robust random_robust
```

	---- Coefficients ----			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fixed_robust	random_robust	Difference	S.E.
q	.0007328	-.0044281	.0051609	.0008849
fcpl	.6269729	.6048559	.0221171	.
j	-.0055079	-.006055	.0005471	.0071167
c	.0533411	.0469722	.0063689	.0215291

```
-----
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(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        = -1924.47
```

Figura 77: Teste Hausman

Fonte: Stata® versão 10.0.

Por fim, ao comprovar que o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios é mais adequado, empregou-se o teste *xtserial* desenvolvido por Drukker (2003), com base no trabalho de Wooldridge (2002) para verificar a existência de autocorrelação. Dessa forma, nos casos em que o valor p for superior a 5% deve-se rejeitar a hipótese nula de não existência de autocorrelação.

```
. xtserial invpl q fcpl j c

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
F( 1, 117) = 14.193
Prob > F = 0.0003
```

Figura 78: Teste de Autocorrelação

Fonte: Stata® versão 10.0.

O resultado do teste evidencia a ausência de autocorrelação, confirmando que o Modelo Irrestrito melhor especificado é o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios.

APÊNDICE G - Especificações dos Modelos Restritos

Especificações dos Modelos Restritos.

Primeiramente criaram-se as variáveis defasadas no Stata[®] que serão empregadas na especificação dos modelos restritos, conforme especificado na metodologia.

```
. sort cross_id

. by cross_id: gen qlag1=q[_n-1]
(3967 missing values generated)

. by cross_id: gen qlag4=q[_n-4]
(4275 missing values generated)

. by cross_id: gen qlag8=q[_n-8]
(4721 missing values generated)

. by cross_id: gen fcp1lag1=fcpl[_n-1]
(752 missing values generated)

. by cross_id: gen fcp1lag4=fcpl[_n-4]
(1136 missing values generated)

. by cross_id: gen fcp1lag8=fcpl[_n-8]
(1671 missing values generated)

. by cross_id: gen jlag1=j[_n-1]
(548 missing values generated)

. by cross_id: gen jlag4=j[_n-4]
(959 missing values generated)

. by cross_id: gen clag1=c[_n-1]
(137 missing values generated)

. by cross_id: gen clag4=c[_n-4]
(548 missing values generated)
```

Figura 79: Defasagens das variáveis dependentes

Fonte: Stata[®] versão 10.0.

Após a criação das variáveis defasadas que serão empregadas na especificação dos modelos restritos, iniciou-se a estimação dos modelos restritos, conforme descrito na metodologia, estimando primeiramente o modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios com uma defasagem temporal na variável *fcpl*.

```
. xtreg invpl q fcpllagl j c , re robust
```

Random-effects GLS regression Number of obs = 4654
Group variable: cross_id Number of groups = 137

R-sq: within = 0.0009 Obs per group: min = 1
 between = 0.0208 avg = 34.0
 overall = 0.0017 max = 60

Random effects u_i ~ Gaussian Wald chi2(4) = 14.96
corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0048

(Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)

invpl	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
q	-.0058074	.0017168	-3.38	0.001	-.0091724	-.0024425
fcpllagl	.1086228	.15804	0.69	0.492	-.20113	.4183756
j	-.0008181	.0222934	-0.04	0.971	-.0445123	.0428762
c	.1043063	.0996384	1.05	0.295	-.0909814	.2995939
_cons	.4097976	.4495872	0.91	0.362	-.4713771	1.290972
sigma_u	0					
sigma_e	5.0195275					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Figura 80: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em *fcpl*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Após cada estimação dos modelos restritos realizou-se o teste *Breusch-Pagan* que com a finalidade de confirmar se o modelo de efeitos aleatórios é apropriado e utilizar o resultado dos testes na escolha do modelo mais adequado.

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
invpl	25.99337	5.09837
e	25.19566	5.019528
u	0	0

Test: Var(u) = 0

 chi2(1) = 178.46
 Prob > chi2 = 0.0000

Figura 81: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com uma defasagem em *fcpl*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e quatro defasagens na variável *fcpl*.

```
. xtreg invpl q fcp1lag4 j c , re robust

Random-effects GLS regression              Number of obs   =   4564
Group variable: cross_id                  Number of groups =   137

R-sq:  within = 0.0008                    Obs per group:  min =    1
       between = 0.0028                    avg   =   33.3
       overall = 0.0008                    max   =   59

Random effects u_i ~ Gaussian              Wald chi2(4)     =   14.12
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                 Prob > chi2      =   0.0069

                                      (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      invpl |                Coef.   Robust      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
           q |   -0.0062207   .001912   -3.25   0.001   -0.0099681   -0.0024732
    fcp1lag4 |   -0.0547275   .0467738   -1.17   0.242   -0.1464025   0.0369475
           j |   -0.0012097   .0259729   -0.05   0.963   -0.0521156   0.0496961
           c |    0.1190502   .0965416    1.23   0.218   -0.070168    0.3082683
      _cons |    0.4107543   .4757673    0.86   0.388   -0.5217324   1.343241
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
    sigma_u |                0
    sigma_e |    5.0659435
          rho |                0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
```

Figura 82: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em *fcpl*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com quatro defasagens em *fcpl*.

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

      invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
           |                Var      sd = sqrt(Var)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
    invpl |    26.4943      5.147261
          e |    25.66378     5.065944
          u |          0           0

Test:    Var(u) = 0
              chi2(1) =   187.13
              Prob > chi2 =   0.0000
```

Figura 83: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com quatro defasagens em *fcpl*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e uma defasagem na variável q .

```
. xtreg invpl qlag1 fcpl j c , re robust
```

Random-effects GLS regression Number of obs = 4586
Group variable: cross_id Number of groups = 137

R-sq: within = 0.1038 Obs per group: min = 1
 between = 0.0939 avg = 33.5
 overall = 0.1035 max = 60

Random effects u_i ~ Gaussian Wald chi2(4) = 31.96
corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0000

(Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
invpl						
qlag1	-.0045219	.0014341	-3.15	0.002	-.0073326	-.0017112
fcpl	1.440161	.5167154	2.79	0.005	.4274172	2.452904
j	-.0031228	.0222863	-0.14	0.889	-.0468032	.0405576
c	.1159624	.0946973	1.22	0.221	-.0696408	.3015656
_cons	.2444856	.4148137	0.59	0.556	-.5685342	1.057505
sigma_u	0					
sigma_e	4.7841581					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Figura 84: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em q

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com uma defasagem em q .

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
invpl	26.33839	5.132094
e	22.88817	4.784158
u	0	0

Test: Var(u) = 0

 chi2(1) = 180.11
 Prob > chi2 = 0.0000

Figura 85: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com uma defasagem em q

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e quatro defasagens na variável q .

```

. xtreg invpl qlag4 fcpl j c , re robust

Random-effects GLS regression                Number of obs    =      4300
Group variable: cross_id                    Number of groups  =       136

R-sq:  within = 0.0558                      Obs per group:  min =         3
        between = 0.0149                      avg          =       31.6
        overall = 0.0536                      max          =        59

Random effects u_i ~ Gaussian                Wald chi2(4)     =       56.30
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2      =       0.0000

                                     (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      invpl |                Robust
            |      Coef.    Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      qlag4 |  -.0105103    .0025545    -4.11  0.000    -.0155171    -.0055035
      fcpl  |   .6661539    .3605104     1.85  0.065    -.0404334    1.372741
          j |  -.0103768    .027907     -0.37  0.710    -.0650736    .0443199
          c |   .0384868    .0992864     0.39  0.698    -.1561109    .2330846
      _cons |   .5605055    .5079804     1.10  0.270    -.4351177    1.556129
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      sigma_u |   .32805533
      sigma_e |   5.0760467
           rho |   .00415942   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----

```

Figura 86: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em q

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com quatro defasagens em q .

```

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
          |                Var      sd = sqrt(Var)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      invpl |      28.16441     5.307015
          e |      25.76625     5.076047
          u |       .1076203     .3280553

Test:      Var(u) = 0
               chi2(1) =   165.76
               Prob > chi2 =    0.0000

```

Figura 87: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com quatro defasagens em q

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e uma defasagem na variável j .

```
. xtreg invpl q fcpl jlagl c , re robust

Random-effects GLS regression              Number of obs   =       4628
Group variable: cross_id                  Number of groups =       137

R-sq:  within  = 0.0491                    Obs per group:  min =          1
        between = 0.0077                           avg =       33.8
        overall  = 0.0469                           max =          59

Random effects u_i ~ Gaussian              Wald chi2(4)     =       22.14
corr(u_i, X)    = 0 (assumed)              Prob > chi2      =       0.0002

                                     (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
invpl |           Coef.   Robust      z     P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      q |  -0.0043868   .0013529   -3.24  0.001   -0.0070384   -0.0017352
      fcpl |   .6051421   .318859   1.90  0.058   -0.0198101   1.230094
      jlagl |  -0.0090967   .0219266   -0.41  0.678   -0.0520721   .0338787
      c |   .0441911   .0944547   0.47  0.640   -0.1409367   .2293189
      _cons |   .5288199   .4429115   1.19  0.232   -0.3392707   1.39691
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      sigma_u |   .19628458
      sigma_e |   4.908084
      rho |   .00159681   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
```

Figura 88: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em j

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com uma defasagem em j .

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
          |           Var      sd = sqrt(Var)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
      invpl |   26.13894      5.112625
         e |   24.08929      4.908084
         u |    .0385276      .1962846

Test:    Var(u) = 0
                    chi2(1) =   189.14
                    Prob > chi2 =    0.0000
```

Figura 89: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com uma defasagem em j

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e uma defasagem na variável *c*.

```
. xtreg invpl q fcpl j clag1 , re robust

Random-effects GLS regression                    Number of obs    =    4691
Group variable: cross_id                        Number of groups  =    137

R-sq:  within = 0.0493                         Obs per group:  min =     1
       between = 0.0067                        avg =            34.2
       overall = 0.0470                        max =            60

Random effects u_i ~ Gaussian                  Wald chi2(4)     =    22.26
corr(u_i, X)      = 0 (assumed)                Prob > chi2      =    0.0002

                               (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      invpl |               Coef.   Robust      z   P>|z|       [95% Conf. Interval]
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
          q |   -0.0044731   .0013732   -3.26   0.001   -0.0071645   -0.0017816
         fcpl |    .6046934   .3185688    1.90   0.058   -0.01969     1.229077
          j |   -0.0028909   .0212514   -0.14   0.892   -0.0445428    .038761
        clag1 |   .0994865   .089759   1.11   0.268   -0.076438    .275411
         _cons |   .3512613   .4082643    0.86   0.390   -0.4489221    1.151445
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
      sigma_u |   .14815616
      sigma_e |   4.8764987
         rho  |   .00092219   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
```

Figura 92: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em *c*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com uma defasagem em *c*.

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

      invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
          invpl |            Var      sd = sqrt(Var)
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
              e |            23.78024      4.876499
              u |             .0219502      .1481562

Test:   Var(u) = 0
           chi2(1) =   190.60
       Prob > chi2 =   0.0000
```

Figura 93: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com uma defasagem em *c*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e quatro defasagens na variável *c*.

```
. xtreg invpl q fcpl j clag4 , re robust
```

Random-effects GLS regression Number of obs = 4628
Group variable: cross_id Number of groups = 137

R-sq: within = 0.0493 Obs per group: min = 1
 between = 0.0077 avg = 33.8
 overall = 0.0471 max = 59

Random effects u_i ~ Gaussian Wald chi2(4) = 19.87
corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0005

(Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
invpl						
q	-.0044546	.0014409	-3.09	0.002	-.0072787	-.0016305
fcpl	.6056148	.3189671	1.90	0.058	-.0195493	1.230779
j	-.0019415	.0259909	-0.07	0.940	-.0528826	.0489997
clag4	.1188415	.1072229	1.11	0.268	-.0913116	.3289945
_cons	.3044153	.4510457	0.67	0.500	-.5796179	1.188449
sigma_u	.19690515					
sigma_e	4.907388					
rho	.00160737	(fraction of variance due to u_i)				

Figura 94: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em *c*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com quatro defasagens em *c*.

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[*cross_id*,*t*] = Xb + u[*cross_id*] + e[*cross_id*,*t*]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
invpl	26.13894	5.112625
e	24.08246	4.907388
u	.0387716	.1969052

Test: Var(u) = 0

 chi2(1) = 189.65
 Prob > chi2 = 0.0000

Figura 95: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com quatro defasagens em *c*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e uma defasagem simultânea na variável q e $fcpl$.

```

. xtreg invpl qlag1 fcpllag1 j c , re robust

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   4582
Group variable: cross_id                Number of groups =   137

R-sq:  within = 0.0011                  Obs per group:  min =    1
        between = 0.0093                  avg   =   33.4
        overall = 0.0018                  max   =   60

Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(4)    =   13.96
corr(u_i, X) = 0 (assumed)             Prob > chi2     =   0.0074

                                   (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----
      invpl |          Coef.   Robust      z    P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      qlag1 |  -.0072096   .0021943   -3.29  0.001   -.0115103   -.0029089
      fcpllag1 | .1054242   .1370565    0.77  0.442   -.1632016    .3740499
            j | -.0024398   .0236438   -0.10  0.918   -.0487807    .0439012
            c | .0970338   .1024222    0.95  0.343   -.10371     .2977775
      _cons | .4420315   .4689052    0.94  0.346   -.4770058    1.361069
-----+-----
      sigma_u |          0
      sigma_e |   5.053083
            rho |          0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

Figura 96: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em q e $fcpl$
Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com uma defasagem em q e $fcpl$.

```

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

      invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----
          Var      sd = sqrt(Var)
-----+-----
      invpl |   26.36111    5.134307
           e |   25.53365    5.053083
           u |         0         0

Test:  Var(u) = 0

                chi2(1) =   174.82
           Prob > chi2 =    0.0000

```

Figura 97: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com uma defasagem em q e $fcpl$
Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e quatro defasagens simultâneas em q e $fcpl$.

```
. xtreg invpl qlag4 fcpllag4 j c , re robust
```

Random-effects GLS regression Number of obs = 4296
Group variable: cross_id Number of groups = 136

R-sq: within = 0.0006 Obs per group: min = 3
 between = 0.0060 avg = 31.6
 overall = 0.0008 max = 59

Random effects u_i ~ Gaussian Wald chi2(4) = 39.03
corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0000

(Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)

		Robust				
invpl	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
qlag4	-.0143558	.0031938	-4.49	0.000	-.0206155	-.0080961
fcpllag4	-.0458275	.0423043	-1.08	0.279	-.1287424	.0370875
j	-.001176	.0276274	-0.04	0.966	-.0553246	.0529727
c	.1050009	.101906	1.03	0.303	-.0947311	.3047329
_cons	.4584939	.5079738	0.90	0.367	-.5371165	1.454104
sigma_u	.20418677					
sigma_e	5.2244816					
rho	.00152513	(fraction of variance due to u_i)				

Figura 98: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em q e $fcpl$

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com quatro defasagens em q e $fcpl$.

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
invpl	28.19027	5.309451
e	27.29521	5.224482
u	.0416922	.2041868

Test: Var(u) = 0

 chi2(1) = 165.71
 Prob > chi2 = 0.0000

Figura 99: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com quatro defasagens em q e $fcpl$

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e uma defasagem simultânea na variável j e c .

```
. xtreg invpl q fcpl jlag1 clagl , re robust

Random-effects GLS regression              Number of obs   =      4628
Group variable: cross_id                  Number of groups =      137

R-sq:  within = 0.0492                    Obs per group:  min =       1
        between = 0.0077                    avg =      33.8
        overall = 0.0470                    max =       59

Random effects u_i ~ Gaussian              Wald chi2(4)     =      21.85
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                 Prob > chi2      =      0.0002

                               (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----
      invpl |             Coef.   Robust      z    P>|z|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
            q |   -.0044216   .0013584   -3.25  0.001   -.0070841   -.0017591
            fcpl |    .604969   .3187378    1.90  0.058   -.0197456    1.229684
            jlag1 |  -.0057407   .0216507   -0.27  0.791   -.0481752    .0366938
            clagl |   .0979809   .0902188    1.09  0.277   -.0788447    .2748065
            _cons |   .3805695   .414974    0.92  0.359   -.4327646    1.193904
-----+-----
            sigma_u |   .19665055
            sigma_e |   4.9076897
            rho |   .00160302   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

Figura 100: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e uma defasagem em j e c

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com uma defasagem em j e c .

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----
      invpl |             Var      sd = sqrt(Var)
-----+-----
            q |   26.13894       5.112625
            e |   24.08542       4.90769
            u |    .0386714       .1966506

Test:   Var(u) = 0
              chi2(1) =   189.28
              Prob > chi2 =   0.0000
```

Figura 101: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com uma defasagem em j e c

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e quatro defasagens simultâneas em j e c .

```
. xtreg invpl q fcpl jlag4 clag4 , re robust

Random-effects GLS regression              Number of obs   =   4553
Group variable: cross_id                  Number of groups =   137

R-sq:  within = 0.0494                      Obs per group:  min =    1
       between = 0.0075                               avg =   33.2
       overall = 0.0471                               max =   56

Random effects u_i ~ Gaussian              Wald chi2(4)    =   19.95
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                 Prob > chi2     =   0.0005

                               (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----
```

invpl	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
q	-.004666	.0014208	-3.28	0.001	-.0074507	-.0018813
fcpl	.6059759	.3193991	1.90	0.058	-.0200348	1.231987
jlag4	-.0067295	.0152835	-0.44	0.660	-.0366845	.0232255
clag4	.1116493	.102817	1.09	0.278	-.0898684	.3131669
_cons	.3731868	.3362525	1.11	0.267	-.285856	1.03223

```
-----+-----
sigma_u | .10569801
sigma_e | 4.9485502
rho     | .00045602 (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
```

Figura 102: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e quatro defasagens em j e c

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com quatro defasagens em j e c .

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----
```

	Var	sd = sqrt(Var)
invpl	26.56543	5.154166
e	24.48815	4.94855
u	.0111721	.105698

```
Test:  Var(u) = 0
       chi2(1) = 189.59
       Prob > chi2 = 0.0000
```

Figura 103: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com quatro defasagens em j e c

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e exclusivamente com variáveis q defasadas.

```
. xtreg invpl q qlag1 qlag4 qlag8 , re robust
```

Random-effects GLS regression Number of obs = 2873
Group variable: cross_id Number of groups = 115

R-sq: within = 0.0000 Obs per group: min = 1
 between = 0.0075 avg = 25.0
 overall = 0.0004 max = 55

Random effects u_i ~ Gaussian Wald chi2(4) = 35.04
corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0000

(Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
invpl						
q	.0056078	.0027507	2.04	0.041	.0002165	.0109991
qlag1	-.0009999	.003641	-0.27	0.784	-.0081362	.0061364
qlag4	-.0185364	.0068661	-2.70	0.007	-.0319937	-.0050791
qlag8	-.0050263	.0034264	-1.47	0.142	-.0117419	.0016892
_cons	.75657	.1246183	6.07	0.000	.5123226	1.000817
sigma_u	0					
sigma_e	6.347155					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

Figura 104: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e variáveis q defasadas

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com variáveis q defasadas.

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{invpl}[\text{cross_id}, t] = Xb + u[\text{cross_id}] + e[\text{cross_id}, t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
invpl	41.41211	6.435224
e	40.28638	6.347155
u	0	0

Test: Var(u) = 0

 chi2(1) = 100.40

 Prob > chi2 = 0.0000

Figura 105: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com variáveis q defasadas

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e exclusivamente com variáveis *fcpl* defasadas.

```

. xtreg invpl fcpl fcpllag1 fcpllag4 fcpllag8 , re robust

Random-effects GLS regression                Number of obs   =    6805
Group variable: cross_id                    Number of groups =    137

R-sq:  within = 0.0536                      Obs per group:  min =     29
        between = 0.0429                    avg =           49.7
        overall = 0.0528                    max =           55

Random effects u_i ~ Gaussian                Wald chi2(4)    =     5.44
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     =    0.2454

                                     (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----
      invpl |          Coef.   Robust      z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      fcpl  |   .5927471   .262636   2.26  0.024   .0779899   1.107504
  fcpllag1 |   .0644308   .0995527   0.65  0.518  -.1306889   .2595506
  fcpllag4 |  -.0002936   .0361839  -0.01  0.994  -.0712128   .0706255
  fcpllag8 |  -.1100001   .0680279  -1.62  0.106  -.2433322   .0233321
      _cons |   .4809135   .0688793   6.98  0.000   .3459125   .6159145
-----+-----
      sigma_u |   .83431545
      sigma_e |   4.0886613
           rho |   .03997433   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

Figura 106: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e variáveis *fcpl* defasadas

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão com variáveis *fcpl* defasadas.

```

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----
      invpl |          Var      sd = sqrt(Var)
-----+-----
      invpl |   18.42107     4.291978
           e |   16.71715     4.088661
           u |    .6960823     .8343155

Test:   Var(u) = 0
              chi2(1) =   355.04
              Prob > chi2 =   0.0000

```

Figura 107: Teste *Breusch-Pagan* para modelo com variáveis *fcpl* defasadas

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e exclusivamente com as variáveis *q* e *fcpl*.

```
. xtreg invpl q fcpl , re robust
```

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	4754
Group variable: cross_id	Number of groups	=	137

R-sq: within = 0.0491	Obs per group: min =	1
between = 0.0071	avg =	34.7
overall = 0.0468	max =	63

Random effects u_i ~ Gaussian	Wald chi2(2)	=	22.50
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

(Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
invpl						
q	-.0042136	.0012336	-3.42	0.001	-.0066314	-.0017958
fcpl	.6056081	.3184516	1.90	0.057	-.0185455	1.229762
_cons	.5320448	.056358	9.44	0.000	.4215851	.6425046
sigma_u	.16191699					
sigma_e	4.8434716					
rho	.00111631	(fraction of variance due to u_i)				

Figura 108: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com *q* e *fcpl*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão exclusivamente com variáveis *q* e *fcpl*.

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
invpl	25.45805	5.045597
e	23.45922	4.843472
u	.0262171	.161917

Test: Var(u) = 0

chi2(1) =	190.75
Prob > chi2 =	0.0000

Figura 109: Teste *Breusch-Pagan* para modelo exclusivamente com as variáveis *q* e *fcpl*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e exclusivamente com as variáveis q e $fcpllag1$.

```
. xtreg invpl q fcpllag1 , re robust
```

Random-effects GLS regression Number of obs = 4696
Group variable: cross_id Number of groups = 137

R-sq: within = 0.0007 Obs per group: min = 1
 between = 0.0237 avg = 34.3
 overall = 0.0015 max = 62

Random effects u_i ~ Gaussian Wald chi2(2) = 14.15
corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0008

(Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)

invpl	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
q	-.0056668	.0015584	-3.64	0.000	-.0087213 -.0026123
fcpllag1	.1099422	.1578314	0.70	0.486	-.1994016 .419286
_cons	.6222592	.0664704	9.36	0.000	.4919795 .7525389
sigma_u	0				
sigma_e	4.996318				
rho	0	(fraction of variance due to u_i)			

Figura 110: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com q e $fcpllag1$

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão exclusivamente com variáveis q e $fcpllag1$.

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[*cross_id,t*] = Xb + u[*cross_id*] + e[*cross_id,t*]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
invpl	25.76662	5.076083
e	24.96319	4.996318
u	0	0

Test: Var(u) = 0

 chi2(1) = 178.26
 Prob > chi2 = 0.0000

Figura 111: Teste *Breusch-Pagan* para modelo exclusivamente com as variáveis q e $fcpllag1$

Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e exclusivamente com as variáveis *qlag1* e *fcpl*.

```

. xtreg invpl qlag1 fcpl , re robust

Random-effects GLS regression                Number of obs   =   4626
Group variable: cross_id                    Number of groups =   137

R-sq:  within = 0.1036                      Obs per group:  min =    1
       between = 0.0956                     avg   =   33.8
       overall = 0.1033                     max   =   62

Random effects u_i ~ Gaussian                Wald chi2(2)    =   30.52
corr(u_i, X) = 0 (assumed)                  Prob > chi2     =   0.0000

                                     (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----
      invpl |             Coef.   Robust          z   P>|z|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
      qlag1 |  -.0043242   .0013306   -3.25  0.001  -.0069322  -.0017163
      fcpl  |   1.440107   .5167103    2.79  0.005   .4273736   2.452841
      _cons |   .4602513   .0424669   10.84  0.000   .3770178   .5434848
-----+-----
      sigma_u |             0
      sigma_e |   4.7626761
      rho     |             0   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

Figura 116: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com *qlag1* e *fcpl*
Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão exclusivamente com variáveis *qlag1* e *fcpl*.

```

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----
      invpl |             Var          sd = sqrt(Var)
-----+-----
      invpl |   26.11666           5.110446
       e    |   22.68308           4.762676
       u    |           0             0

Test:    Var(u) = 0
              chi2(1) =   181.66
              Prob > chi2 =    0.0000

```

Figura 117: Teste *Breusch-Pagan* para modelo exclusivamente com as variáveis *qlag1* e *fcpl*
Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e exclusivamente com as variáveis *qlag4* e *fcpl*.

```
. xtreg invpl qlag4 fcpl , re robust
```

Random-effects GLS regression Number of obs = 4300
 Group variable: cross_id Number of groups = 136

R-sq: within = 0.0558 Obs per group: min = 3
 between = 0.0149 avg = 31.6
 overall = 0.0535 max = 59

Random effects u_i ~ Gaussian Wald chi2(2) = 42.81
 corr(u_i, X) = 0 (assumed) Prob > chi2 = 0.0000

(Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
invpl						
qlag4	-.0101761	.0020034	-5.08	0.000	-.0141026	-.0062495
fcpl	.6662543	.3600808	1.85	0.064	-.0394911	1.372
_cons	.5444697	.0665978	8.18	0.000	.4139403	.6749991
sigma_u	.29634188					
sigma_e	5.0749388					
rho	.00339818	(fraction of variance due to u_i)				

Figura 118: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com *qlag4* e *fcpl*
 Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão exclusivamente com variáveis *qlag4* e *fcpl*.

```
. xttest0
```

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[*cross_id,t*] = Xb + u[*cross_id*] + e[*cross_id,t*]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
invpl	28.16441	5.307015
e	25.755	5.074939
u	.0878185	.2963419

Test: Var(u) = 0

 chi2(1) = 166.62
 Prob > chi2 = 0.0000

Figura 119: Teste *Breusch-Pagan* para modelo exclusivamente com as variáveis *qlag4* e *fcpl*
 Fonte: Stata® versão 10.0.

Modelo de regressão com dados em painel utilizando o estimador robusto de White com efeitos aleatórios e exclusivamente com as variáveis *qlag8* e *fcpl*.

```
. xtreg invpl qlag8 fcpl , re robust

Random-effects GLS regression           Number of obs   =   3854
Group variable: cross_id                Number of groups =   134

R-sq:  within = 0.0506                  Obs per group:  min =    3
        between = 0.0133                       avg =   28.8
        overall  = 0.0483                       max =   55

Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(2)    =   58.93
corr(u_i, X)      = 0 (assumed)          Prob > chi2     =   0.0000

                        (Std. Err. adjusted for clustering on cross_id)
-----+-----
```

invpl	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
qlag8	-.0118877	.0020008	-5.94	0.000	-.0158093	-.0079662
fcpl	.6122627	.3207706	1.91	0.056	-.0164361	1.240962
_cons	.5564841	.0683629	8.14	0.000	.4224953	.6904729
sigma_u	0					
sigma_e	5.3474585					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
-----+-----
```

Figura 120: Modelo de Regressão Robusta com Efeito Aleatório e exclusivamente com *qlag8* e *fcpl*

Fonte: Stata® versão 10.0.

Teste *Breusch-Pagan* do Modelo de regressão exclusivamente com variáveis *qlag8* e *fcpl*.

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

invpl[cross_id,t] = Xb + u[cross_id] + e[cross_id,t]

Estimated results:
-----+-----
```

	Var	sd = sqrt(Var)
invpl	31.14073	5.580388
e	28.59531	5.347459
u	0	0

```
Test:  Var(u) = 0
                chi2(1) = 150.43
                Prob > chi2 = 0.0000
```

Figura 121: Teste *Breusch-Pagan* para modelo exclusivamente com as variáveis *qlag8* e *fcpl*

Fonte: Stata® versão 10.0.