

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail [bjbfea@usp.br](mailto:bjbfea@usp.br) para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

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

**DECISÕES DE INVESTIMENTO DAS EMPRESAS NO BRASIL: ANÁLISES CLÁSSICA  
E BAYESIANA COM DADOS EM PAINEL**

**Aquiles Elie Guimarães Kalatzis**

**Orientador: Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni**

**SÃO PAULO**

**2004**

**AQUILES ELIE GUIMARÃES KALATZIS**

**DECISÕES DE INVESTIMENTO DAS EMPRESAS NO BRASIL: ANÁLISES CLÁSSICA E  
BAYESIANA COM DADOS EM PAINEL**

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

**Orientador: Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni**

**SÃO PAULO**

**2004**

## FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP

Kalatzis, Aquiles Elie Guimarães

Decisões de investimento das empresas no Brasil : análises clássica e bayesiana com dados em painel / Aquiles Elie Guimarães Kalatzis.

– São Paulo, 2004.

157 f.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2004

Bibliografia.

1. Empresas - Brasil 2. Investimentos 3. Análise Bayesiana I.  
I. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP.  
II. Título.

CDD – 338.70981

## DEDICATÓRIA

*A Deus, aos meus pais, à minha  
esposa e aos meus irmãos*

## AGRADECIMENTOS

A elaboração deste trabalho dispôs da colaboração de várias pessoas e da USP que deram suporte ao seu desenvolvimento, cujo reconhecimento dedico meu apreço.

Agradeço a Deus acima de tudo por ter me proporcionado todas as condições necessárias para a consecução desta tese.

Agradeço a minha esposa Adriana pelo constante e incondicional apoio na elaboração desta tese, sempre disposta a contribuir no que fosse necessário.

Sou grato a importante contribuição do professor Carlos Roberto Azzoni, cuja orientação e constante atenção com discussões esclarecedoras e sempre construtivas foram de grande valia para o resultado final desta tese.

Manifesto os meus agradecimentos ao prof. Jorge Achcar, cuja co-orientação e apoio representou uma significativa contribuição na elaboração deste trabalho.

Sou grato a prof. Vera Fava pelas questões e observações sempre construtivas apresentadas na qualificação e pela atenção e sugestões pós-qualificação.

Expresso minha gratidão e reconhecimento do importante papel da Universidade de São Paulo no desenvolvimento deste trabalho, em especial ao Departamento de Engenharia de Produção da Escola de Engenharia de São Carlos.

Agradeço aos professores do Departamento de Engenharia de Produção Fábio Guerrini, Renato Belhot, João Vitor Moccellini e Edmundo Escrivão sempre dispostos a colaborar no que fosse preciso para facilitar o andamento deste trabalho. Reconheço e agradeço ao Prof. Fernando Almada pela colaboração em conciliar os horários das disciplinas deste departamento com as necessidades do doutorado.

Sou grato ao Luiz Fernando e a Ruth Milaneto pela continua contribuição e boa vontade em colaborar no que fosse preciso para o desenvolvimento desta tese.

Por fim, não poderia esquecer os meus agradecimentos aos meus pais e irmãos pelo constante incentivo e apoio durante o período de realização da tese.

## ΕΠΙΓΡΑΦΕ

*Στα ίδια ποτάμια και μπαίνουμε και δεν μπαίνουμε, και είμαστε και δεν είμαστε. Δεν μπορούμε να μπούμε δυο φορές στο ίδιο ποτάμι, ούτε ν' αγγίζουμε δυο φορές μια ουσία θνητή, γιατί σκορπίζατε και πάλι μαζεύεται την οξύτητα και την ταχύτητα της μεταβολής, (και μάλιστα όχι πάλι, ούτε αργότερα, αλλά ταυτόχρονα εμφανίζεται και χάνεται) και πλησιάζει κι απομακρύνεται.*

*Είναι δύσκολο κανείς να πολεμά την καρδιά του, γιατί αυτό που θέλει, το αγοράζει με ψυχή.*

(ΗΡΑΚΛΕΙΤΟΣ)

*No mesmo rio entramos e não entramos, e somos e não somos. Não podemos entrar duas vezes no mesmo rio, nem tocar duas vezes a essência da mortalidade, porque se espalha e novamente amalha-se a inexorabilidade da rapidez nas transformações (sobretudo, não novamente, nem depois, mas ao mesmo tempo manifesta-se e perde-se) e aproxima-se e distancia-se.*

*É difícil alguém lutar com seu coração, porque aquilo que se deseja compra-se com a alma.*

(HERÁCLITO)

## RESUMO

O presente estudo tem por objetivo identificar e analisar o comportamento das decisões de investimento de 497 das firmas brasileiras no período de 1986 a 1997. Procura-se investigar a presença de restrições financeiras sobre as decisões dentro de um contexto teórico e aplicado, através de abordagens econométricas clássica e bayesiana. A utilização de um conjunto de dados na forma de painel, isto é, com informações por firma e variando no tempo, permite considerar a heterogeneidade entre as firmas e superar as limitações inerentes ao modelo da firma representativa. A introdução de componentes específicos de cada firma em cada momento do tempo, de variáveis de liquidez, e a classificação das firmas em alta e baixa intensidade de capital, permitem avaliar as decisões de investimento diante da presença de assimetria de informações. A estimação dos parâmetros de interesse é realizada através de três modelos econométricos, considerando a classificação das firmas por intensidade de capital e incorporando informações de índices financeiros das empresas. Os resultados indicam uma clara evidência da presença de restrições financeiras, principalmente para as firmas mais intensivas em capital. Enquanto na estimação do primeiro modelo de efeito fixo utilizam-se as abordagens clássica e bayesiana, nos outros dois, com a interação dos efeitos específico da firma e temporal e com os parâmetros variando no tempo, opta-se pela abordagem bayesiana. Através do critério das preditivas ordenadas na seleção dos três modelos estimados, constata-se que o modelo preferível é aquele em que os parâmetros variam no tempo. A estimação dos parâmetros intertemporalmente com as firmas agrupadas por intensidade de capital permite considerar os efeitos da conjuntura macroeconômica sobre as decisões de investimento. A maior significância dos parâmetros ocorreu em períodos recessivos e de retomada de crescimento, indicando uma clara relação entre condições macroeconômicas e grau de restrição financeira das empresas. É possível verificar também que as firmas mais intensivas em capital apresentam maiores restrições de liquidez na presença de condições monetárias restritivas e de crises financeiras, devido a seus menores índices de lucratividade, elevados custos fixos e maior grau de diversificação em suas estruturas de propriedade, agravando assim os custos de agência.

## ABSTRACT

This study analyses the investment decisions of 497 Brazilian firms in the period 1986-97. The role of financial constraints are considered both theoretically and empirically, through the use of classical and Bayesian econometric models. We use panel data, with firm-specific information for different years, allowing for the abandonment of the representative firm model. Information on capital intensity at the firm level allows for the separation of firms according to this variable, and makes it possible to consider information asymmetries. We estimate three different models, and the results suggest the presence of financial restrictions, especially for capital-intensive firms. A fixed-effect model was estimated both with classical and Bayesian econometric tools; a Bayesian model was estimated introducing firm-specific and temporal effects. The recursive predictive density criterion indicates that the time-varying parameter model is the best. The results indicate that recessive periods and moments in which the economy starts to grow are particularly important for investment decisions. Financial restrictions are more important for capital-intensive firms in periods of macroeconomic crises, probably due to their lower profitability indexes, higher fixed costs and higher degree of property diversification, increasing agency costs.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1.1 - Oferta de Crédito ao Setor Privado no Brasil em relação ao PIB - 1986-2003.	14
Figura 1.2 - Relação Crédito PIB do Brasil comparado com outros países selecionados - 1999.	15
Figura 1.3 - Principais Fontes de Financiamentos de Empresas Não-Financeiras - 1975-80.	16
Figura 3.1 - Movimento do Investimento como razão do Capital (I/K) de 1988-97.	55
Figura 3.2 - Comportamento do Investimento Agregado (Formação Bruta de Capital Fixo) e do investimento das firmas analisadas.	56
Figura 3.3 - Gráfico de dispersão dos resíduos.	58
Figura 3.4 - Resíduos do Modelo de Efeito fixo.	63
Figura 3.5 - Diagrama de dispersão dos coeficientes de liquidez de cada firma e suas médias de intensidade capital.	66
Figura 4.1 - Densidades Preditivas dos Modelos I II e III.	106
Figura 4.2 - Comportamento dos Coeficientes Estimados: Fluxo de Caixa, Venda e Dívidas no período 1988-97.	115

## LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 - Estimaco dos Parmetros pelo Modelo de Regresso Linear Simples-1988-97.	57
Tabela 3.2 - Estimaco dos parmetros para cada ano - 1987-97.	59
Tabela 3.3 - Estimaco dos Parmetros pelo Modelo de Efeito Fixo - 1988-97.	62
Tabela 3.4 - Estimaco dos Parmetros pelo Modelo de Efeito Fixo com Heterocedasticidade corrigida - 1988-97.	64
Tabela 3.5 - Estimaco dos Parmetros pelo Mtodo dos Mnimos Quadrados Generalizados.	64
Tabela 3.6 - Caractersticas das firmas por intensidade de capital - Valores mdios.	67
Tabela 3.7 - Modelo de Efeito fixo por Alta e Baixa Intensidade de Capital.	69
Tabela 3.8 - Caractersticas das firmas por intensidade de capital - Valores mdios.	71
Tabela 3.9 - Sensibilidade dos Parmetros por Alta e Baixa Intensidade de Capital a outros pontos de corte.	72
Tabela 3.10 - Resultados dos Diferentes Modelos de Regresso.	73
Tabela 3.11 – Distribuico das firmas por intensidade de capital e tamanho.	75
Tabela 4.1 - Valores dos ndices de Gelman e Rubin para diagnstico de convergncia do algoritmo.	105
Tabela 4.2 - Parmetros Estimados pelo Mtodo Bayesiano.	107
Tabela 4.3 - Parmetros Estimados pelo Mtodo Bayesiano por Intensidade de Capital.	108
Tabela 4.4 - Parmetros Estimados pelo Mtodo Bayesiano com Interao.	110
Tabela 4.5 - Mdia a Posteriori dos Parmetros ao longo do tempo.	112
Tabela 4.6 - Mdia a Posteriori dos Parmetros por Intensidade de Capital no perodo 1988-97.	116

## SUMÁRIO

RESUMO

ABSTRACT

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

LISTA DE TABELAS

1 - INTRODUÇÃO	12
2 - DECISÕES DE INVESTIMENTO DA FIRMA: A INFLUENCIA DE FATORES FINANCEIROS	20
2.1 - Aspectos Teóricos do Investimento da Firma	20
2.2 - Fatores Financeiros nas Decisões de Investimentos	28
2.3.1 - Modelo de Acelerador Simples	42
2.3.2 - Modelo de Acelerador Flexível	42
2.3.3 - Modelo Neoclássico	44
2.3.4 - Modelo de Equação de Euler	47
2.3.5 - Modelo na Forma Reduzida	49
3 - RESTRIÇÕES FINANCEIRAS E DECISÕES DE INVESTIMENTO DA FIRMA: EVIDENCIAS DE DADOS EM PAINEL PARA O BRASIL	51
3.1 - Introdução	51
3.2 - Decisões de Investimento da Firma: Um Modelo Dinâmico	51
3.3 - Apresentação da Amostra e Análise Exploratória dos Dados	54
3.4 - Diagnóstico e Análise de Regressão	57
3.5. Análise de Dados em Painel	60
3.6 - Heterogeneidade das Firms	65
3.7 - Análise Econômica dos Resultados	66
3.8 - Considerações Finais	76

4 - VARIAÇÃO TEMPORAL NAS DECISÕES DE INVESTIMENTO: UMA ABORDAGEM BAYESIANA	78
4.1 - Introdução	78
4.2 - Modelos de Regressão: Uma abordagem Bayesiana	79
4.3 - Condicionais a Posteriori para cada Modelo.	86
4.3.1 - Modelo I	86
4.3.2- Modelo II	92
4.3.3 - Modelo III	98
4.4 - Critério de Seleção de Modelos	103
4.4.1 Densidade Preditiva Ordenada	103
4.5 - Discriminação e Análise dos Modelos	105
4.6 - Análise Econômica dos Resultados	106
5 - CONCLUSÃO	118
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	124
APÊNDICE A	131
APÊNDICE B	132
APÊNDICE C	133
APÊNDICE D - DENSIDADE, AUTOCORRELAÇÃO E CONVERGENCIA DO MODELO I BAYESIANO	134
APÊNDICE E - DENSIDADES, AUTOCORRELAÇÃO E CONVERGENCIA DO MODELO 1 BAYESIANO COM INTERAÇÃO POR INTENSIDADE DE CAPITAL	137
APÊNDICE F - DENSIDADES, AUTOCORRELAÇÃO E CONVERGENCIA DO MODELO III BAYESIANO	140

## 1 - INTRODUÇÃO

As decisões de investimento da firma têm sido um tema de grande importância na literatura econômica, principalmente quando se considera sua relação com o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico. A compreensão dos fatores que influenciam e restringem essas decisões torna-se de grande relevância, principalmente para as economias em desenvolvimento como o Brasil. A teoria evidencia que o desenvolvimento de instrumentos financeiros, mercados e instituições proporcionam uma redução nos custos de transação e informação, que por sua vez influenciam nas taxas de poupança e decisões de investimentos. King e Levine (1993) definem o desenvolvimento financeiro de um país através do grau de serviços proporcionado pelo sistema financeiro, utilizando quatro indicadores: dívida líquida em proporção do PIB, relação dos depósitos bancários em relação à distribuição de crédito doméstico pelo banco central, crédito direcionado às firmas não financeiras como proporção do total de crédito ofertado e como proporção do PIB. Essa relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, possibilitando um leque maior de oportunidades de investimento, tem sido um tema de grande interesse e discussão na história recente da teoria econômica. Vários autores têm pesquisado o tema, como King e Levine (1993), Levine (1997), Stiglitz (1990), Hafer e Jansen (1991), Rajan e Zingales (1998), Levine, Loayaza e Beck (2000) entre outros. A relevância do tema, especialmente para as economias emergentes, deve-se à sua estreita relação com fatores macroeconômicos, políticas públicas, economia industrial, *corporate finance*, possibilitando entender os motivos das grandes restrições de financiamento observadas nos mercados de crédito e de capitais. King e Levine (1993), explorando a relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, encontraram que o desenvolvimento financeiro está positivamente associado com a taxa de acumulação capital e com avanços na eficiência econômica.

No Brasil, a temática do investimento sempre foi discutida em conjunto com a política de crescimento liderada pelo Estado, uma vez que tais inversões estiveram sob a dependência das decisões e formulações de planos econômicos, de industrialização e desenvolvimento. O processo de substituição de importações caracterizou-se exatamente pela formulação de política de investimento voltada à construção do parque industrial brasileiro. Nesse sentido, a lógica de financiamento que predominou até o final da década de 80 conjugou a poupança externa e a estatal de modo a financiar a expansão das atividades

produtivas. Na segunda metade da década de 80 o padrão de financiamento começa a sofrer alterações, com o crescimento da participação do setor privado no financiamento total dos investimentos. Na década de 90, as limitações encontradas pelas firmas para se financiarem a longo prazo e a elevada taxa de juros tornaram-se graves obstáculos frente à mudança do marco regulatório da economia, provocado pelo processo de abertura comercial. Os choques decorrentes da volatilidade do financiamento do balanço de pagamentos foram transferidos para o interior da economia, principalmente através da taxa de juros e das flutuações cambiais, agravando as restrições creditícias.

As transformações no mercado bancário, com a abertura do setor à concorrência estrangeira e as incipientes mudanças na regulamentação dos mercados de capitais, contemplando, por exemplo, os direitos de acionistas minoritários, não alteraram estruturalmente o perfil de financiamento do investimento privado no Brasil. O sistema financeiro não está organizado para oferecer créditos de longo prazo, sendo este apenas possível pelo sistema do BNDES. Em termos macroeconômicos, o financiamento por meio do mercado de capitais é ainda insignificante, o que dificulta ainda mais ao acesso a financiamentos externos, já que as firmas ficam mais dependentes dos limitados recursos internos. Moreira e Puga (2001) mostram que a principal fonte de financiamento das empresas brasileiras constitui-se de recursos internos, o que implicaria em uma significativa restrição ao investimento e, conseqüentemente, ao crescimento econômico.

Dentre as possibilidades de obtenção de recursos externos, embora ainda altamente reduzidas, a oferta de crédito é ainda a mais utilizada pelas empresas no Brasil. Diversos estudos recentes vêm mostrando a importância dos mercados financeiros no desenvolvimento econômico, como Hafer e Jansen (1991), King e Levine (1993), Levine (1997), Levine, Loayza e Beck (2000), Carlin e Mayer (2003). Nesses estudos, os diversos autores apontam alguns indicadores de desenvolvimento dos mercados financeiros, entre os quais pode-se destacar o total de crédito ofertado em razão do PIB. A idéia é que a oferta de crédito funciona como um intermediário financeiro que viabiliza os investimentos empresariais e, portanto, o crescimento econômico. A relevância dos empréstimos e financiamentos torna-se ainda maior quando se verifica que grande parte dos investimentos empresariais é financiada com recursos de terceiros, tanto em países desenvolvidos como em desenvolvimento, principalmente via obtenção de crédito. Enquanto a oferta de crédito no Brasil representa cerca de 27% do PIB, a obtenção de recursos via emissão de títulos não passa de 3% do PIB (Moreira e Puga, 2001).

Essa relação de investimentos via crédito possui uma razão elevada em países desenvolvidos, o que não ocorre em países em desenvolvimento, como o Brasil, em que a razão crédito/PIB é baixa. Neste, grande parte dos investimentos empresariais são feitos via recursos próprios, devido à baixa oferta de crédito, principalmente para as empresas de menor porte, como mostra a figura 1.1, em que aparece o comportamento da oferta de crédito como razão do PIB no Brasil, de 1986 a 2003. Nota-se que o comportamento da oferta de crédito no período em questão é altamente modesto. Segundo Pinheiro e Cabral (1998), entre os principais motivos dessa baixa disponibilidade de crédito são apontados a elevada taxa de juros real, a elevada diferença entre a taxa de captação e a taxa de empréstimo bancário (spread) e a elevada taxa de inadimplência, além do fraco desempenho do sistema judicial brasileiro<sup>1</sup>.

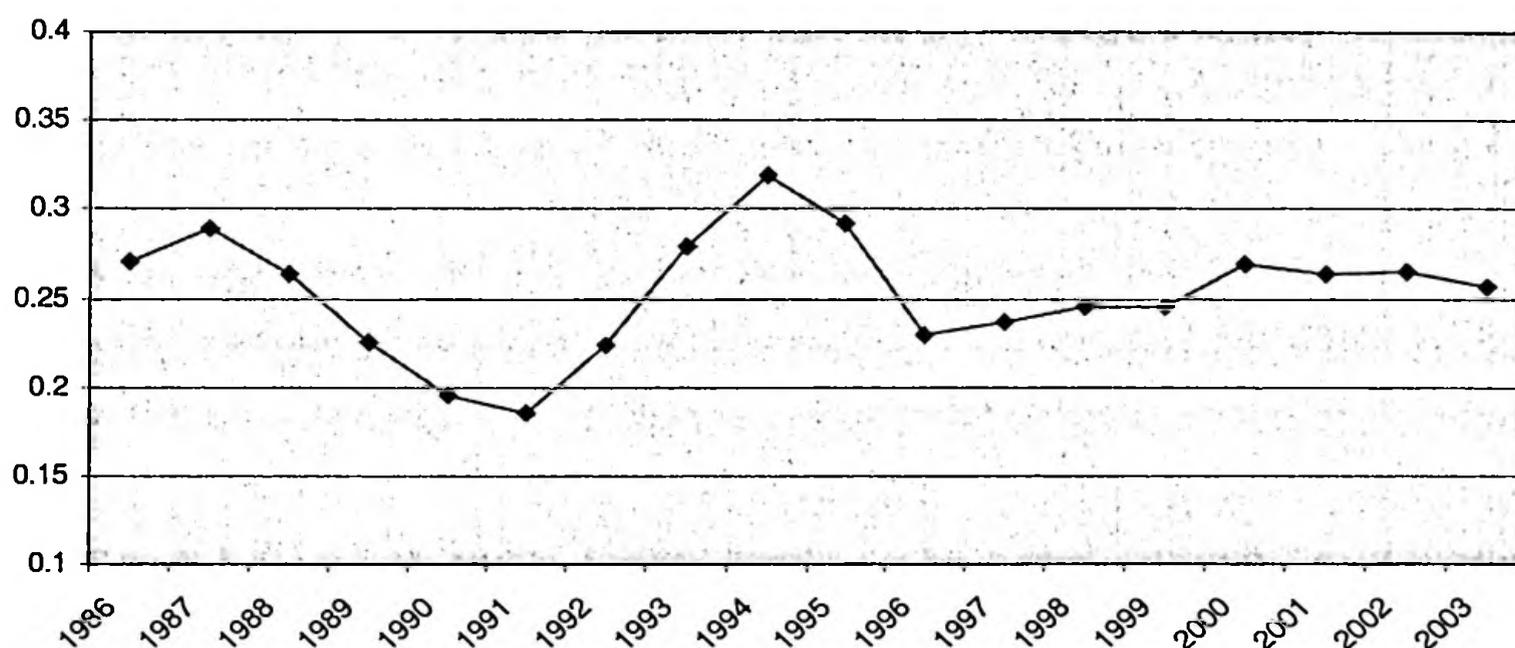


Figura 1.1 - Oferta de Crédito ao Setor Privado no Brasil em relação ao PIB - 1986-2003<sup>2</sup>.  
Fonte: Banco Central do Brasil.

O fraco desempenho da oferta de crédito no Brasil também pode ser confirmado quando se utiliza um dos principais indicadores do desenvolvimento do mercado financeiro, qual seja, o total do crédito ao setor privado em relação ao PIB, que no Brasil apresenta-se entre as mais baixas do mundo. Nota-se pela figura 1.2 que o Brasil, dentre os países selecionados, apresenta a mais baixa razão crédito PIB (28,3%). Observa-se ainda que a maioria dos países destacados possui o total de crédito ofertado como proporção do PIB na faixa dos 80%. Países como Suécia, Japão, Dinamarca, Alemanha e Reunido Unido, entre

<sup>1</sup> Para maiores detalhes sobre o impacto do funcionamento do sistema judicial brasileiro sobre o mercado de crédito ver Pinheiro e Cabral (1998).

<sup>2</sup> A oferta de crédito aqui representa o total de empréstimos do sistema financeiro definido pelo Banco Central.

outros, apresentam um volume de crédito como proporção do PIB acima de 100%. Essa baixa participação do crédito no PIB, considerada uma das menores no mundo, implica uma baixa disponibilidade de crédito para as empresas e, conseqüentemente, limitadas possibilidades de investimentos, principalmente quando se considera que grande parte das empresas brasileiras depende de recursos próprios para a realização de investimentos, o que significa uma forte restrição ao crescimento.

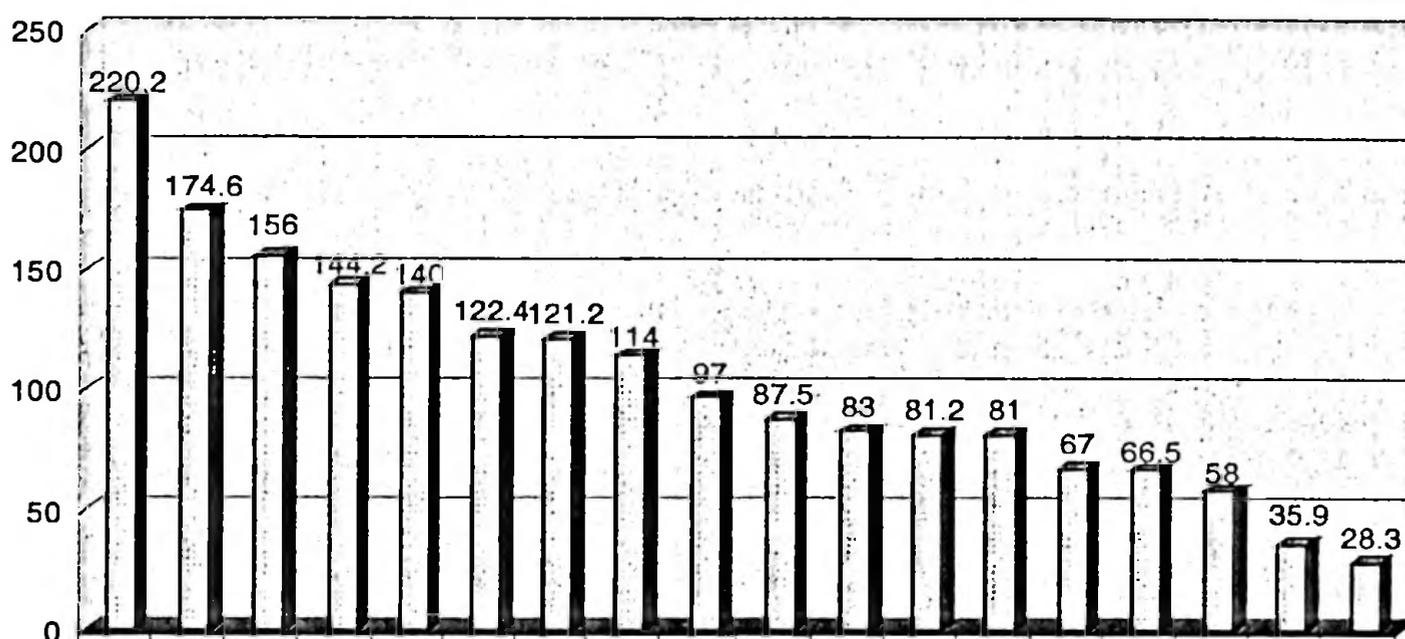


Figura 1.2 - Relação Crédito PIB do Brasil comparado com outros países selecionados - 1999.  
Fonte: Banco Central Europeu e Banco Central do Brasil, in Relatório Fiesp 2000.

Embora o autofinanciamento ainda constitua a principal fonte de recursos para as empresas no Brasil, não se pode desprezar a importância da captação de recursos que as empresas vêm conseguindo através do lançamento de títulos e bônus nos mercados financeiros internacionais, especialmente após 1995. Muito menos ignorar que a liberalização bancária fez crescer o número de bancos estrangeiros e as concessões de crédito às empresas através de *commercial papers* e *debêntures*. Também o *credit scoring* e princípios de governança corporativa se tornaram convenções no mercado brasileiro. Entretanto, o volume de autofinanciamento continua a ser o principal obstáculo ao crescimento das firmas no Brasil. Essa forte dependência de recursos internos e a significativa dificuldade na obtenção de recursos externos implicam em fortes restrições de investimentos em novos projetos, expansão da capacidade, desenvolvimento tecnológico etc

No âmbito internacional, as evidências da importância do autofinanciamento têm sido mostradas pela literatura do investimento. Os mais diferentes estudos históricos mostram os diferentes graus e tipos de restrições impostas pelos mercados de capitais e de crédito à expansão do investimento em diversos países. Mayer (1990), em estudo realizado para diversos países, mostrou que a principal fonte de financiamento das empresas são os recursos próprios. Na figura 1.3 são apresentadas as principais fontes de financiamento para os países analisados pelo autor. Nota-se que existem razoáveis diferenças na utilização de recursos próprios entre os países analisados. Reino Unido, Estados Unidos e Canadá são os países que mais utilizam capital próprio. Por outro lado, Japão, França, Finlândia e Itália são países que mais utilizam empréstimos bancários como fonte de financiamentos, embora o capital próprio ainda seja a principal fonte de financiamento.

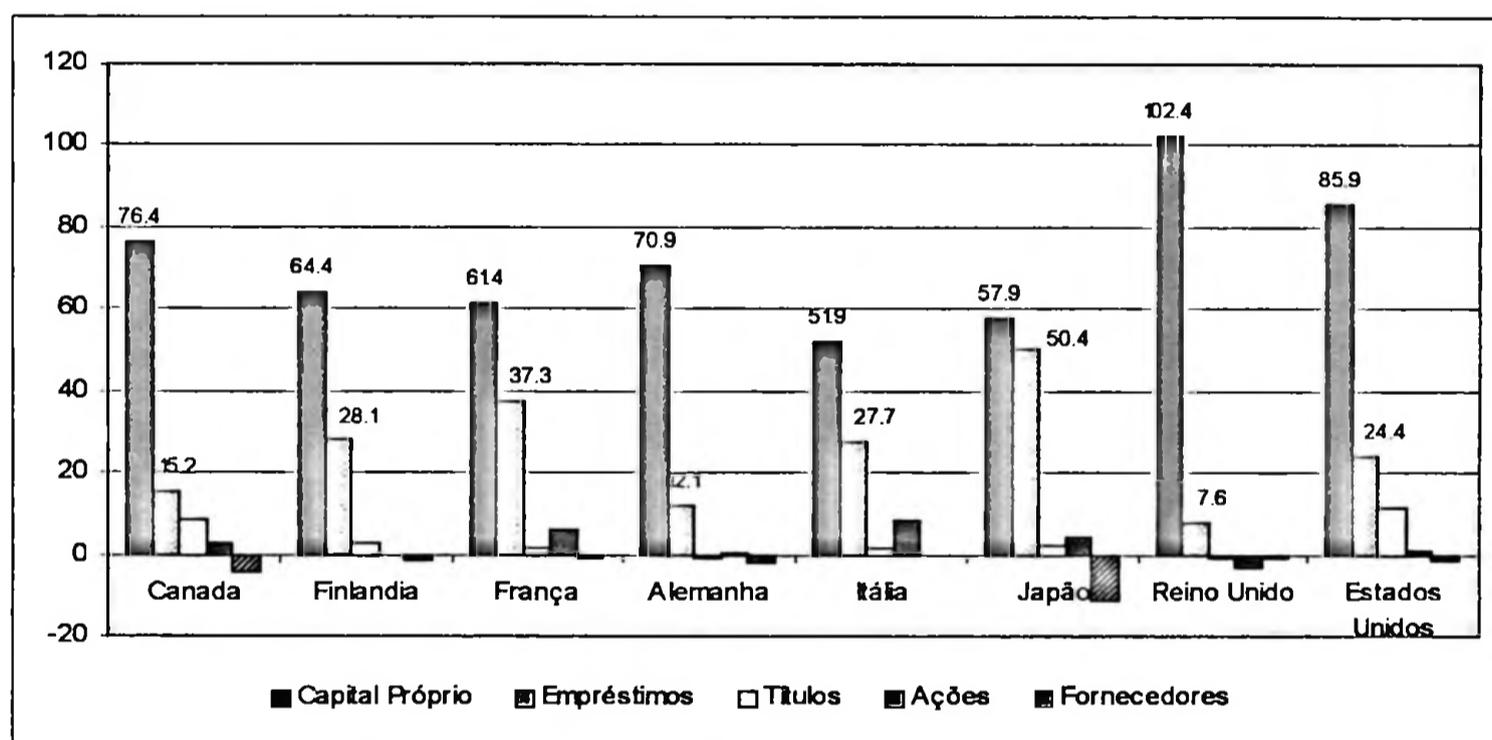


Figura 1.3 - Principais Fontes de Financiamentos de Empresas Não-Financeiras - 1975-80.  
Fonte: Mayer (1990 p. 310).

A figura 1.3 mostra também que a emissão de títulos e ações apresentam pequena importância como fonte de financiamento do crescimento das empresas. Neste sentido, a teoria da hierarquia financeira ocupa um espaço predominante na análise de Mayer (1990). De acordo com esta teoria, as firmas preferem capital próprio a capital de terceiros no financiamento de investimentos, utilizando recursos de terceiros num segundo momento, caso necessário, dando preferência ao endividamento e, só por último, emissões de títulos e ações. Ressalta-se que as firmas procuram tomar suas decisões cada vez mais orientadas pela ótica do valor, estabelecendo uma relação crucial entre a decisão de investir e financiar. A

capacidade financeira de diferentes firmas obterem financiamentos a diferentes custos resulta em diferentes taxas de crescimento entre firmas. Portanto, faz-se necessário que na análise do comportamento do investimento seja considerada a heterogeneidade entre as firmas. Neste sentido, a classificação das empresas segundo a intensidade de capital representa uma conveniente forma para controlar e separar os efeitos das restrições financeiras de outros efeitos, já que a variabilidade da taxa do investimento está mais relacionada com o grau de intensidade de capital do que, por exemplo, com o tamanho da firma.

A discussão sobre as decisões de investimento tornou-se mais intensa a partir dos anos 80, com os trabalhos de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988). Nos recentes estudos, tem-se enfatizado e verificado o papel dos fatores financeiros como importantes variáveis na explicação dos gastos com investimentos. Neste sentido, a estrutura de capital da firma exerce papel fundamental na determinação do investimento empresarial, com as empresas combinando recursos internos e externos para financiar seu investimento. A extensa literatura comprovando a importância dos fatores financeiros aponta para graus e importância distintas na utilização desses fatores. A teoria da hierarquia financeira defende que os ganhos retidos seriam preferíveis aos recursos externos como fonte de financiamento dos investimentos, com as firmas dando preferência em um primeiro momento a recursos internos, seguidos de financiamentos de baixo custo e, só por último, utilizariam ações para financiar novos investimentos. Nessa abordagem, a estrutura de capital exerce fundamental importância na determinação de investimento empresarial que, por sua vez, definirá o seu valor futuro da firma. A presença de imperfeições nos mercados de crédito e capital, como consequência de assimetrias de informação, custos de transação, custos de agência, entre outros, faz com que as fontes internas de financiamento sejam mais atrativas do que as fontes externas.

Já, a teoria da estrutura de capital defende que haveria uma estrutura ótima de capital que as firmas deveriam seguir na presença de benefícios tributários, risco de inadimplência e problemas de agência. Smith (1990) constatou que empresas mais alavancadas apresentaram melhorias na eficiência operacional. Jensen (1986) relata que empresas com elevado fluxo de caixa livre e com pouca dívida são menos eficientes do que empresas mais endividadas. O endividamento das empresas apresentar-se-ia como um fator positivo, já que faria as firmas atuarem de forma mais disciplinada em sua administração, devido ao compromisso assumido em efetuar pagamentos dos juros e do principal. Portanto, na análise do comportamento do investimento privado serão considerados os fatores financeiros apontados acima.

A relação entre financiamento investimento e valor econômico como decisões interdependentes na estratégia empresarial formam as fronteiras da pesquisa atual. Com efeito, incorpora-se aos desenvolvimentos mais recentes que discutem a consistência das estimações baseadas nos fundos internos como meio adequado para testar a assimetria de informações. Dentro deste contexto, a utilização de grandes amostras com longos períodos de tempo, analisadas com metodologia apropriada, é de fundamental importância para se obter conclusões mais contundentes e robustas sobre os determinantes das decisões de investimentos.

O presente trabalho tem por objetivo analisar o investimento das firmas brasileiras através da utilização de técnicas econométricas com dados microeconômicos, envolvendo abordagens econométricas clássica e bayesiana (*empirical Bayes*). A análise dos gastos em investimentos das firmas é realizada sobre uma amostra de 497 firmas brasileiras no período 1986-1997, no qual foram implementados seis planos econômicos. O emprego de dados microeconômicos possibilita que seja considerada a heterogeneidade das firmas, eliminando assim os problemas de análises com dados agregados, em que se considera que todas as firmas apresentam o mesmo comportamento. A consideração de decisões distintas entre as firmas, juntamente com a classificação da amostra de forma a torná-la o mais homogênea possível, contribui na identificação dos parâmetros de interesse.

Este trabalho está estruturado da seguinte forma: no capítulo inicial faz-se uma breve introdução ao problema que as empresas enfrentam nas decisões de investimento, apontando suas principais fontes de financiamentos. No capítulo seguinte, desenvolve-se uma breve discussão sobre as decisões de investimento em suas formulações iniciais, aborda-se a questão do papel das variáveis financeiras e trata-se da questão da caracterização empírica do investimento, apresentando os principais modelos econométricos utilizados na literatura.

No capítulo 3 analisam-se empiricamente os principais determinantes do investimento da firma, considerando uma amostra de 497 empresas brasileiras para um período de 10 anos. O modelo estimado é uma versão do modelo Acelerador, considerando o comportamento heterogêneo não observado das firmas e um componente temporal não observado que afetam todas as firmas. Com o objetivo de reduzir o problema de heterocedasticidade, as firmas são agrupadas por intensidade capital, atribuindo diferentes pontos de corte para testar a robustez da estimação.

No capítulo 4 parte-se para uma abordagem bayesiana, estimando-se três modelos, sendo o primeiro equivalente ao modelo clássico estimado no capítulo anterior. No segundo modelo é introduzida uma variável de interação entre o efeito tempo e específico da

firma, tendo como objetivo identificar se as decisões de investimento variam no tempo e são diferentes para cada firma em um mesmo momento. O terceiro modelo permite que os parâmetros variem no tempo, possibilitando uma melhor análise e compreensão da influência das condições macroeconômicas sobre as decisões de investimento empresariais. A escolha do modelo que melhor representa os dados é feita através do critério das preditivas ordenadas, aperfeiçoamento que não é viável na abordagem clássica.

Por fim, no capítulo 5 apontam-se os principais resultados econômicos obtidos ao longo do trabalho sobre a presença de restrições financeiras sobre as decisões de investimento das firmas, considerando a presença de imperfeições nos mercados de crédito e capital, como consequência de assimetrias de informação, custos de transação e custos de agência, entre outros fatores que tornam as firmas restritas financeiramente, principalmente as firmas mais intensivas em capital.

## **2 - DECISÕES DE INVESTIMENTO DA FIRMA: A INFLUÊNCIA DE FATORES FINANCEIROS**

If only we knew more about the determinants of investment! But, unfortunately, our knowledge in this direction is still very meager. One might well ask, What is wrong with the theory of investment? Or, perhaps, What is wrong with the subject matter itself! For one thing, this variable, -- the pivot of modern macroeconomics -- has apparently lived a somewhat nomadic life among the various chapters of economic theory. Perhaps it has not stayed long enough in any one place. Perhaps it has been will-treated. (Haavelmo, 1961, p.3).

A expressão acima indica a preocupação da profissão com respeito aos investimentos da firma, variável fundamental na macroeconomia. Em vista disso, vários autores debruçaram-se sobre o tema, literatura cujos trabalhos fundamentais são apontados neste capítulo, que está estruturado em três seções. A primeira aborda as principais questões surgidas após o seminal e controvertido trabalho de Modigliani e Miller (1958). Na seção seguinte procura-se discutir o papel das variáveis financeiras como determinantes das decisões de investimento da firma, já que a incorporação das mesmas buscou suprir deficiências de modelos anteriores. A terceira seção aborda a questão da caracterização empírica das decisões de investimento, apresentando os principais modelos econométricos que são utilizados na literatura.

### **2.1 - Aspectos Teóricos do Investimento da Firma**

Embora a discussão sobre as decisões de investimento empresarial tenha se manifestado mais intensamente no final da década de 80, tendo como impulsionador o importante trabalho de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), o tema é mais antigo e outros autores importantes fizeram importantes aportes ao entendimento do problema. O objetivo aqui não é apresentar uma revisão extensiva da vasta literatura da área, mas sim comentar os principais pontos dos trabalhos mais relevantes para este estudo.

Já em 1957 Meyer e Kuh apontaram que a importância das variáveis financeiras para o investimento da firma estava estreitamente relacionada à preferência por recursos internos no financiamento de novos investimentos (Meyer e Kuh, 1957). No ano seguinte, Modigliani e Miller (1958) publicam um estudo defendendo que as firmas seriam indiferentes entre utilizar recursos internos ou externos para financiar seus investimentos, ou seja, que a estrutura de capital da firma seria considerada irrelevante nas decisões de investimentos. Os resultados são obtidos considerando um mercado competitivo em um ambiente com informação perfeita. Neste sentido, as decisões de investimento seriam dependentes apenas dos preços relativos dos fatores de produção, da demanda, da produtividade e do progresso tecnológico. Portanto, nesse contexto, lucros retidos e financiamentos externos são considerados substitutos perfeitos.

Mais adiante, na tentativa de examinar o efeito dos impostos, Modigliani e Miller (1963) incorporam o papel dos tributos sobre estrutura de capital. Neste estudo, os autores aceitam a possibilidade de que a irrelevância da estrutura capital presente no contexto anterior possa não valer para todas as circunstâncias, porém, podendo valer mesmo na presença de impostos. A introdução pioneira por esses autores do imposto de renda sobre a dívida das empresas estimulou uma série de artigos procurando definir a estrutura ótima de capital. Esta estrutura ótima seria dada pela relação entre a utilização de capital próprio e de terceiros que minimizaria o custo de financiamento da firma.

Na abordagem Neoclássica de determinação do investimento de Jorgenson e Hall (1967) e Jorgenson (1963 e 1967), a taxa de juros sobre os títulos de longo prazo é utilizada como a taxa de desconto da receita líquida de períodos futuros e dos empréstimos externos da firma. Como essa taxa é determinada em mercados de títulos centralizados, ela é independente da estrutura financeira da firma. Na teoria neoclássica, a firma busca uma acumulação ótima de capital em que o problema da firma é maximizar o valor presente de sua receita futura, tendo como restrição os preços dos bens de produção e a tecnologia. Nesta concepção, a produção é determinada apenas pela dotação dos fatores de produção e não por deslocamentos na demanda.

Na tentativa de introduzir uma associação entre gastos com investimentos e alterações no produto, propõe-se um novo modelo, denominado de Acelerador. Esse modelo, formulado inicialmente por Clark (1917) e ampliado por diversos autores, como Koyck (1954), Meyer e Kuh (1957), Eisner (1960; 1963; 1969), Eisner e Nardiri (1970), Meyer e Glauber (1964), entre outros, enuncia que o estoque de ativo fixo real da firma é proporcional a modificações positivas na taxa de variação do produto. Dois aspectos foram especialmente

criticados nesse modelo: a proporção constante entre o capital desejado e o nível de produção e o pressuposto de igualdade entre o estoque de capital efetivo e o desejado, este último indicando um ajustamento de capital instantâneo.

Para Jorgenson (1971), utilizando o modelo de acelerador flexível, a principal variável determinante dos gastos em investimentos é o produto real. A diferença entre o modelo acelerador inicial e o flexível é que neste último o ajustamento do estoque de capital não é instantâneo, introduzindo-se valores defasados do estoque de capital. Com esse modelo, Jorgenson (1971) corrobora a conclusão de Modigliani e Miller (1958), de que fundos internos não são importantes para explicar o estoque de capital desejado em modelos que incluem o produto real como variável explicativa.

No modelo de acelerador inicial, o investimento desejado em estoques é proporcional à taxa de mudança esperada no nível de vendas ou no nível de produção. O nível de investimento líquido é definido como:

$$I_t = K_t - K_{t-1} = \lambda(K_t^* - K_{t-1}), \quad (2.1)$$

onde  $K^*$  é definido como o estoque de capital desejado e  $\lambda$  é uma proporção constante entre o nível de capital desejado e o nível de produção. O modelo de acelerador procura explicar mudanças no investimento líquido, e não bruto. Neste sentido, a mudança no estoque de capital da firma também pode ser definida como:

$$I_t = K_t - K_{t-1} = A_t - \delta K_{t-1}, \quad (2.2)$$

onde  $A_t$  é definido como o investimento bruto e  $\delta$  como a taxa de depreciação. Neste modelo, presume-se que a variação no estoque de capital desejado é sempre satisfeita para manter a igualdade entre o nível de estoque de capital desejado e efetivo. Porém, é mais provável que o estoque de capital desejado não seja igual ao efetivo, ajustando-se gradativamente. Esta defasagem ocorre normalmente devido ao custo de ajustamento do estoque de capital. A incorporação desse processo de ajuste gradual do nível de estoque capital efetivo ao estoque de capital desejado é a idéia central do modelo do ajustamento de custos.

A justificativa de que as empresas não ajustam seu estoque de capital instantaneamente deve-se à presença de custos de ajustamento, ou seja, a empresa incorrerá em custos maiores se os ajustes forem imediatos. Eisner e Strotz (1963) formalizaram essa

idéia de custo de ajustamento parcial. Estes autores consideraram duas fontes da presença de ajustamento de custo: uma interna à firma, que estaria relacionada a questões associadas a instalações de novos equipamentos, e a outra, relacionada às praticas de mercado dos fatores de produção. Razões como a incerteza quanto ao futuro e inércia por parte das firmas também são apontadas para a presença de um mecanismo de ajustamento parcial. Neste caso, o mecanismo pode ser expresso da seguinte forma:

$$I_t = K_t - K_{t-1} = \gamma (K_t^* - K_{t-1}), \quad (2.3)$$

onde  $\gamma$  é o parâmetro de ajuste parcial, e  $0 < \gamma \leq 1$ . Quanto mais próximo da unidade, mais rápido ocorreria o mecanismo de ajuste. No caso de  $\gamma = 1$ , este modelo seria igual ao modelo de acelerador (1), já que o ajuste se daria instantaneamente. Sempre que o nível de estoque de capital efetivo  $K$  fosse diferente do nível de estoque de capital desejado  $K^*$ , a empresa estaria incorrendo em uma perda. Neste sentido, a perda aumenta à medida que a diferença entre  $K$  e  $K^*$  aumenta. Dessa forma, com o objetivo de maximizar seus lucros, a firma escolherá o nível de estoque de capital que minimiza sua perda.

Uma abordagem alternativa à neoclássica é proposta por Tobin (1969), que procura formalizar a idéia de eficiência marginal do capital proposta por Keynes (1936) para explicar o comportamento do investimento. Na abordagem de Tobin (1969), é introduzida uma variável para considerar a lucratividade futura esperada do investimento. Com o intuito de explicar o movimento de uma medida não observável, Tobin (1969) introduz a variável  $q$ , que é definida como a razão entre o valor médio de capital dado pelo mercado e o seu custo de reposição, que pode ser expressa como:

$$q_{me} = \frac{V}{(rK)}, \quad (2.4)$$

onde  $V$  é o valor de mercado da firma,  $r$  é preço do capital e  $K$  o estoque de capital.

O valor de mercado do capital é obtido através do mercado acionário. Neste sentido é que se estaria considerando a lucratividade futura da firma, já que o valor das ações reflete o seu potencial de retorno para o acionista, além do quê esta variável é interpretada como uma *proxy* para a demanda futura da firma. Se a variável  $q$  for maior que 1, significa que a firma aumentaria seu valor de mercado através de um aumento no seu estoque de

capital, já que o valor de cada unidade de capital seria maior que o custo de sua reposição. Neste sentido, haveria um atrativo para a firma investir, já que existiria uma expectativa positiva quanto à sua demanda futura.

Em outros estudos, como Abel e Blanchard (1986) e Caballero e Leahy (1996), propôs-se substituir o  $q$  médio por um  $q$  marginal, justificando-se que este último seria mais importante nas decisões de investimentos. Neste caso, o  $q$  que determinaria o investimento da firma seria o  $q$  marginal, definido como:

$$q_{mg} = \frac{(\partial V / \partial K)}{r}, \quad (2.5)$$

onde o numerador é valor incremental de uma unidade de estoque de capital e  $r$  o preço do capital. Assim, se a razão acima for maior que 1, significa que cada unidade incremental instalada de capital será maior que o custo de aquisição deste capital, aumentando assim o valor de mercado da firma. A irrelevância do  $q$  médio na relação com o investimento, no caso de uma divergência em relação ao  $q$  marginal, é observada por Abel (1988),

For example, consider a firm that has a large amount of energy-intensive capital. If the price rises dramatically, then the value of the firm would fall as the quasi-rents available on existing energy-saving capital would fall. However, the firm may undertake substantial investment in energy-saving capital. Therefore, an observer of this firm would see a drop in average  $q$  coinciding with an increase in investment. This example makes clear that heterogeneity of capital can potentially destroy the relation between average  $q$  and investment (Abel, 1988, p.48).

No entanto, ao invés do  $q$  medido de forma marginal, ele foi amplamente substituído na literatura por um  $q$  médio, este mais simples de se obter, podendo ser simplesmente calculado pela razão entre o valor de mercado da firma e o custo de reposição do estoque de capital. A vantagem na utilização do  $q$  médio é que ele é baseado nas informações disponíveis do valor de mercado da firma, além de refletir as expectativas quanto ao seu potencial de crescimento. Já como desvantagem, Abel e Blanchard (1986) apontaram para a possibilidade de divergência entre o  $q$  médio e o  $q$  marginal.

A questão, então, é se poderiam existir condições sob as quais o  $q$  médio e o marginal seriam iguais. Hayashi (1982), para satisfazer esta condição de igualdade, utilizou

funções de produção  $F(K, L)$  e de ajustamento de custo  $G(I, K)$  linearmente homogêneas para o caso especial de uma firma tomadora de preço. Summers (1981) sugeriu a seguinte forma funcional para a função ajustamento de custos:

$$G(I_t, K_t) = \frac{1}{2} \cdot b \cdot \left[ \left( \frac{I_t}{K_t} \right) - a \right]^2 \cdot K_t \quad (2.6)$$

onde  $b$  representa o parâmetro de ajustamento de custo,  $a$  a relação ótima entre o investimento e o capital,  $I_t$  o investimento e  $K_t$  o estoque de capital. A função custo de ajustamento quadrática e simétrica, em torno de um dado nível de investimento, é conveniente para tornar a relação entre o investimento e o  $q$  marginal linear. Essa relação pode ser expressa pela seguinte equação<sup>3</sup>:

$$\left( \frac{I}{K} \right)_t = a + \frac{1}{b} \left[ (q_t - 1) \frac{p_t^k}{p_t} \right], \quad (2.7)$$

onde  $a$  e  $b$  são constantes,  $I$  é o investimento,  $K$  o estoque de capital,  $p_t^k$  é preço por unidade de capital e  $p_t$  é preço do bem produzido. A partir da equação (7) pode se obter uma equivalência entre os  $q$  médio e marginal quando se deriva a função receita líquida em relação ao investimento. A função receita líquida é definida como:

$$\Pi_t(K_t, I_t) = p_t [F(K_t) - G(K_t, I_t)] - p_t^k I_t \quad (2.8)$$

A primeira derivada da função receita líquida em relação ao investimento é dada por:

$$-\frac{\partial \Pi}{\partial I} = p_t^k + p_t \frac{\partial G}{\partial I} = \lambda, \quad (2.9)$$

---

<sup>3</sup> A presença de custos de ajustamento quadráticos e simétricos indica que um aumento no custo total de ajustamento derivado do aumento de uma dada taxa de investimento para dois períodos é menor que o dobro desta mesma taxa para apenas um período de tempo. A idéia de custo quadrático ou convexo é que haveria uma vantagem de custos para elevações na taxa de investimento mais suavizadas ao longo do tempo do que elevações de forma mais brusca.

onde  $\lambda$  representa custo sombra do capital. Isto significa que o custo marginal de aquisição de uma unidade de capital deve ser igual ao valor representado pelo preço sombra<sup>4</sup>. Portanto, pode-se notar que na equação (7) tem-se que  $q_t = \frac{\lambda_t}{p_t^k}$ .

Abel e Blanchard (1986), examinando o comportamento cíclico do investimento para a indústria americana, analisaram a relação entre o  $q$  médio de Tobin e o marginal. Para isso construíram um  $q$  marginal para estimar o movimento do investimento, que, segundo os autores, pode ser definido como o valor presente esperado de um fluxo de lucro marginal. Os resultados apresentaram-se semelhantes aos encontrados em estudos que utilizaram o  $q$  médio. Isto daria fraco respaldo para a visão de que o  $q$  médio fosse simplesmente uma pobre *proxy* para o  $q$  marginal. As variáveis lucro e produto apresentaram-se significativas para explicar o investimento. No entanto, o principal resultado é que o fraco desempenho de ambos os  $q$  decorre da presença de autocorrelação serial dos resíduos. Na elocução dos autores:

The main finding is that, as in the studies cited above,  $q$  is generally a significant explainer of investment but leaves unexplained a large, serially correlated fraction of investment. [...]. The fact that both types of measures of  $q$ , which are constructed in very different manners, leave large serially correlated residuals in investment suggest that there may be other important factors which are not captured by  $q$  (p.249, 266).

Como aspectos restritivos ao fraco desempenho de  $q$  marginal em explicar os movimentos do investimento apontaram motivos como: problemas de agregação, a suposição de homogeneidade de capital, presença de assimetrias de informação nos mercados financeiros e presença de restrições de liquidez.

Além dos motivos acima, diversos estudos têm apontado para o fato de que modelos com ajustamento de custos em sua forma quadrática e simétrica não são uma boa representação dos custos de ajustamento. Neste sentido, vários estudos procuram relaxar a hipótese do custo de ajustamento ser linear e procuram testar a hipótese de existência do custo de ajustamento ser convexo, caso em que a firma apresentaria custos maiores quanto mais rápido ela ajustasse seu estoque de capital efetivo ao desejado. Por outro lado, os custos seriam

---

<sup>4</sup> O preço sombra ou custo sombra - *shadow price, shadow cost* - é representado como uma estimativa do verdadeiro preço ou custo de fator de produção que não é explicitamente definido pelo mercado.

menores se o ajustamento fosse mais suave, ou seja, o investimento seria distribuído em períodos ulteriores. Já na presença de custo de ajustamento linear, o custo de instalação seria proporcional ao retorno do capital instalado em condições de ótimo. Neste caso, a melhor política de investimento da firma seria ajustar seu estoque de capital em um único período, como aponta Rothchild (1971): “If the cost of adjustment function is concave or linear it would seem that the best policy for the firm would be to take advantage of decreasing costs of investment and concentrate its response to changes in market conditions in a single period” (p. 617). Barnett e Sakellaris (1997) e Abel e Eberly (1994, 1996) incorporaram uma estrutura dinâmica com custos fixos, custos de ajustamento convexo e não convexo na estimação do modelo de  $q$  de Tobin. Ambos os trabalhos concluíram que, embora o custo de ajustamento seja não linear, não necessariamente será convexo. Abel e Eberly (1996) constataram que o ajustamento de custos seria côncavo e monotonicamente declinante. Barnett e Sakellaris (1997), utilizando a estrutura proposta por Abel e Eberly (1994), testaram a validade de não linearidade do custo de ajustamento, concluindo que, na presença de heterogeneidade de capital<sup>5</sup>, o investimento como função de  $q$  é convexo para pequenos valores de  $q$  e côncavo para grandes valores  $q$ .

A idéia de custos de ajustamento convexos deve-se à justificativa de que as empresas não ajustam o seu estoque de capital em um único período, ou seja, os custos de ajustamento dar-se-iam gradualmente. Embora seja considerada plausível a idéia de que os custos de ajustamento não sejam feitos em um único período, o argumento de sua convexidade não é tão forte. Abel e Eberly (1996) encontram evidência de que os custos de ajustamento não são convexos, porém receberam a crítica por estarem considerando as hipóteses de perfeita competição e retornos constantes de escala. Caballero e Leahy (1996) mostraram que as suposições de mercados em concorrência perfeita e de retornos constantes de escala exercem um papel mais significativo na determinação da relação positiva entre o investimento e o  $q$  marginal. Os autores apontam que em cenários mais realistas, onde há ajustamento do capital com custos fixos e uma função lucro côncava, a formulação padrão da teoria  $q$ , em que se estabelece uma relação monotônica entre investimento e  $q$ , falha. Segundo Rothchild (1971), não há razão para acreditar que as funções de custos de ajustamento sejam necessariamente convexas ou côncavas.

---

<sup>5</sup> A consideração de heterogeneidade de capital significa que as firmas teriam distintos custos de ajustamento do capital, já que os preços dos mesmos seriam diferentes para as firmas.

This class includes those functions which are initially concave - reflecting indivisibilities in the adjustment process - and later convex reflecting the increasing costs of the disruption caused of the distribution caused by large-scale hurried changes that we feel on a priori grounds are likely to be prevalent (Rothchild, 1971, p. 618).

Bond e Reenen (2002) consideram que o complexo problema do processo de ajustamento deve-se, particularmente, a se considerar os dados da firma no agregado, enquanto existem distintos tipos de plantas industriais e de bens de capital. O insucesso dos modelos propostos é devido, provavelmente, à negligência de questões referentes às agregações dos dados e suas implicações sobre o custo de ajustamento. Uma alternativa para contornar o problema de homogeneidade de capital foi a consideração da heterogeneidade das firmas. Diversos estudos posteriores, utilizando o  $q$  de Tobin e introduzindo variáveis de liquidez como determinantes do investimento, constataram uma maior importância para o fluxo de caixa, enquanto o parâmetro  $q$ , embora significativo, tenha sido de pequena magnitude.

## 2.2 - Fatores Financeiros nas Decisões de Investimentos

A incorporação de fatores financeiros como determinantes do investimento procurou suprir as deficiências dos modelos anteriores. Embora Klein (1951) e Meyer e Kuh (1957) já tivessem introduzido variáveis de liquidez na equação do investimento, apenas em estudos mais recentes é que esta questão adquiriu maior interesse.

A introdução da hipótese de assimetria de informação nos mercados por Akerlof (1970) proporcionou uma retomada nos estudos do papel dos fatores financeiros sobre o comportamento do investimento. Neste estudo, Akerlof analisou o mercado de automóveis usados, onde compradores e vendedores tomam decisões com base em diferentes informações.

Stiglitz e Weiss (1981) mostraram o impacto a assimetria de informações sobre o mercado de crédito. A restrição de crédito para as firmas surgiria devido ao problema de seleção adversa. Neste caso, os provedores de crédito não saberiam diferenciar entre maus e bons tomadores de empréstimos devido a problemas de informação assimétrica. A uma taxa de juro mais alta, muitas empresas com baixo risco de crédito poderiam evitar obter recursos

externos, enquanto outras empresas com um risco de crédito mais elevado persistiriam em tomar recursos de terceiros. Assim, existiria uma probabilidade maior de concessão de empréstimos às empresas com maiores riscos de crédito, as quais apresentariam uma probabilidade maior de produzir resultados adversos. Como consequência, as empresas com baixo risco também poderiam sofrer restrições de crédito.

Na presença de assimetrias de informação, assume-se que os gestores das empresas possuem mais informações que seus investidores externos sobre as possibilidades de retorno do empreendimento. Meyer (1984) e Meyer e Majluf (1984) mostraram que se os gestores estiverem mais bem informados sobre o valor dos ativos da firma, de tal forma que os favoreça face os investidores externos, o valor de mercado da firma poderá ser subavaliado. Neste caso, a captação de recursos via emissões de ações para novos projetos de investimento poderiam ser inviabilizadas ou exercidas a um custo muito elevado. A percepção dos investidores externos de informações privilegiadas em favor dos gestores e acionistas da empresa faria com que o preço das ações da empresa fosse subavaliado. A queda no valor de mercado da firma implicaria em um aumento do custo pelo prêmio de novas emissões em função do problema de seleção adversa. Isto poderia tornar o projeto de investimento inviável mesmo que o seu valor atual líquido fosse positivo.

Uma alternativa sugerida para viabilizar o empreendimento seria através da utilização de recursos que não reduzissem o valor de mercado da empresa, ou seja, através da utilização de recursos próprios ou de outras formas de recursos de terceiros, como empréstimos e financiamento, ou ainda títulos como *debêntures*, *commercial papers* etc. Segundo Meyers (1984), haveria uma hierarquia na obtenção de recursos da firma para empregar em novos projetos de investimentos. Esta ordenação na preferência de recursos é denominada de hierarquia financeira ou *pecking order*, indicando que “If external finance is required, firms issue the safest security first. That is, they start with debt, then possibly hybrid securities such as convertible bonds, then perhaps equity as a last resort” (Meyers, 1984, p.9). A preferência por fundos internos não seria somente em virtude dos problemas de assimetria de informação, mas também em função de situações em que a tributação sobre dividendos fosse maior que os ganhos de capital, além da possibilidade de elevados custos de transação.

Devereux e Schiantarelli (1990), examinando o comportamento de 720 empresas na Inglaterra, apresentaram evidências de que as firmas priorizam as fontes internas como principal meio de financiamento de investimentos. Analisando o dados dessas firmas, encontraram que 67% do total dos recursos destinados a financiamento de investimentos são representados por lucros retidos. Mayer (1990), comparando o padrão de financiamento

industrial de oito países desenvolvidos, mostra que principal fonte de financiamento advém do capital próprio das empresas. A segunda fonte de recursos mais utilizada é o empréstimo bancário e, em seguida, as outras alternativas de financiamentos, como títulos, ações e fornecedores. Enquanto as duas primeiras fontes de recursos apresentam a mesma ordem de preferência para todos os países analisados, as outras não mantêm a mesma disposição entre esses.

Enquanto diversos estudos corroboram as proposições da teoria da hierarquia financeira, sugerindo que o custo referente ao capital próprio é menor que custo de capital de terceiros, outros estudos, como Mayer (1990), Mackie-Mason (1990), Bond e Meghir (1994), apontam que o custo de capital de terceiros é inferior ao custo de capital próprio. O menor custo dos recursos de terceiros para novos empreendimentos seria justificado pelos benefícios tributários, pela imposição de uma disciplina maior sobre os gestores da empresa, ou ainda no atrativo da firma em compartilhar possíveis riscos quanto a novos projetos de investimentos.

Os benefícios tributários para as firmas decorrem da dedução do imposto sobre o pagamento de juros sobre a dívida. Portanto, quando se comparam empréstimos com emissões de ações, nota-se uma vantagem para a primeira, a qual decorre de um benefício de caixa obtido da dedução do imposto, enquanto que o fluxo de caixa que é pago sobre as emissões de ações, na forma de dividendos, não sofre deduções, já que estes são pagos após os impostos. O resultado seria que um maior volume de lucro seria destinado para os acionistas da empresa. Segundo Jensen (1986), firmas mais alavancadas financeiramente tenderiam a ser mais disciplinadas e eficientes. A maior disciplina que a obtenção de empréstimos imporia sobre os gestores da empresa seria decorrente do compromisso de pagamento do principal e de juros da dívida. Para esse autor, *the threat caused by failure to make debt service payment serves as an effective motivational force to make such organizations more efficient* (p. 3). O compromisso com o pagamento do principal e de juros da dívida forçaria uma maior disciplina na gestão financeira dos recursos, o que implicaria em uma melhora na eficiência da empresa e na gestão do fluxo de caixa livre<sup>6</sup>. Por outro lado, firmas com substanciais fluxos de caixa livres estariam mais propensas à ineficiência na escolha de seus projetos de investimentos. As elevadas disponibilidades de caixa facilitariam ações gerenciais para encobrir possíveis prejuízos.

Embora uma maior alavancagem financeira possa proporcionar benefícios tributários e maior eficiência na gestão dos recursos, também poderia conduzir a maiores

---

<sup>6</sup> O fluxo de caixa livre é definido como o fluxo de caixa operacional descontados os gastos de capital.

custos de falência. Maiores custos de falência seriam referentes à incapacidade da firma em gerar fluxo de caixa suficiente para o pagamento do principal e dos juros da dívida. Logicamente, custos de falência seriam considerados a partir do momento em que o grau de endividamento atingisse um patamar que exigisse um fluxo de caixa superior àquele gerado pela empresa<sup>7</sup>. Ross (1977) mostra que, apesar do valor da firma estar positivamente relacionado com nível de alavancagem, a probabilidade de falência também estaria positivamente relacionada com nível de endividamento e com a lucratividade da firma.

O custo de financiamento da dívida está associado aos problemas de agência, que surgem devido à divergência de interesses entre acionistas e credores e entre gestores e acionistas da firma (Jensen e Meckling, 1976). O conflito surge em grande parte devido aos distintos interesses sobre o fluxo de caixa da empresa. Enquanto os acionistas possuem direitos residuais sobre os fluxos de caixa, os credores possuem um direito pré-estabelecido sobre os mesmos. Isto poderia proporcionar um atrativo para os acionistas na implementação de projetos de investimentos que aumentassem o valor da firma, mesmo que pudessem significar maiores riscos de pagamento dos juros e do principal da dívida. Atrativos para investimentos com maiores riscos poderiam comprometer uma parcela do investimento realizado pelos portadores dos títulos emitidos pela empresa, já que o valor do título cairia em função dos maiores riscos.

Já o conflito de interesses entre os gestores da firma e os acionistas surge em decorrência da possibilidade de os primeiros agirem em benefício próprio, face aos interesses dos acionistas. Enquanto os acionistas estariam mais interessados em maximizar o valor da firma, os gestores teriam como objetivo aumentar as vendas, a participação de mercado, o faturamento, os quais poderiam trazer-lhes promoções pessoais, prestígio etc, mesmo que tais objetivos pudessem ocasionar uma redução no lucro da empresa. Jensen e Mecklin (1976), Myers (1977), Jensen (1986) e Harris e Raviv (1990) argumentam que tais conflitos poderiam ser reduzidos através de uma maior alavancagem financeira, de uma maior participação dos administradores no capital acionário da firma, de remunerações e incentivos que fossem dependentes das variações de lucros e do preço das ações da empresa, ou ainda através da introdução de cláusulas pelos credores que os protejam da empresa aumentar os riscos de seus investimentos.

A divergência de interesses entre os acionistas, administradores e investidores externos emerge porque existem assimetrias de informação. Uma forma de reduzir o grau de

---

<sup>7</sup> Utiliza-se o índice de cobertura de juros (ICJ) para medir a capacidade da firma em cumprir com os juros da dívida. Este índice é calculado pela razão entre o lucro antes dos juros e impostos e os encargos dos juros.

assimetria de informação entre estes agentes seria através do conceito de sinalização de mercado.<sup>8</sup> Neste sentido, a forma como os administradores comporiam a estrutura de capital da firma serviria como sinal para os acionistas e investidores externos. As informações referentes à estrutura de capital poderiam fornecer condições sobre a capacidade da firma em cumprir seus compromissos e de potenciais retornos. Ross (1977) mostra que o valor da firma aumenta quando a razão dívida patrimônio aumenta e explica isso argumentando que os investidores entenderiam esta relação dívida patrimônio como um sinal de maior qualidade da firma.

A possibilidade de determinadas firmas de desempenho insuficiente tirarem proveito de uma sinalização de mercado com falsas informações é reduzida devido aos elevados custos marginais de falência. Neste sentido, as firmas escolheriam o grau de alavancagem financeira que otimizasse sua estrutura de capital, isto é, tomariam recursos emprestados confrontando os benefícios e os custos marginais. A teoria da estrutura de capital sugere que as empresas estabelecem uma composição de recursos externos e próprios a fim de maximizar o valor das mesmas.

Nessa abordagem, a estrutura de capital tem fundamental importância para política de investimentos, que por sua vez definirá o seu valor futuro. A presença de imperfeições nos mercados de crédito e de capitais, como resultado da assimetria, custos de transações e de agência tornam o autofinanciamento mais atrativo para as firmas em relação aos empréstimos e lançamentos de ações (Hubbard, 1998). A teoria da estrutura de capital, como a teoria da hierarquia financeira, ao procurar identificar a melhor forma de prover recursos para projetos de investimentos, emerge em virtude dos problemas de assimetrias de informações.

Na tentativa de testar a hipótese de assimetria de informações nas decisões de investimento da firma, diversos trabalhos introduziram variáveis de liquidez. Procurando testar a importância dessas variáveis nas decisões de investimento, vários pesquisadores reconheceram o papel dos recursos internos como determinantes de investimento. Recentemente, diversos estudos procuraram abandonar a hipótese da firma representativa, considerando a presença de heterogeneidade entre as empresas para analisar a sensibilidade do investimento em relação às variáveis de liquidez para grupos de empresas com diferentes níveis de restrição financeira.

---

<sup>8</sup> O conceito de sinalização de mercado foi desenvolvido por Spence (1974) para o mercado de trabalho.

A aplicação da hipótese da assimetria de informações à teoria do investimento foi testada por diversos autores com informações financeiras de amostras de firmas de diversos países, como nos estudos realizados por Fazzari e Athey (1987), Fazzari, Hubbard e Petersen - (FHP) (1988), Hoshi, Kashyap e Scharfstein (1991) Fazzari e Petersen (1993), Fazzari (1993), Carpenter, Fazzari e Petersen (1994), Chirinko e Schaller (1995), Hu e Schiantarelli (1994), Hay e Louri (1993-94), e Hubbard, Kashyap e Whited (1995), Hsiao e Tahmiscioglu (1997) e Kaplan e Zingales (2000), etc. Nesses estudos, os principais resultados apresentados mostram que o investimento é sensível a variáveis de liquidez. Tais considerações permitem identificar o papel do fluxo de caixa em diferentes modelos. A extensão do modelo  $q$  de Tobin com a introdução da variável fluxo de caixa tem proporcionado certa controvérsia sobre a importância da variável  $q$  nas decisões de investimento. Esta contestação poderia ocorrer na presença de uma avaliação equivocada pelo mercado. Neste caso, o coeficiente do fluxo de caixa poderia ser viesado, tornando difícil sua interpretação para os diferentes grupos de firmas.

Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), analisando firmas americanas no período de 1970-84, dividem-nas de acordo com a política de pagamentos de dividendos. Eles estimaram uma regressão do investimento tendo como variáveis explicativas o fluxo de caixa e o  $q$  de Tobin e encontram que o fluxo de caixa tende a afetar de forma mais significativa as firmas com baixo pagamento de dividendos, corroborando a hipótese de que os fluxos de caixa afetam o investimento. Do resultado encontrado os autores inferiram a existência de uma relação monotonamente crescente entre a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa e o grau de restrição de crédito, ou seja, a sensibilidade do investimento à disponibilidade de recursos internos aumentaria com o grau de restrição financeira da firma. Kaplan e Zingales (1995) definem uma firma restrita financeiramente se os custos ou a disponibilidade de fundos externos impedem a empresa de realizar novos empreendimentos, que ela teria escolhido se recursos internos estivessem disponíveis. Para Bond e Reenen (2000), uma firma é restrita financeiramente se um aumento inesperado na disponibilidade de seus recursos internos provocar um aumento no gastos com investimentos, sem que este aumento proporcione qualquer tipo de informação sobre a potencial lucratividade futura.

Fazzari e Petersen (1993), com os mesmos dados do trabalho anterior, procuraram testar a importância da variável capital circulante líquido como fator relevante para novos empreendimentos<sup>9</sup>. Essa variável mostrou-se estatisticamente significativa no

---

<sup>9</sup> O capital circulante líquido é definido como a diferença entre o ativo e o passivo circulante.

financiamento do investimento. No entanto, ao contrário do coeficiente positivo do fluxo de caixa, normalmente encontrado nas regressões, o coeficiente do capital circulante líquido apresentou-se negativo. A explicação estaria no fato de que um aumento no capital de giro da firma implicaria em uma redução no investimento em ativos imobilizados, ou seja, esta variável apresenta-se como concorrente de outras variáveis de liquidez que poderiam explicar o investimento.

Devereux e Schiantarelli (1990) descrevem o comportamento de 720 firmas na Inglaterra, organizando-as por tamanho, maturidade e setor. Os autores encontraram que o fluxo de caixa apresenta um papel mais importante para as firmas de grande porte. O resultado aparentemente inesperado pode ser explicado pelo fato de tais empresas serem mais propensas a apresentarem um fluxo de caixa relativamente baixo e uma estrutura de capital mais diversificada, a qual tenderia a aumentar os custos de agência. Já para as firmas classificadas por duração, as firmas mais jovens apresentaram-se mais sensíveis ao fluxo de caixa. Da mesma forma, o papel do fluxo tende a ser maior para as firmas em setores em fase de crescimento.

O estudo de Schaller (1993) ajuda a explicar a maior sensibilidade do fluxo de caixa para as firmas maiores, como encontrado no estudo de Devereux e Schintarelli (1990). O autor classificou as firmas por maturidade, grau de concentração de propriedade e por ativos com garantias colaterais na análise de 212 firmas canadenses no período 1976-83. O resultado mostrou que firmas jovens e com uma estrutura de propriedade mais diversificada são mais sensíveis ao fluxo de caixa em suas decisões de investimentos. As firmas em posse de ativos com menor grau de especificidade mostraram-se menos sensíveis ao fluxo de caixa, já que esses ativos poderiam mais facilmente servir como garantia colateral, facilitando a obtenção de recursos externos.

Carpenter, Fazzari e Petersen (1994), analisando uma amostra de firmas americanas no período de 1981-91, organizam as firmas por tamanho. A análise é feita considerando três períodos: 1981-84 com 511 firmas, 1984-88 com 707 firmas e 1988-91 com 1043 firmas. Os autores encontraram que os recursos internos têm um importante impacto no investimento, tanto para as pequenas como para as grandes firmas. No entanto, o impacto do fluxo de caixa para as firmas menores apresentou-se mais significativo, principalmente em períodos recessivos.

Chirinko e Schaller (1995) examinaram a importância do fluxo de caixa sobre o investimento de 212 firmas canadenses no período de 1973-1986. Eles classificaram as firmas de acordo com suas condições de transmitir informações de suas posições financeiras

aos investidores, as quais foram definidas como: maturidade da firma, grau de concentração de propriedade e a participação de seus membros com grupos inter-relacionados. Os resultados mostraram que as firmas com piores condições de transmitir informações apresentaram maiores coeficientes de liquidez. Esta classificação permitiria incluir na análise o problema referente à assimetria de informação e de custos de transação. Na palavra dos autores,

The potential sources of finance constraints include both asymmetric information and transactions costs. Because of the classification used in previous studies, it was difficult to disentangle these two effects. By sorting firms on the basis of their information position with respect to outsiders, we provide more definitive evidence of the role of asymmetric information (p. 546).

Com a eliminação da firma representativa e a introdução de variáveis financeiras na equação do investimento, o papel da estrutura financeira torna-se fundamental, já que passa a definir a capacidade da firma na obtenção de fundos emprestáveis no sistema financeiro. No estudo realizado por Hoshi, Kashyap & Scharfstein (1990) foram analisadas 121 firmas japonesas para o período de 1971-85. A amostra de firmas foi dividida entre aquelas monitoradas e não monitoradas pelo sistema bancário. Como o objetivo era analisar o papel dos bancos no monitoramento das firmas na presença de problemas de informações, o período foi separado de acordo com marco regulatório no mercado de capitais japonês. Como resultado, as firmas que exibiram uma relação bancária mais próxima não indicaram uma evidência do fluxo de caixa como variável importante nas decisões de investimento.

Bond e Meghir (1994) examinaram 626 firmas inglesas no período de 1974-86 para testar modelo de hierarquia financeira. Para isso, os autores as classificaram de acordo com o seu regime de financiamento. O regime seria dado de acordo com pagamento de dividendos e através de emissões de ações. Uma firma poderia ser restrita financeiramente em dado período, mas em outros não. As firmas consideradas como restritas financeiramente estariam em um regime em que não haveria pagamentos de dividendos e tampouco emissões de ações. Já para as firmas consideradas sem restrição, o regime seria aquele em que haveria pagamentos de dividendos ou emissões de ações. Comparando o papel do fluxo de caixa na ausência e na presença dos regimes de financiamento, o principal resultado foi que existem diferenças significativas nas decisões de investimento das firmas quando classificadas de

acordo com sua política de financiamento. As firmas classificadas em regimes com reduzido pagamento de dividendos e emissões de ações foram aquelas que apresentaram maior sensibilidade das variáveis financeiras em relação ao investimento.

Hsiao e Tahmiscioglu (1997), em estudo para a economia americana, investigaram o comportamento de 561 firmas no período 1971-1992, agrupadas em alta e baixa intensidade de capital. Eles utilizaram um modelo de regressão considerado misto, isto é, combinando efeitos fixos e aleatórios no mesmo modelo, para testar a influência das variáveis de liquidez sobre as decisões de investimento. Os autores concluem que a desconsideração da existência de diferenças nos comportamentos individuais das firmas, com o mesmo parâmetro para todas as firmas, faz com que os coeficientes das variáveis possam ser seriamente subestimados.

Tahmiscioglu (2001), procurando também entender como as restrições de liquidez variam com o investimento, e se tais variações estão relacionadas às políticas macroeconômicas, analisou um conjunto de empresas americanas em dados em painel para o período 1971-1993. A análise foi feita utilizando um modelo com os parâmetros variando no tempo, sob um enfoque bayesiano. As conclusões são de que há uma forte evidência de que os parâmetros de liquidez variam no tempo e são significativos para explicar o investimento da firma.

Esses estudos concentram-se na análise dos efeitos das variáveis financeiras sobre o investimento em ativos fixos. Outros, como Himmelberg e Petersen (1992) e (Tsuru, 2000), utilizam-se de bases de dados similares para investigar a sensibilidade de investimentos, tanto em ativos fixos como em P&D, em relação a variáveis financeiras e vendas nos Estados Unidos, Japão e França.

Além dos trabalhos apresentados acima, existe uma ampla literatura sobre estudos que procuram testar a presença e a importância das restrições financeiras nas relações entre o investimento corporativo e o fluxo de caixa. Esses estudos intensificaram-se a partir do trabalho realizado por Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), que utilizaram modelo  $q$  de Tobin neoclássico e o modelo acelerador, utilizando dados longitudinais. A classificação das firmas por grau de pagamento de dividendos procurou identificar as firmas mais restritas financeiramente, isto porque firmas que não estivessem distribuindo dividendos poderiam estar sofrendo restrições de crédito. A introdução de variáveis de liquidez na equação do investimento teve como propósito testar a hipótese de assimetria de informação. Embora este estudo tenha proporcionado uma significativa contribuição para a teoria do investimento, também sofreu severas críticas quanto aos seus resultados. O abandono da hipótese da firma

representativa e a classificação das firmas proposta pelos autores não foram suficientes para dirimir as críticas, as principais referindo-se à relação entre o investimento e o fluxo de caixa ser monotonicamente crescente com o grau de restrição de crédito, além da forma como as firmas foram agrupadas.

Segundo Kaplan e Zingales (1997), não haveria razão teórica forte para que a sensibilidade do fluxo de caixa em relação ao investimento fosse uma função monotônica tanto dos fundos internamente disponíveis pelas firmas quanto dos problemas de grau de assimetria de informação por elas enfrentadas. Estes autores forneceram resultados empíricos utilizando a mesma base de dados de Fazzari et al. (1988) e demonstram claramente que a relação da sensibilidade do investimento com o fluxo de caixa e a classificação das firmas como estranguladas financeiramente pode ser de outra natureza, e não uma prova dos problemas de liquidez. Para alcançar estas conclusões, os autores reexaminaram a mesma amostra de 49 firmas que foram agrupadas pelo baixo grau de distribuição de dividendos segundo a classificação de Fazzari et al. (1988), as quais foram posteriormente arranjadas em cinco categorias, de acordo com os respectivos desempenhos operacionais. Empiricamente, os autores encontraram que 85% das firmas na classificação de Fazzari et al. (1988) não poderiam ser classificadas como restritas financeiramente, dado que estas puderam aumentar seus investimentos, financiadas por linhas de crédito ou reservas de caixa. Também concluíram que as firmas com menores restrições exibiram uma maior sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa do que as firmas classificadas como mais restritas.

Outra crítica pertinente feita ao trabalho de Fazzari et al. foi quanto ao uso da variável  $q$  de Tobin para controlar a lucratividade. Sims (1988) aponta para o fato de o fluxo de caixa representar a fonte principal de informações sobre lucratividade futura. Neste caso, o fluxo de caixa seria uma *proxy* para o potencial de lucratividade superior à variável  $q$  de Tobin, ou a vendas. Os testes dos críticos sugerem que a classificação das firmas pelo grau de distribuição de dividendos não é adequada para estabelecer um modelo compatível. Na classificação das firmas por pagamento de dividendos considera-se que estes sejam estabelecidos como direitos residuais sobre o fluxo de caixa derivado de empreendimentos lucrativos. Neste caso, os problemas de assimetria de informação e de agência estariam sendo desprezados. Neste sentido, a natureza da classificação das firmas deveria ser revista. A questão, portanto, estaria em como classificar as firmas de forma a controlar e separar os efeitos oriundos das restrições financeiras de outros fatores.

Diversos outros estudos corroboram a conclusão de Kaplan e Zingales (1997). Elston (1996) estudou uma amostra de 220 firmas americanas entre 1975 e 1988 e as

classificou segundo o grau de distribuição de dividendos. Os resultados não confirmam a sensibilidade do investimento para o fluxo de caixa para as firmas supostamente constrangidas, mas confirmam para a amostra de firmas não constrangidas. Em outro estudo para a Alemanha, o mesmo autor obteve um resultado surpreendente: firmas classificadas como independentes e que não mantinham relações próximas a bancos utilizavam recursos internos para se financiar nas recessões, ao contrário das firmas afiliadas a bancos.

Cleary (1999) examinou o padrão de financiamento de 1.317 firmas americanas entre 1987 a 1994, com resultados que confirmam os de Kaplan e Zingales (1997). Um dos resultados importantes encontrados por este estudo refere-se exatamente à sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa. Discutindo a validade de separar firmas por graus diferenciados de dividendos, mostrou que o investimento é também tanto mais sensível ao fluxo de caixa quanto menos uma firma é constrangida financeiramente. A conclusão seria uma evidência contrária ao fato de que firmas restritas financeiramente apresentam uma elevada sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa.

Verifica-se que, muito embora a sensibilidade do investimento às restrições financeiras possa ser considerada como uma evidência regular, têm sido problemáticas as tentativas de identificar este padrão regular como uma evidência de restrições de liquidez. Reconhece-se que fatores financeiros desempenham uma ação importante sobre as decisões de investimento. Nos diversos estudos acima, a medida empregada foi a sensibilidade do fluxo de caixa diante da presença de assimetria de informação. Embora essa assimetria não seja algo abstrato, a teoria do investimento tem enfrentado um grande desafio em medi-la com precisão.

Fazzari et al. (1996), rebatendo as críticas, oferecem um conceito mais amplo de restrição financeira. Os autores alegam que a classificação das firmas de acordo com seus respectivos desempenhos operacionais não seria suficiente como definição de restrição financeira. Mencionam também que uma amostra de 49 firmas não poderia sustentar tanta validade dos resultados obtidos por Kaplan e Zingales (1997). Os autores referem-se à restrição como condições em que aumentos dos custos do financiamento, através de empréstimos ou emissões de ações, são superiores ao custo de oportunidade dos fundos internos. Desta maneira, permitem considerar outros fatores além dos problemas informacionais que limitam o livre acesso das firmas aos mercados de crédito e de capitais. Grupos de firmas com alta sensibilidade do fluxo de caixa ao investimento não necessariamente estariam sofrendo problemas de assimetria de informações, mas sim de

custos de transação existentes nestes mercados. Logo, outra classe qualitativa de fatores, como custos de agenciamento, estariam sendo considerados.

Neste sentido, torna-se imprescindível encontrar os determinantes das restrições. Em suma, a utilização do fluxo de caixa como uma medida do grau de restrição não seria suficiente para caracterizar uma firma como restrita financeiramente, devendo-se, portanto, considerar qualitativamente como as firmas são classificadas. Uma análise qualitativa da amostra, considerando fatores como assimetrias de informação, custos de agência etc, poderia determinar com maior precisão a presença de restrições. A combinação de informações quantitativas e qualitativas seria fundamental para proporcionar uma resposta mais robusta quanto às evidências de regularidade do papel das variáveis financeiras sobre o investimento. Portanto, faz-se necessária a busca por critérios mais sólidos, que visem demonstrar as imperfeições dos mercados de crédito, com novas investigações, sobretudo nos países que dependem dos mercados de capitais para financiar as empresas.

Outra questão abordada é que o volume de fundos internos tem proporcionado diferentes interpretações. Pode-se afirmar que quanto menos uma firma é restrita para obter recursos externos e quanto mais fundos internos acumula, alterações nas interpretações da equação do investimento podem ocorrer. Apenas a facilidade em obtenção de recursos externos ou o aumento da disponibilidade de recursos internos não seriam suficientes para caracterizar uma firma como restrita. Sob severas condições de racionamento de crédito, a disponibilidade de fundos internos é decisiva para o financiamento do investimento. Entretanto, quando os fundos internos são excessivos frente às necessidades de investimento, ou há poucas restrições ao financiamento externo, tanto os fundos acumulados quanto o baixo grau de restrições poderiam conduzir as firmas a investimentos improdutivos e/ou que tenham uma maior grau de risco. Mesmo quando só os recursos internos são fartos, as firmas estariam interessadas na utilização de fundos externos para novos investimentos. Considerando que o endividamento apresenta aspectos vantajosos e que os riscos de novos projetos de investimentos podem ser compartilhados, a empresa terá o interesse em combinar a utilização de recursos internos e externos em suas decisões de investimentos. Os distintos custos de diferentes formas de utilização e a captação de recursos são uma forte evidência de que os recursos internos e externos não podem ser considerados como substitutos perfeitos.

Os enfoques e metodologias aplicados nos trabalhos citados permitem investigar com profundidade os elementos fundamentais e determinantes do comportamento do investimento privado a partir das restrições de financiamento encontradas no interior da economia brasileira. Aqui, alguns estudos têm mostrado evidências empíricas de

racionamento de crédito através de modelos empíricos do investimento e da abordagem das finanças.

Zonenchain (1998) estuda o padrão de financiamento das empresas brasileiras para o período 1989-96 através de uma amostra de 216 empresas de capital aberto da indústria de transformação mais negociadas em bolsa de valores. A análise do padrão de financiamento baseou-se na distribuição setorial das firmas, tendo como variáveis: taxa de retenção de lucro, autofinanciamento e financiamento externo, via endividamento e emissões de ações. O resultado é que a maior parte do financiamento de seus investimentos ocorre via recursos externos. E, surpreendentemente, das fontes externas, emissões de ações assume maior importância, representando 48% do financiamento. Em virtude das dificuldades encontradas devido à metodologia adotada, os resultados representam somente parte da pesquisa. A principal conclusão apontada pela autora é a elevada sensibilidade dos resultados à metodologia adotada, elevada sonegação fiscal, impactos da inflação sobre os dados e pela composição amostral. Resultados mais contundentes dependeriam de novas investigações e outras metodologias.

Junior e Mello (1999) procuram identificar os determinantes do investimento privado para a economia brasileira no período 1970-95. Os autores utilizaram o mecanismo de correção de erros para testar a significância dos parâmetros. As variáveis produto interno bruto, investimento do setor público, taxa real de juros e taxa de inflação foram utilizadas para explicar o investimento. Através de um modelo de dinâmico de curto prazo de série de tempo buscaram testar a hipótese de cointegração das variáveis. O resultado é que todas as variáveis apresentaram-se significativas, sendo que a taxa de inflação apresentou um efeito mais significativo que a própria taxa real de juros, o que indica que instabilidade econômica tem um papel fundamental no investimento privado.

Casagrande (2000) estuda o comportamento do investimento e as fontes de financiamento de 596 firmas no período de 1990-94, classificando-as por tamanho e empresas listadas em bolsa e não listadas. O autor utiliza o modelo de mínimos quadrados de dois estágios para estimar a equação do investimento, acrescentando a variável capital circulante líquido para concluir que as firmas são restritas financeiramente. A presença desta variável com sinal negativo estaria sendo interpretada como uma fonte de financiamento interno, evidenciando a presença de restrições de crédito.

Moreira e Puga (200) analisam o padrão de financiamento de 4.312 firmas no período 1995-97, agrupando-as por tamanho e propriedade de capital (nacional e estrangeira). Os autores apontam que o padrão de financiamento apresentou-se semelhante para as firmas,

independente de sua classificação. Porém, as firmas de menor porte utilizam mais de recursos internos em suas decisões de financiar o seu crescimento, resultado da maior dificuldade em obter recursos externos.

Bielchowsky et. al (2002) investigam as decisões de investimento das empresas brasileiras dentro de um contexto macroeconômico e das reformas institucionais ocorridas no período 1990-2001. Embora esse estudo não seja estritamente comparável com os demais trabalhos aqui considerados, tendo em vista o seu teor mais qualitativo, é interessante por indicar as conseqüências do processo de privatização sobre as empresas brasileiras, além de oferecer detalhes das condições incidentes sobre os diferentes setores.

Terra (2003) investiga se as firmas brasileiras sofrem restrições de crédito no período 1986-97, utilizando uma versão do modelo acelerador. As empresas são classificadas de acordo com grau de acesso ao crédito. Para verificar a presença de diferentes coeficientes do fluxo de caixa para os subgrupos, introduziu-se uma *dummy* de inclinação. Isto proporcionaria um teste para verificar se o coeficiente do fluxo de caixa poderia ser considerado estatisticamente distintos para os subgrupos. O resultado não rejeita a hipótese de que os coeficientes não são diferentes estatisticamente, ou seja, o coeficiente do fluxo de caixa não deve ser considerado estatisticamente diferente para os subgrupos. Portanto tanto as firmas com maior facilidade de acesso ao crédito quanto as firmas com menor facilidade são afetadas por restrições creditícias, apesar desta apresentar-se mais suave para as firmas grandes e multinacionais. A utilização do tamanho da firma como *proxy* para o acesso ao crédito foi justificada considerando a hipótese de que a economia brasileira apresenta restrições creditícias.

### 2.3 - Caracterização Empírica das Decisões de Investimento

Na tentativa de identificar a sensibilidade do investimento às variáveis financeiras diversos estudos empíricos têm utilizado a estimação via uma modelagem econométrica. Vários modelos econométricos podem ser utilizados para estimar a sensibilidade do investimento às variáveis financeiras, tais como modelo acelerador, modelo na forma reduzida, modelo de correção de erros, modelo de equação de Euler, modelo autorregressivo etc. Com objetivo de melhor entender as implicações e limitação da caracterização empírica pelos modelos mais utilizados na estimação da equação investimentos desenvolver-se-ão nesta seção alguns importantes apontamentos sobre os mesmos.

### 2.3.1 - Modelo de Acelerador Simples

A maioria dos estudos sobre as decisões de investimento procura explicar o seu comportamento através de vários modelos econométricos. Um dos primeiros modelos foi formulado inicialmente por Clark (1917). O princípio definido pelo autor considera que o estoque de capital da empresa,  $K_t$ , é proporcional a variação de seu nível de produção, podendo ser expresso por:

$$K_t = \alpha \Delta Y_t, \quad (2.10)$$

onde  $\alpha$  é um coeficiente positivo denominado de acelerador e  $\Delta Y_t$  é a variação no produto. O modelo considera que mudanças no estoque de capital fixo da firma são proporcionais às variações positivas na taxa do produto para um dado intervalo de tempo. O princípio de aceleração deste modelo ocorre porque à medida que a produção acelera-se, o investimento aumenta. Uma simplificação amplamente assumida em trabalhos empíricos é que a reposição de capital é proporcional ao estoque de capital atual. Neste caso, a mudança no estoque de capital pode ser definida como:

$$I_t = K_t - K_{t-1} = A_t - \delta K_{t-1}, \quad (2.11)$$

onde  $I_t$  é o investimento líquido,  $A_t$  o investimento bruto e  $\delta$  é taxa de depreciação. Neste modelo, assume-se que alterações no estoque de capital efetivas da empresa são sempre iguais às variações no estoque de capital desejado, ou seja, desconsidera-se qualquer processo de ajustamento do estoque de capital. Para incorporar o processo de ajustamento, procurou-se torna-lo mais flexível, com a introdução da crítica de que o processo de ajustamento do estoque de capital não é feito de forma integral e instantânea, o que fez com que modelo passasse a ser denominado de modelo de acelerador flexível.

### 2.3.2 - Modelo de Acelerador Flexível

A principal inovação do modelo de acelerador flexível refere-se ao fato de que o estoque de capital desejado não é igual ao estoque de capital efetivo da firma. Este modelo considera um processo de ajustamento parcial, já que incorpora a idéia de que as firmas não

ajustam seu estoque de capital de forma imediata. Ao adicionar o estoque de capital desejado na sua especificação e o ajustamento parcial do estoque de capital, o modelo ganha mais flexibilidade. O modelo pode ser expresso da seguinte forma:

$$I_t = K_t - K_{t-1} = \gamma(K_t^* - K_{t-1}) \quad , \quad (2.12)$$

onde  $K^*$  é definido como o estoque de capital desejado e  $\gamma$  é o parâmetro de ajustamento parcial, variando entre  $0 < \gamma \leq 1$ . À medida que o parâmetro se aproxima da unidade, mais rápido estaria ocorrendo o mecanismo de ajuste. Para  $\gamma=1$ , o modelo passaria a representar o modelo de acelerador simples.

A idéia de ajustamento parcial do estoque de capital desejado em relação ao efetivo deve-se à presença de custos de ajustamento. Uma versão do modelo de acelerador flexível considerando o mecanismo de ajustamento parcial pode ser escrita como:

$$K_t = \gamma K_t^* + (1-\gamma)K_{t-1} \quad , \quad (2.13)$$

indicando que o estoque de capital observado no momento  $t$  é a soma ponderada do estoque de capital desejado e do estoque de capital existente no período anterior, onde  $\gamma$  e  $(1-\gamma)$  são os pesos. Na equação acima pode-se notar que o estoque de capital defasado em um período de tempo é considerado uma variável explicativa do estoque de capital no momento atual. Considerando que o estoque de capital desejado é função do produto, subtraindo  $K_{t-1}$  de ambos os lados e acrescentando mais defasagens, tem-se o modelo de acelerador flexível na seguinte forma:

$$I_t = \alpha \sum_{i=0}^{\infty} \gamma(1-\gamma)^i \Delta Y_{t-i} \quad , \quad (2.14)$$

representando uma média geométrica ponderada do mecanismo de ajuste parcial do nível de estoque atual em relação aos níveis de estoque desejados passados. Com a introdução de mais defasagens no modelo está-se considerando a questão de curto e longo prazo, ou seja, o mecanismo de ajuste dar-se-á através da distribuição das defasagens, isto é, introduzindo sucessivos valores de sua predecessora.

Apesar de sua forma relativamente simples, aplicações empíricas têm apresentado boa adequação em geral. Bond (1997) apresenta uma versão do modelo de acelerador considerando o custo de uso do capital e o mecanismo de ajustamento do estoque de capital. O modelo tem a seguinte forma:

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = \rho \left( \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \right) + \beta_0 \Delta y_{it} + \beta_1 \Delta y_{i,t-1} + d_i + \eta_i + v_{it} \quad , \quad (2.15)$$

onde  $d_i$  é o efeito tempo,  $\eta_i$  é o efeito específico não observado da firma e  $v_{it}$  é o termo erro. Os efeitos tempo e específicos da firma procuram explicar o custo de uso do capital, enquanto o termo dependente defasado incluído procura incorporar a idéia de mecanismo parcial de ajuste.

### 2.3.3 - Modelo Neoclássico

Jorgenson (1963), apoiando-se na teoria microeconômica neoclássica, propõe-se a analisar o comportamento do investimento através de uma trajetória ótima de acumulação de capital. Nesse modelo de otimização intertemporal, o autor procura mostrar que o produto marginal do capital deve ser igual ao custo de uso em relação a este capital para cada período de tempo. O custo de uso é definido como o preço sombra ou preço contábil, que surge em função da firma possuir e utilizar um ativo de capital. Portanto, o custo de uso do capital depende da taxa de juros e da taxa de depreciação do capital.

Na versão neoclássica da teoria do investimento o objetivo pode ser tanto maximizar o lucro como maximizar o valor atual ou valor de mercado da firma. O problema de maximização do valor atual da firma na ausência de impostos pode ser representado pela seguinte expressão:

$$V_t(K_{t-1}, L_{t-1}) = \left\{ \max_{I_t} \Pi_t(K_t, L_t, I_t) + \beta_{t+1} E_t[V_{t+1}(K_t, L_t)] \right\} \quad , \quad (2.16)$$

onde  $V_t$  representa o valor máximo da firma no período  $t$ ,  $\Pi_t(K_t, L_t, I_t)$  é a função de receita líquida,  $K_t$  indica a quantidade de capital no período  $t$ ,  $L_t$  representa a quantidade trabalho

empregada para o mesmo período,  $I_t$  é o investimento líquido no mesmo período,  $\beta_{t+1} = \frac{1}{1+\rho}$ , onde  $\rho$  é taxa de desconto livre de risco. O problema de maximização apresenta a seguinte restrição:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t, \quad (2.17)$$

onde  $\delta$  é a taxa de depreciação do estoque de capital. A função receita líquida é definida como:

$$\Pi_t(K_t, L_t, I_t) = p_t [F(K_t, L_t) - G(I_t, K_t, L_t)] - p_t^k I_t - p_t^w L_t, \quad (2.18)$$

onde  $G(I_t, K_t, L_t)$  é a função de custo de ajustamento do estoque de capital, que representa a perda de produção quando o estoque de capital desejado não for igual ao observado<sup>10</sup>. Assume-se que esta função seja crescente e estritamente convexa<sup>11</sup>, refletindo o pressuposto de que quanto maior a variação no estoque da capital maior o custo. Os preços do produto, do capital e do trabalho são  $p_t$ ,  $p_t^k$  e  $p_t^w$ , respectivamente.

Dadas as especificações acima, e introduzindo a restrição da expressão (2.17), o problema de maximização pode ser representado pelo método de Lagrange.

$$\mathcal{L} = \Pi_t(K_t, L_t, I_t) + \beta_{t+1} E_t [V_{t+1}(K_t)] + \lambda_t [(1-\delta)K_{t-1} + I_t - K_t], \quad (2.19)$$

onde  $\lambda_t$  é o custo sombra referente a uma unidade adicional de capital instalado.

A solução do problema de otimização acima pode ser expressa pelas condições de primeira ordem, definidas como:

$$-\frac{\partial \Pi_t}{\partial I_t} = p_t^k + \frac{\partial G}{\partial I_t} p_t = \lambda_t, \quad (2.20)$$

<sup>10</sup> Na versão neoclássica formulada originalmente por Jorgenson (1963), a função custo de ajustamento não foi considerada.

<sup>11</sup> Assume-se freqüentemente que a função perda possui uma forma quadrática. Neste caso, a perda seria proporcional ao quadrado da diferença entre o estoque de capital desejado e o efetivo. Diversas críticas têm sido apontadas ao fato do custo de ajustamento ser considerado convexo, como em Rothschild (1971) e Caballero e Leahy (1996).

onde  $\lambda_t$  aqui indica o preço sombra referente à aquisição de uma unidade de capital no período  $t$ . A condição de primeira ordem para o capital é dada por:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial K_t} = \lambda_t - \beta_{t+1} E_t \left[ \frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t} \right] = \lambda_t - (1-\delta) \beta_{t+1} E_t \left[ \frac{1}{1-\delta} \frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t} \right], \quad (2.21)$$

Rearranjando a expressão acima, temos que:

$$\lambda_t = \frac{\partial \Pi}{\partial K_t} + (1-\delta) \beta_{t+1} E_t [\lambda_{t+1}], \quad (2.22)$$

onde  $\lambda_{t+1} = \frac{1}{1-\delta} \frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t}$  representa o preço sombra referente a uma unidade adicional de capital no período  $t+1$ . A diferença em relação ao modelo proposto por Jorgenson (1963) é que neste caso a firma não ajusta seu estoque de capital apenas no momento  $t$ , onde  $p_t^k = \lambda_t$ , isto devido à presença de custo de ajustamento convexo.

A condição de primeira ordem para o insumo trabalho é dada por:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L_t} = \lambda_t - (1-\delta) \beta_{t+1} E_t \left[ \frac{1}{1-\delta} \frac{\partial V_{t+1}}{\partial L_t} \right], \quad (2.23)$$

Rearranjando a equação acima, temos:

$$\lambda_t = \frac{\partial \Pi}{\partial L_t} + (1-\delta) \beta_{t+1} E_t [\lambda_{t+1}], \quad (2.24)$$

onde  $\lambda_t$  agora é definido como o valor sombra referente ao acréscimo de uma unidade do insumo trabalho no período  $t$ . Da mesma forma que para  $K_t$ ,  $\lambda_{t+1}$  representa o preço sombra de uma unidade adicional para o período  $t+1$ .

Na obtenção dos resultados do modelo acima foi considerado que os insumos são fatores que variam sem a obtenção de qualquer custo de ajustamento e que o capital é um

fator de produção quase-fixo<sup>12</sup>. Neste caso, variações no capital poderiam representar custos de ajustamento para a firma. No entanto, tais custos poderiam ser transferidos para período ulteriores, já que a firma poderia postergar aquisições de capital imediatas para evitar tal custo. Portanto, para períodos subseqüentes as condições de primeira ordem poderiam ser distintas da otimização para um único período. A idéia é que a aquisição de insumos que impactam no custo de ajustamento deve ser feita suavemente, já que apresentaria um custo menor do que a aquisição de uma só vez.

Como resultado do modelo neoclássico pode-se inferir que as expectativas futuras quanto à demanda e aos preços representam importantes variáveis nas decisões do investimento presente da firma. Este tipo de modelo é desenvolvido sob suposições de homogeneidade de capital ambiente de perfeita competição com plena informação, total flexibilidade e reversibilidade do capital, ausência de custos de ajustamento, tornando-o altamente limitado. Diversos modelos desenvolvidos em períodos recentes, embora tendo como referência o modelo neoclássico, procuram suplantam suas deficiências como: homogeneidade de capital, ambiente de perfeita competição com plena informação, total flexibilidade e reversibilidade do capital, ausência de custo de ajustamento. Recentemente, outros modelos têm sido desenvolvidos para superar essas limitações.

### 2.3.4 - Modelo de Equação de Euler

Conforme Bond e Reenen (2002), o modelo de equação de Euler introduzido por Abel (1980) buscou superar o problema de homogeneidade da função de receita líquida e evitar a participação dos preços como componente fundamental nas decisões de investimento<sup>13</sup>. Da mesma forma que o modelo neoclássico, a abordagem da equação de Euler procura maximizar a trajetória do investimento, porém considera que o custo de ajustamento é quadrático. A maximização do valor presente da firma pode ser expressa da seguinte forma<sup>14</sup>:

$$V_t(K_{t-1}) = \left\{ \max_{I_t} \Pi_t(K_t, L_t, I_t) + \beta_{t+1} E_t [V_{t+1}(K_t)] \right\}, \quad (2.25)$$

<sup>12</sup> Um fator de produção quase-fixo é definido como aquele que a firma teria de usar em uma quantidade fixa independente da produção da firma. A firma só faria uso de um fator de produção quase-fixo para produções positivas.

<sup>13</sup> A intuição da hipótese de homogeneidade de grau 1 da função receita líquida implica que um aumento dos preços dos produtos e dos preços fatores de produção na mesma proporção não afeta a função receita líquida da firma. Esta hipótese implica em retornos constantes de escala e que a firma seja uma tomadora de preços.

<sup>14</sup> Na expressão (16) considera-se apenas um fator de produção, conforme descrito em Bond e Meghir (1994).

onde os termos de ambas as expressões são definidas da mesma forma que equação (2.16).

Considerando as condições de primeira ordem da mesma forma que em (2.16), a equação de Euler que caracteriza a trajetória ótima do investimento e descreve o custo de ajustamento em períodos subseqüentes pode ser apresentada como:

$$\left(\frac{\partial \Pi}{\partial I}\right)_t = -(1-\delta)\beta_{t+1}E_t\left[\left(\frac{\partial \Pi}{\partial I}\right)_{t+1}\right] + \left(\frac{\partial \Pi}{\partial K}\right)_t, \quad (2.26)$$

Utilizando a receita líquida expressa em (9), a função custo de ajustamento na forma quadrática torna-se

$$G(I_t, K_t) = b/2[(I/K)_t - a]^2 \quad (2.27)$$

Assumindo perfeita competição e retornos constantes de escala, a equação pode ser expressa como:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1\left(\frac{I}{K}\right)_{it}^2 + \alpha_2E_t\left(\frac{I}{K}\right)_{it+1} + \alpha_3\left[\left(\frac{\Pi}{K}\right)_{it} - \left(\frac{r}{p}\right)_t\right], \quad (2.28)$$

onde  $(r/p)_t$ , representa o custo de uso do capital e  $(I/K)_t$ , a taxa de investimento.

Neste modelo a questão da formação de expectativas é incorporada e entendida através de um mecanismo de atualização da taxa de investimento em períodos subseqüentes, ou seja,  $E_t(I/K)_{t+1}$  é substituído pelos valores realizado no período  $t+1$  mais um erro de previsão  $E_t(I/K)_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$ . Variações nesse modelo podem ser feitas para incorporar retornos decrescentes de escala e mercados imperfeitos<sup>15</sup>.

Críticas quanto ao fraco desempenho apontadas por Whited (1998), estariam relacionadas principalmente às simplificações feitas na sua especificação e na restritiva forma funcional do custo de ajustamento. A presença de custo de ajustamento convexo implicaria que a firma estaria continuamente ajustando de forma incremental o seu estoque de capital

<sup>15</sup> Maiores detalhes do modelo de equação de Euler podem ser encontrados nos trabalhos de Whited (1992), Bond e Meghir (1994), Bond et. al. (1995) e Bond e Reenen (2002).

para pequenas alterações na sua lucratividade. Neste caso, o modelo poderia conduzir a inferências incorretas.

A necessidade da especificação do mecanismo de custo de ajustamento para a implementação empírica do modelo de equação de Euler é uma restrição que compromete os resultados das estimações. Isso ocorre devido a problemas de agregação dos dados, considerando-se custos de ajustamentos iguais para todas as firmas. Uma alternativa que tem sido utilizada na literatura sobre a teoria do investimento é a especificação de uma forma em que não haja necessidade explícita de especificar um custo de ajustamento uniforme para todas firmas.

### 2.3.5 - Modelo na Forma Reduzida

Uma caracterização utilizada para relaxar a restrição de se especificar o mecanismo de custo de ajustamento no agregado é representada pelo modelo na sua forma reduzida. O atrativo deste modelo é poder representar uma aproximação empírica de um complexo processo que possa ter gerado os dados. Uma especificação amplamente utilizada na teoria do investimento está baseada na seguinte representação:

$$\left( \frac{I_t}{K_{t-1}} \right) - \delta \approx \Delta K_t = \Delta \ln K_t, \quad (2.29)$$

onde o termo do lado esquerdo representa a variação proporcional do investimento. Considerando que o estoque de capital efetivo não se ajusta instantaneamente ao estoque de capital desejado e que o custo de ajustamento ocorre de forma parcial, uma caracterização dinâmica com a introdução de defasagens aponta para um modelo na forma reduzida como:

$$\alpha(L)\Delta k_t = \beta(L)\Delta K_{t-1} + \phi(k_t^* - k_{t-1}), \quad (2.30)$$

onde  $\phi$  representa o hiato entre o estoque de capital desejado e o real,  $\Delta k_t$  e  $\Delta k_t^*$  são definidos como o logaritmo do estoque de capital real e de equilíbrio, respectivamente<sup>16</sup>,  $L$  é definido como o operador de defasagem, isto é,  $Lk_t = k_{t-1}$  e  $\alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$ .

---

<sup>16</sup> Para variações pequenas em  $K_t$ , tem-se que  $(\ln K_t - \ln K_{t-1}) = \left( \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} \right)$ .

A introdução das defasagens atribui-lhe propriedades de longo prazo e a adição do termo de ajustamento parcial característico do modelo de acelerador flexível evidencia a presença de um mecanismo de correção de erro no modelo. Esta formulação mostra que mudanças no investimento derivam de mudanças no investimento passado, mais um termo de correção de erro. Este modelo requer que  $\phi < 0$ , para que níveis de estoque de capital acima do desejado estejam associados a menores investimentos ulteriores.

Bond e Reenen (2002) apresentam duas importantes observações ao modelo na forma reduzida. Em primeiro lugar, os parâmetros de formação de expectativas tendem a ser instáveis, mesmo que os parâmetros do processo estrutural sejam estáveis, o que induziria a uma instabilidade nos parâmetros do modelo. A segunda observação refere-se à possibilidade das covariadas apresentarem-se estatisticamente significantes, mas não serem determinantes para explicar o investimento. Isto ocorreria, por exemplo, na presença de variáveis financeiras para explicar o investimento. O fato de tais variáveis apresentarem-se estatisticamente significativas não necessariamente estaria traduzindo que elas fossem importantes para determinar os gastos em investimento, mas simplesmente poderiam apenas estar identificando um potencial de lucratividade futura ou previsões futuras com relação à demanda.

Diversos estudos têm procurado suplantar o problema relacionado às variáveis financeiras. Variáveis como fluxo de caixa, dívida e vendas são realmente importantes para explicar o investimento da firma ou será que tais variáveis representam apenas uma *proxy* do potencial de lucratividade e de demanda futura? O fato do fluxo de caixa apresentar-se estatisticamente significativo em equações de regressão é suficiente para afirmar que tais firmas sejam restritas financeiramente? O simples fato de uma firma apresentar uma sensibilidade do investimento em relação ao fluxo de caixa não seria suficiente para caracteriza-la como mais restrita que outra firma com menor sensibilidade. Como encontrado na crítica feita por Kaplan e Zingales (1997) ao trabalho de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), firmas menos restritas exibiram uma sensibilidade maior do fluxo de caixa ao investimento do que as firmas classificadas como mais constrangidas financeiramente. A principal conclusão sobre esta questão é que conhecimentos e explorações adicionais devem ser considerados para caracterizar uma firma como restrita financeiramente. A principal alternativa tem sido agrupar as firmas de tal forma que as variáveis financeiras consigam realmente explicar o comportamento do investimento e não simplesmente representar uma expectativa de lucratividade ou demanda futura.

### **3 - RESTRIÇÕES FINANCEIRAS E DECISÕES DE INVESTIMENTO DA FIRMA: EVIDÊNCIAS DE DADOS EM PAINEL PARA O BRASIL**

#### **3.1 - Introdução**

No capítulo anterior apresentou-se uma breve resenha dos principais estudos que trataram do tema da decisão de investimento das firmas, tanto em termos dos enfoques teóricos como de análises empíricas. As principais idéias e resultados indicam que as firmas sofrem restrições financeiras, que o papel dos recursos internos e externos são fundamentais nas decisões de investimentos e que tais recursos não podem ser considerados como substitutos perfeitos, como fora proposto por Modigliani e Miller (1958). Alguns estudos empíricos da realidade brasileira foram resenhados e seus resultados indicam uma forte dependência, tanto de recursos internos como externos, revelando que as firmas brasileiras apresentam restrições de liquidez em suas decisões de investimentos.

O objetivo deste capítulo é identificar os principais determinantes dos investimentos a partir da análise de uma amostra de empresas brasileiras, com dados em forma de painel, considerando-se o comportamento heterogêneo não observado das firmas, através de um componente específico para cada firma. Para considerar o efeito temporal não observável que afeta a todas as firmas, introduziu-se um componente temporal. Com o objetivo de corrigir a presença de heterocedasticidade, as firmas serão agrupadas conforme o grau de intensidade de capital, o que diferencia este trabalho dos demais realizados para o Brasil, que agrupam as firmas por tamanho.

#### **3.2 - Decisões de Investimento da Firma: Um Modelo Dinâmico**

As principais discussões sobre as decisões de investimentos da firma nos últimos anos referem-se aos efeitos das restrições financeiras sobre os investimentos, conforme destacado no capítulo anterior. O amplo reconhecimento de que esses fatores desempenham um papel importante decorre de resultados obtidos em diversos estudos empíricos. No entanto, a questão fundamental deve-se à forma de classificar as empresas, de maneira que se possa controlar e isolar adequadamente os efeitos originados das restrições financeiras. Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) testaram o papel dos fundos internos através

da introdução da variável fluxo de caixa em três diferentes modelos: neoclássico,  $q$  de Tobin e Acelerador. Os autores agruparam a amostra classificando as empresas segundo a intensidade de pagamento de dividendos aos acionistas, encontrando que o fluxo de caixa, significativo para todos os modelos, foi mais sensível para as empresas classificadas como de baixo pagamento de dividendos. Hoshi, Kashyap e Scharfstein (1991), estudando o comportamento do investimento das firmas japonesas, agruparam as firmas de acordo com a proximidade em seus relacionamentos bancários e constataram que aquelas com relacionamento mais próximo com bancos suportavam menores restrições quanto aos seus fluxos de caixa. No estudo realizado por Blundell et al (1992) sobre o investimento das firmas no Reino Unido, constatou-se que o fluxo da caixa apresentou-se positivo e significativo. Bond e Meghir (1994), na investigação empírica sobre um grupo de 626 empresas inglesas, cobrindo o período 1974-86, constataram que não controlar por algum tipo de regime de financiamento pode levar a um excesso de sensibilidade aos fundos internos. Hsiao e Tahmiscioglu (1997) agrupam 561 empresas americanas de acordo com o grau intensidade de capital, considerando o período 1971-1992, concluindo que a desconsideração da existência de diferenças no comportamento individual das firmas, com parâmetros iguais para todas as firmas, faz com que os coeficientes das variáveis sejam seriamente subestimados.

Esses estudos mostram que a forma como as firmas são classificadas é fundamental para apontar a presença de restrições financeiras. Assim sendo, as firmas consideradas neste trabalho foram classificadas conforme o grau de intensidade de capital, diferentemente da maioria dos poucos trabalhos realizados para a economia brasileira. Este trabalho é desenvolvido no contexto da abordagem de que os fundos internos não são substitutos perfeitos para os fundos externos e de que as empresas apresentam restrições de liquidez em suas decisões de investimento. Utiliza-se uma versão do modelo do Acelerador proposto inicialmente por Jorgenson (1963), que apresenta uma inovação em relação aos modelos anteriores, ao incorporar o conceito de custo de capital para descrever a dinâmica do comportamento do investimento em relação ao crescimento do produto da firma<sup>17</sup>.

A presença do custo de capital de forma explícita na equação do investimento tem sido questionada, dada a pequena influência constatada para essa variável na maioria dos estudos empíricos, além da dificuldade em considerar custos distintos para diferentes

---

<sup>17</sup> Este modelo assume que o comportamento do investimento é uma função das vendas totais da empresa, porém não considera as expectativas de crescimento da firma. Para maiores detalhes ver Abel e Blanchard (1986).

empresas. A explicação para esse resultado seria que as taxas de juros geralmente afetam as decisões de investimento de forma indireta, através de canais de crédito. Bernarke e Gertler (1995) argumentam que os canais de crédito não devem ser considerados como um mecanismo de transmissão monetária, mas sim como um conjunto de fatores que ampliam e propagam os efeitos da taxa de juros. Os efeitos de uma política monetária restritiva nas decisões de investimento ocorreriam com uma certa defasagem temporal. Para eles

[...] after a tightening of monetary policy, much of the decline in both inventories and nonresidential investment occurs with a lag - in particular, after interest rates have begun to fall back to baseline levels. Accounting for variation in the external finance premium may be helpful in explaining both the timing of the response of inventories and investment and the fact that these variables seem better explained by sales or cash flow than by interest rates (Bernarke e Gertler, p. 46, 1995).

Outros estudos empíricos têm também mostrado que a taxa de juros tem pouca influência sobre as decisões de investimento, como Eisner e Nardiri (1968), Eisner (1978), Clark (1979), Blinder e Maccini (1991) e Bernarke e Gertler (1995). O modelo utilizado no presente trabalho, sintetizado na equação 3.1 a seguir, é uma versão do modelo de Acelerador, em que se procura explicar o comportamento do investimento em relação a variações no produto da firma.

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{jt} = \alpha + \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{FC}{K}\right)_{jt-1} + \beta_4 \left(\frac{V}{K}\right)_{jt-1} + \beta_5 \left(\frac{FIN}{K}\right)_{jt-1} + \varepsilon_{jt} \quad (3.1)$$

onde,

$I_{kjt}$  é o investimento da firma e definido como  $K_t - K_{t-1}$ ;

$t$  é ano, variando de 1 a  $T$ ;

$j$  é a firma, variando de 1 a  $N$ ;

$K_{jt}$  é o estoque de capital (Ativo Imobilizado);

$FC_{jt}$  é o fluxo de caixa;

$V_{jt}$  são as vendas da empresa;

$FIN_{jt}$  é financiamento total da empresa e

$\varepsilon_{jt}$  é o erro.

A divisão de todas as variáveis pelo estoque de capital proporciona que o investimento seja medido em taxa, enquanto as outras variáveis são representadas como variações em relação do estoque de capital. A escolha das variáveis foi feita considerando a ampla literatura já existente sobre a teoria do investimento. Esses estudos assumem a existência de uma função de investimento amplamente conhecida, em que a heterogeneidade das firmas pode ser considerada pela inclusão de um efeito específico para cada firma e um efeito temporal.

A variável fluxo de caixa em proporção ao estoque de capital procura considerar o efeito de possíveis restrições de liquidez sobre o comportamento do investimento, embora represente também o potencial de rentabilidade futura. A introdução da variável dívida da empresa em proporção ao estoque de capital deve-se à idéia referente aos benefícios tributários da dívida e que uma maior alavancagem poderia elevar o valor da firma. Como apresentados anteriormente, alguns autores sustentam que o grau de alavancagem estaria positivamente relacionado a melhorias na eficiência operacional. A utilização dos valores defasados da variável dependente juntamente com os valores defasados das preditoras procura contemplar o aspecto dinâmico do comportamento investimento, além de evitar o problema de endogeneidade. Assim, pode-se utilizar o modelo de efeito fixo ou aleatório sem a necessidade de utilizar instrumentos para as variáveis explicativas para eliminar o problema de endogeneidade. A variável quadrática foi introduzida devido ao indício de um comportamento não linear dos resíduos, conforme será observado na análise exploratória dos dados, além do que estaria refletindo uma forma quadrática de ajustamento de custos. A razão vendas sobre o estoque de capital procura considerar o papel da taxa de mudança esperada no nível de vendas ou nível de produção. A introdução desta variável é proveniente do modelo de acelerador formulado inicialmente por Clark (1917), assumindo que o estoque de ativo fixo real da firma é proporcional a alterações positivas na taxa de seu produto.

### **3.3 - Apresentação da Amostra e Análise Exploratória dos Dados**

Nesta seção apresentam-se os dados a partir dos quais se realiza o estudo empírico e realiza-se uma avaliação preliminar do comportamento das variáveis, através de uma análise exploratória dos dados. A análise do comportamento do investimento é feita a partir de uma amostra de 497 firmas, para um período 12 anos, de 1986-97. Neste período, o Brasil passou por significativas transformações, de uma moratória internacional em 1987 a

seis planos econômicos. O banco de dados aqui utilizado é proveniente do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas - IBRE/FGV e foram coletados da Gazeta Mercantil e Diário Oficial. Deste banco de dados foram excluídas as empresas estatais e aquelas que apresentaram dados inconsistentes, restando 497 empresas.

Na tabela 3.A (apêndice A) são apresentados os valores médios das variáveis para cada ano. Pela tabela pode-se notar que o investimento como razão do estoque de capital das firmas ( $I/K$ ) apresenta grandes oscilações, com predomínio nas reduções no investimento. A maior variação dos valores médios ocorre para a razão vendas sobre o estoque de capital ( $V/K$ ), atingindo 0.60 no ano de 1994 e elevando-se no ano seguinte para 7.26. Os dois menores valores apresentados para todas as variáveis encontram-se nos anos de 1990, devido à forte recessão resultante da implementação do Plano Collor, e 1994, devido à implementação do Plano Real<sup>18</sup>.

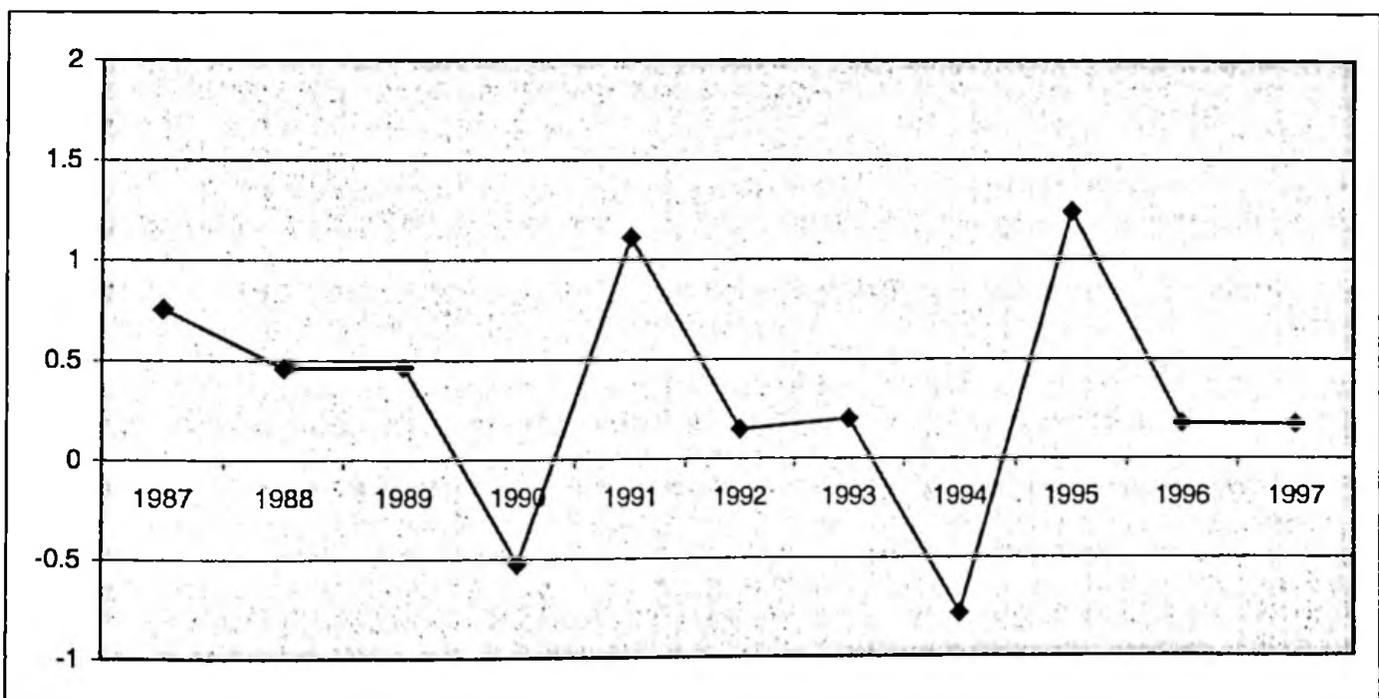


Figura 3.1 - Movimento do Investimento como razão do Capital ( $I/K$ ) de 1988-97.

A figura 3.1 mostra o comportamento da taxa de investimento ao longo do período analisado. Notam-se grandes oscilações, prevalecendo um maior número de períodos de queda, sendo as principais exatamente nos anos de 1990 e 1994. Em 1990 a economia brasileira sofre uma redução de 5,05% no PIB, afetando seriamente o investimento privado. Essa redução no PIB deve-se a uma política econômica recessiva que procurava combater

<sup>18</sup> Para maiores informações sobre os dados ver apêndice A. No período analisado foram implementados seis planos econômicos. O dados das empresas foram analisados considerando as desvalorizações da moeda realizadas nos planos econômicos e deflacionados pelo IGP-DI.

uma trajetória de hiperinflação, com congelamento do estoque de moeda e confisco de liquidez,. Já em 1994, a implementação de mais um plano econômico, com medidas de crédito restritivas e elevação nas taxas de juros na tentativa de controlar a inflação, afeta negativamente os investimentos.

A figura 3.2 compara a evolução do investimento das empresas incluídas na amostra com a evolução do investimento nacional - formação bruta de capital fixo. Nota-se um comportamento semelhante das duas variáveis para a maior parte do período analisado, com exceção dos períodos 1991-92 e 1993-94. Enquanto de 1991 a 1992 o investimento agregado se eleva, o investimento das empresas na amostra cai, o mesmo ocorrendo para o período 1993 a 1994.

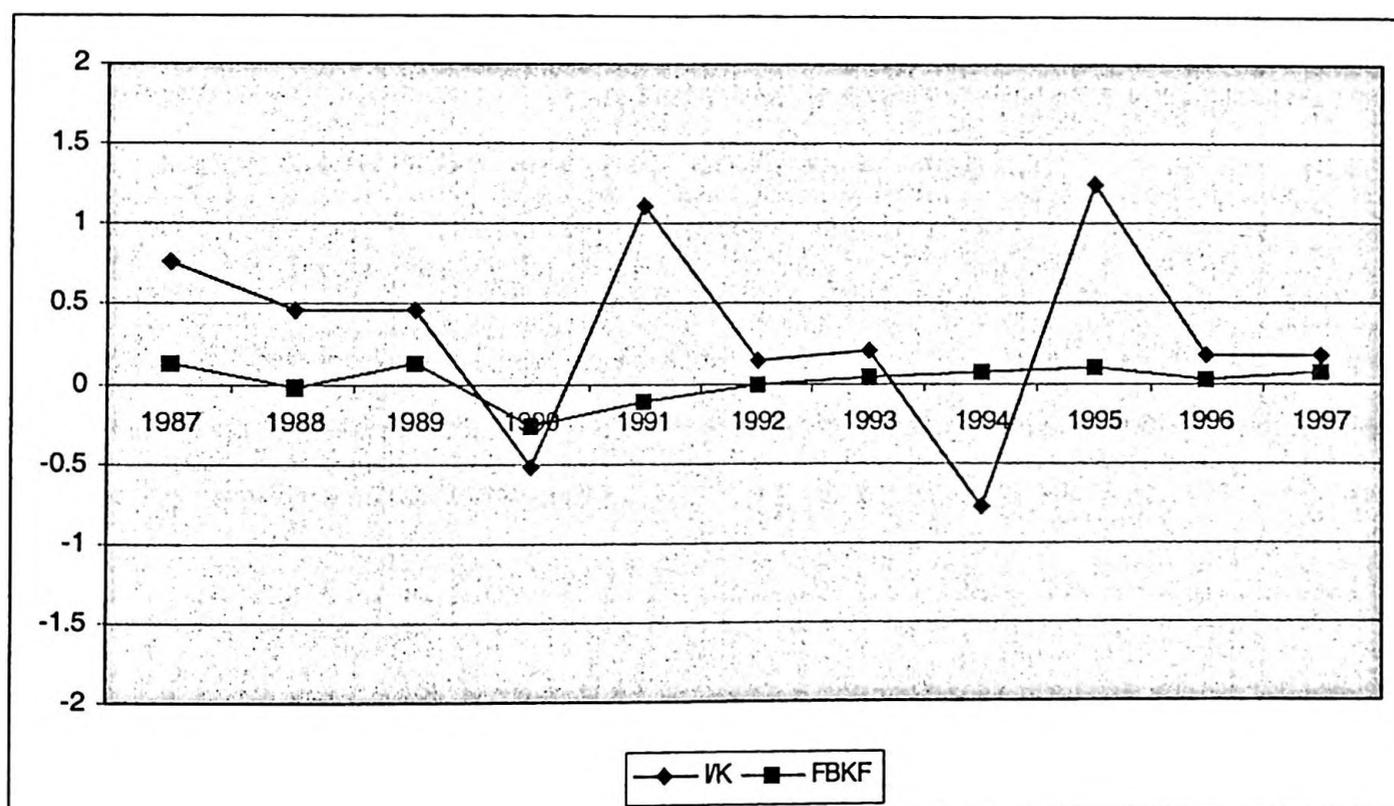


Figura 3.2 - Comportamento do Investimento Agregado (Formação Bruta de Capital Fixo) e do investimento das firmas analisadas.

Fonte: FBKF - Revista conjuntura econômica/FGV, maio de 2003.

Um aspecto interessante indicado pelo gráfico 3.2 é a ocorrência de taxas de investimento negativas para as empresas da amostra nos anos de 1990 e 1994, sendo esse movimento mais acentuado para o conjunto das empresas da amostra do que para a economia como um todo. É mesmo de se esperar que o investimento empresarial seja mais suscetível aos períodos recessivos do que o investimento agregado, que inclui outras formas de investimento menos afetadas pela conjuntura, como o investimento público, da agricultura,

construção, habitação etc. Em anos próximos à implementação de planos econômicos, as variações na amostra são particularmente mais expressivas.

### 3.4 - Diagnóstico e Análise de Regressão

Com os dados apresentados na seção anterior, estimou-se o modelo sintetizado na equação 3.1. Nesta seção será feita apenas uma análise econométrica preliminar do comportamento das variáveis através dos mínimos quadrados ordinários (OLS). Na próxima seção será realizada uma análise de dados em painel, tendo como objetivo considerar efeitos não observáveis em relação às firmas e ao tempo.

Na escolha do modelo, aplicamos o teste de erro de especificação da regressão (RESET - *Regression Specification Error Test*) e nenhum problema de rejeição foi detectado. A presença de um certo grau de colinearidade entre as variáveis explicativas não se apresentou problemática, devido ao baixo coeficiente de determinação na relação entre as variáveis explicativas. Na tabela 3.1 são apresentados os parâmetros estimados na regressão. Pode-se notar que as variáveis fluxo de caixa e financiamento das empresas obtiveram coeficientes negativos, mas não se apresentaram estatisticamente significantes para explicar o comportamento do investimento. Já a variável dependente defasada apresentou-se significativa, porém com sinal negativo.

Tabela 3.1 - Estimação dos Parâmetros pelo Modelo de Regressão Linear Simples-1988-97\*.

Variáveis	Parâmetros	Erro padrão	Stat t	valor-P
$\alpha$	.3053729	.0148068	20.62	0.000
$(I/K)_{t-1}$	-.5138515	.0196933	-26.09	0.000
$(I/K)^2_{t-1}$	.0599783	.0031265	19.18	0.000
$(FC/K)_{t-1}$	-.0008897	.0150054	-0.06	0.953
$(V/K)_{t-1}$	.0239483	.0028097	8.52	0.000
$(FIN/K)_{t-1}$	-.0129682	.0126093	-1.03	0.304
$\sigma^2$	0.69474			
$R^2$	0.1252			

\* A variável dependente é  $(I/K)_t$

Esta relação negativa entre o investimento presente e o passado decorre da presença da tendência temporal decrescente da razão  $(I/K)$ , tendo em vista o período

considerado, predominantemente recessivo, com grandes oscilações e com choques econômicos de grande impacto<sup>19</sup>.

Os resultados indicam que as variáveis financeiras fluxo de caixa e financiamentos totais das empresas, ambas como razão do estoque capital, não são significativas para explicar as decisões de investimentos das firmas, contrariamente ao esperado. Das variáveis estritamente exógenas, somente vendas sobre o estoque de capital apresentou-se importante nas decisões de investimento. Como essa variável representa uma proxy para variações no nível do produto, isto estaria confirmando os resultados obtidos na concepção do modelo acelerador, ou seja, que alterações no estoque de ativo fixo real são proporcionais a variações positivas na taxa de crescimento do produto. No entanto, deve-se considerar que o modelo expresso na equação 3.1 apresenta-se em sua forma mais simples. Portanto, antes aceitar tais resultados faz-se necessário uma análise crítica desse modelo.

A análise preliminar dos resíduos dispostos na figura 3.3 proporciona uma boa idéia dos eventuais problemas da regressão. Nota-se que os resíduos exibem um comportamento de certa forma padronizado, ainda que não muito pronunciado.

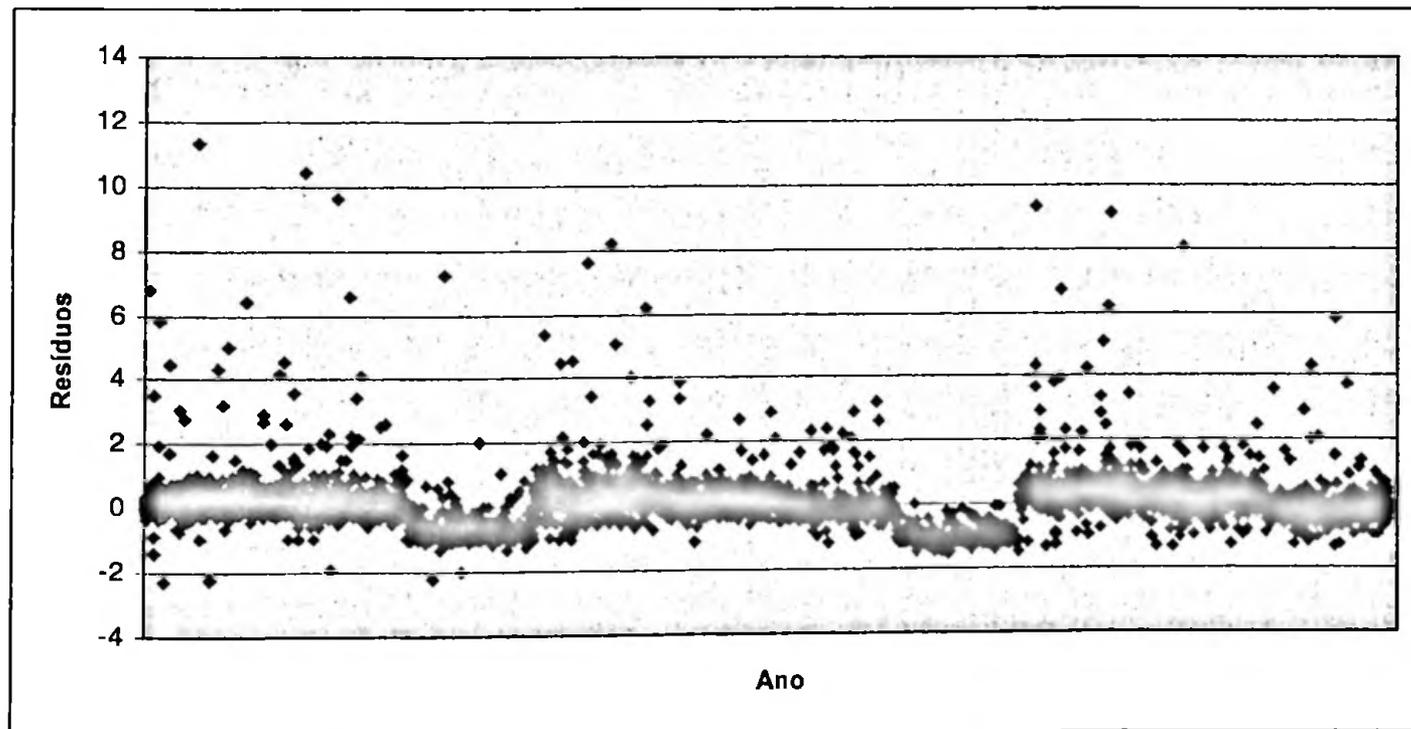


Figura 3.3 - Gráfico de dispersão dos resíduos.

<sup>19</sup> Estimou-se uma regressão simples do investimento em relação ao tempo, constatando-se uma tendência declinante significativa ao longo do período.

Embora a introdução da variável quadrática  $\left(\frac{I}{K}\right)_{t-1}^2$  tenha suavizado o movimento oscilatório, não foi suficiente para eliminá-lo. Essa leve flutuação dos resíduos sugere que alguma variável importante pode estar sendo omitida. A presença de um padrão sistemático nos resíduos também indica a presença de heterocedasticidade, como era de se esperar, devido à própria heterogeneidade das firmas, que pode ser confirmado pelos testes de heterocedasticidade de Cook-Weisberg<sup>20</sup> e de White, que rejeitam a hipótese de variância é constante<sup>21</sup>.

Como o objetivo é analisar os determinantes do investimento, combinando dados de cross section e temporais sobre diversas firmas, torna-se importante uma análise preliminar dos coeficientes ao longo do tempo. Neste sentido, foram estimados os parâmetros para cada ano, os quais são apresentados na tabela 3.2.

Tabela 3.2 - Estimação dos parâmetros para cada ano - 1987-97.

Ano	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\sigma^2$
1988	0.4548 (.0664)	-0.2220 (.0981)	0.15517 (.0108)	0.19376 (.0597)	-0.00473 (.0068)	0.00449 (.0412)	.806433
1989	0.4431 (.0692)	-0.1591 (.1018)	0.01395 (.0124)	0.011348 (.0557)	0.01597 (.00981)	0.03854 (.0426)	.833622
1990	-0.5779 (.0311)	-0.11474 (.0482)	0.00680 (.00604)	0.05371 (.01764)	0.00315 (.00736)	0.11983 (.02577)	.220409
1991	0.4232 (.1115)	-1.03438 (.1524)	0.08872 (.02735)	0.22069 (.1498)	0.01052 (.0275)	0.30348 (.1237)	.794800
1992	0.0899 (.04065)	-0.01783 (.0416)	0.00025 (.00617)	0.09621 (.0231)	0.01280 (.00528)	0.014172 (.02361)	.146303
1993	0.14794 (.02881)	0.26007 (.1121)	-0.09457 (.0375)	-0.03680 (.04488)	0.02568 (.01045)	-0.006364 (.02569)	.198459
1994	-0.78534 (.00561)	-0.05177 (.0223)	0.01241 (.00910)	-0.00729 (.00562)	0.00110 (.00160)	0.01187 (.004187)	.009645
1995	0.85408 (.4726)	-0.95830 (1.534)	-0.65462 (1.365)	0.8229 (.4133)	-0.07506 (.07458)	0.13168 (.2648)	.891456
1996	0.1009 (.0620)	0.01495 (.0592)	-0.00095 (.00726)	-0.00745 (.0194)	0.01028 (.00311)	-0.01123 (.0140)	.247079
1997	0.8631 (.0341)	0.15279 (.09008)	-0.02224 (.0132)	-0.01254 (.0344)	0.01342 (.0054)	0.01584 (.0231)	.295805
Médias	0.2014	-0.2130	-0.04951	0.13345	0.00131	0.06223	0.4444
Desv. Pad.	0.51481	0.4367	0.2226	0.2580	0.02814	0.09851	0.3423
Coef. de Variação	256	-205	-450	193	2148	158	77

\* Os valores entre parênteses representam os erros padrão.

<sup>20</sup> O teste proposto por Cook-Weisberg (1983) foi utilizado para testar a heterocedasticidade dos resíduos do modelo. Utilizando o programa Stata, o teste apresentou a seguinte estatística:  $\chi^2 = 514.92$  e Prob. > 0.000.

<sup>21</sup> O teste de heterocedasticidade de White utilizando o programa Stata apresentou a seguinte estatística:  $\chi^2 = 39.88$  e Prob. > 0.0034.

Como pode-se verificar, há uma grande oscilação temporal nos valores dos coeficientes estimados. As maiores variações referem-se à variável vendas e à própria variável dependente defasada, enquanto a menor variação refere-se à variável financiamento total. O parâmetro  $\alpha$  também apresenta um elevado índice de dispersão relativa, com valores que variam -0,78 a 0.86. Esta significativa variação dos parâmetros estimados pode ser um forte indício de que na especificação do modelo deve-se introduzir um efeito temporal, buscando considerar o comportamento aparentemente cíclico exibido pelos dados. Esse comportamento incorporaria os efeitos de fatores macroeconômicos comum a todas as firmas.

Embora a análise feita até o momento baseie-se em um modelo de regressão padrão, isto é, respeitando seus pressupostos básicos, já proporciona uma idéia da influência das covariadas na decisão de investimento da firma. Todavia, a análise dos resíduos e da oscilação temporal dos coeficientes estimados, assim como o conhecimento da existência de firmas com características distintas na amostra indica que é necessário aperfeiçoar o instrumento de medida. Para tanto, na seção seguinte serão acrescentados um efeito específico por firma e um efeito temporal para cada ano e a amostra será agrupada de acordo com o grau de intensidade de capital das empresas.

### 3.5. Análise de Dados em Painel

Tendo em vista as observações acima, esta seção incorpora um efeito específico para cada firma e um efeito temporal, além de agrupar as firmas segundo a intensidade de capital. O modelo estimado tem a forma:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{jt} = \alpha_j + \omega_t + \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{FC}{K}\right)_{jt-1} + \beta_4 \left(\frac{V}{K}\right)_{jt-1} + \beta_5 \left(\frac{FIN}{K}\right)_{jt-1} + \varepsilon_{jt} \quad (3.2)$$

onde

$I_{kjt}$  é o investimento da firma;

$t$  = ano, variando de 1 a  $T$ ;

$j$  indica o subscrito firma, variando de 1 a  $N$ ;

$\alpha_j$  é efeito específico da firma;

$\omega_t$  é Efeito temporal;

$K_{jt}$  é o estoque de capital (Ativo Imobilizado líquido) do início do período;

$FC_{jt}$  é o fluxo de caixa;

$V_{jt}$  são as vendas da empresa;

$FIN_{jt}$  é financiamento da empresa e

$\varepsilon_{jt}$  é o termo erro, independente e identicamente distribuído, com média zero e variância  $\sigma_\varepsilon^2$ .

Modelos de dados em painel com efeito fixo ou aleatório têm sido utilizados para estimar os parâmetros quando se acrescenta uma variável não observada no modelo,  $\alpha_j$ , para contemplar o efeito das variáveis que são específicas a cada firma e constantes no tempo. O efeito específico da firma pode absorver o comportamento peculiar no que se refere às suas características, como por exemplo, a capacidade gerencial. Já o componente temporal  $\omega_t$  procura incorporar o efeito de todas as variáveis observadas e não observadas que não variam entre firmas, mas que variam entre anos.

A escolha entre o modelo de efeito fixo ou aleatório normalmente não é uma questão fácil. Enquanto o modelo de componente estocástico permite fazer inferência sobre a população como um todo, no modelo de efeito fixo a inferência restringe-se às empresas da amostra. No entanto, quando se utiliza o modelo de efeitos aleatórios, admite-se a hipótese de não correlação entre o efeito específico da firma e os regressores, hipótese admitida no modelo de efeito fixo. Apesar do interesse em fazer inferência para a toda a população, em que a estrutura do modelo de efeito aleatório é mais apropriada, o estimador de efeito fixo pode ser preferido. A razão é que na presença de uma correlação entre o efeito específico da firma e as variáveis explicativas do modelo, a estimação por efeitos aleatórios conduzirá a estimadores inconsistentes. Por outro lado, como é bem provável que o componente específico da firma esteja correlacionado com as variáveis explicativas, para o presente trabalho o modelo de efeito fixo é o mais apropriado. A idéia subjacente à presença de correlação entre o efeito específico da firma e seus regressores deve-se ao fato de que características específicas, como capacidade gerencial, afetam de alguma forma a administração do capital próprio e a forma de alavancagem financeira, afetando assim as decisões de investimento.

Embora a escolha do modelo de efeito fixo pareça a mais acertada do ponto de vista econômico, utilizou-se uma abordagem alternativa para a escolha entre os modelos. Adotou-se o procedimento proposto por Wooldridge (2002), no qual aplica-se um teste F, que é uma estatística idêntica àquela derivada por Mundlak (1978), dada por:

$$F = \frac{(SQR_{re} - SQR_{fe})}{SQR_{fe}} \times \frac{(NT - K - M)}{M} \quad (3.3)$$

A estatística segue uma distribuição F com  $(M, NT-K-M)$  graus de liberdade. A idéia básica é testar se existe diferença significativa entre os modelos de efeito fixo e aleatório, isto é, se  $E\{\alpha_j / x_{jt}\} = 0$ . A constatação de uma diferença entre os dois modelos significaria que existe uma correlação entre o efeito específico da firma e as variáveis explicativas dos modelos. No caso, o teste apresenta o valor :  $F(496, 3972) = 309.89$ , rejeitando a hipótese nula de que não existe diferença entre os modelos. Assim, deve-se estimar os parâmetros através do modelo de efeito fixo, o que foi feito no presente caso.

A tabela 3.3 apresenta os resultados dos parâmetros estimados, os quais indicam que todos os coeficientes das variáveis explicativas são estatisticamente significativos. A variável dependente defasada continua apresentando sinal negativo, pelas mesmas razões apresentadas anteriormente, ou seja, de que o investimento apresenta uma tendência declinante no período analisado.

Tabela 3.3 - Estimação dos Parâmetros pelo Modelo de Efeito Fixo - 1988-97\*.

Variáveis	Parâmetros	Erro padrão	Stat t	valor-P
$(I/K)_{t-1}$	-.2093017	.0287589	-7.28	0.000
$(I/K)^2_{t-1}$	.0116726	.003709	3.15	0.002
$(FC/K)_{t-1}$	.0363748	.0139869	2.60	0.009
$(V/K)_{t-1}$	.018077	.0032274	5.60	0.000
$(FIN/K)_{t-1}$	.0389229	.0136644	2.85	0.004
$\sigma^2$	.43961			
$R^2$	0.5029			

\* A variável dependente é  $(I/K)$

Embora os parâmetros tenham se apresentado significativos, suspeita-se que o modelo seja heterocedástico, como sugere a inspeção do gráfico 3.4, que mostra como os resíduos estão distribuídos. A incorporação dos efeitos temporal e específico das firmas promove uma melhora razoável no comportamento da variância do modelo, proporcionando uma melhora em relação aos resíduos, o que pode ser notado através da comparação entre as variâncias e coeficientes de determinação dos modelos: para o modelo de efeito fixo,  $\sigma_\varepsilon^2 = 0.43961$  e  $R^2 = 0.5029$ , enquanto para o modelo de mínimos quadrados ordinários,  $\sigma_\varepsilon^2 =$

0.7934 e  $R^2 = 0.1252$ . A diferença entre ambos também pode ser notada ao comparar os gráficos dos resíduos 3.4 e 3.3.

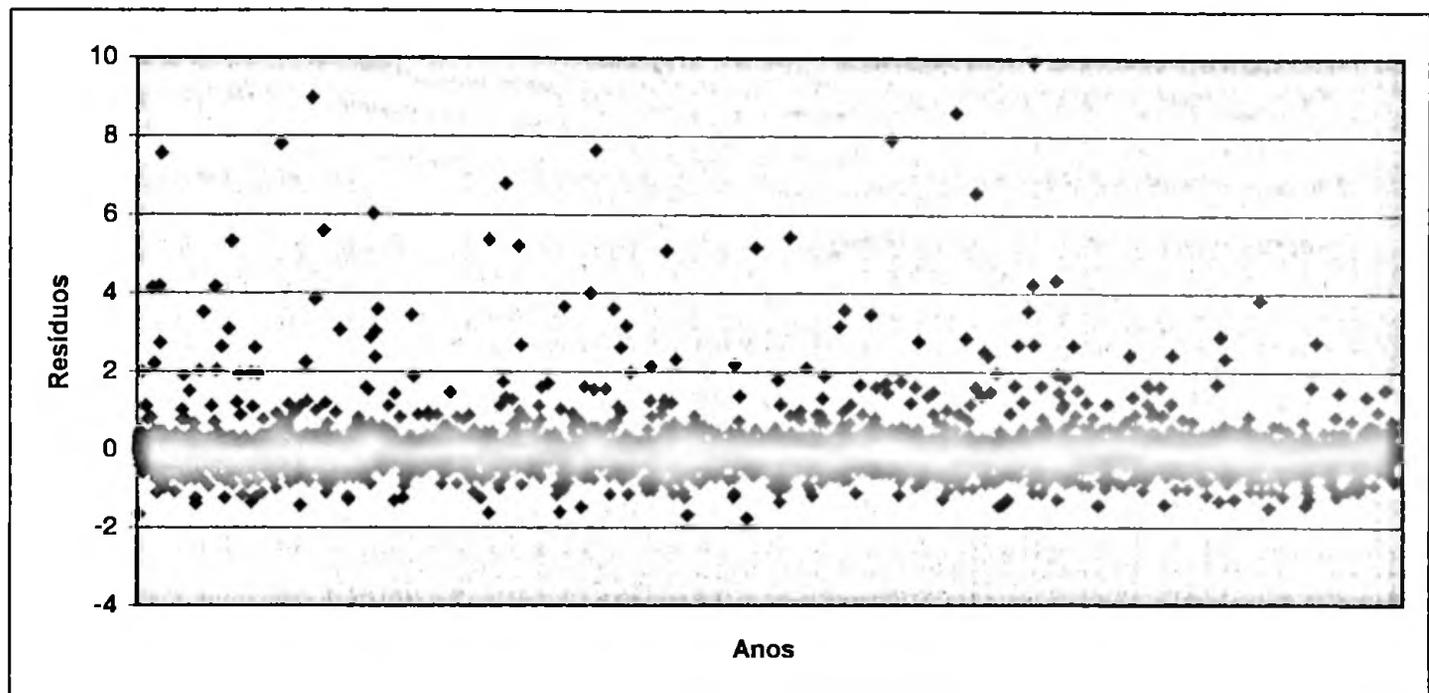


Figura 3.4 - Resíduos do Modelo de Efeito fixo.

Embora os resíduos tenham melhorado, como as empresas são heterogêneas em termos de suas características, paira uma suspeita de presença de heterocedasticidade, implicando na invalidade do erro padrão e dos testes de hipótese<sup>22</sup>. Aplicando-se o teste Cook-Weisberg (1983), confirma-se a presença de heterocedasticidade. A hipótese nula é de que a variância é constante, ou seja, de homocedasticidade. O teste segue uma distribuição  $\chi^2$  dada por:

$$\chi^2 = 4335.18$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000 ,$$

portanto, rejeita-se a hipótese de homocedasticidade.

Faz-se necessário portanto adotar medidas que corrijam o problema, já que sua presença torna os estimadores dos parâmetros ineficientes e os estimadores da matriz de covariância inconsistentes. Uma primeira medida é através da utilização da matriz de White, corrigindo as variâncias e os erros-padrão para que os seus estimadores apresentem-se consistentes<sup>23</sup>. A tabela 3.4 apresenta os resultados da regressão corrigida pela matriz de White, podendo-se notar que os coeficientes continuam estatisticamente significativos, com

<sup>22</sup> Segundo Greene (2000), a heterocedasticidade pode ser um problema devido à agregação dos dados.

<sup>23</sup> White (1980) sugeriu um estimador para as variâncias e covariâncias dos coeficientes na presença de heterocedasticidade para grandes amostras.

exceção do fluxo de caixa. Como esperado, os erros-padrão são maiores, evitando a obtenção de inferências incorretas das estimativas do modelo com heterocedasticidade.

Tabela 3.4 - Estimação dos Parâmetros pelo Modelo de Efeito Fixo com Heterocedasticidade corrigida - 1988-97\*.

Variáveis	Parâmetros	Erro padrão	Stat t	valor-P
$(I/K)_{t-1}$	-.2093017	.0306643	-6.83	0.000
$(I/K)^2_{t-1}$	.0116726	.0040591	2.88	0.004
$(FC/K)_{t-1}$	.0363748	.0233044	1.56	0.119
$(V/K)_{t-1}$	.018077	.0043985	4.11	0.000
$(FIN/K)_{t-1}$	.0389229	.0142897	2.72	0.006
$\sigma^2$	.43961			
$R^2$	0.5029			

\* A variável dependente é  $(I/K)$

Outro método freqüentemente utilizado para corrigir a presença de heterocedasticidade é o dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) ou dos Mínimos Quadrados Ponderados. Este método considera a variabilidade desigual da variável dependente na estimação, isto é, as variáveis originais são transformadas de forma que a cada observação atribui-se um peso que é inversamente proporcional a seu erro padrão. A tabela 3.5 apresenta os resultados da estimação por esse método. Nota-se que a principal diferença em relação à estimação robusta pela matriz de White (tabela 3.4) é que o parâmetro do fluxo de caixa passa a ser significativo e positivo, enquanto o coeficiente do financiamento total passa a ser não significativo estatisticamente. Quanto aos coeficientes de determinação e às variâncias, pouca alteração ocorre.

Tabela 3.5 - Estimação dos Parâmetros pelo Método dos Mínimos Quadrados Generalizados\*.

Variáveis	Parâmetros	Erro padrão	Stat t	valor-P
$(I/K)_{t-1}$	.0081298	.0156509	0.52	0.603
$(I/K)^2_{t-1}$	-.003167	.0018789	-1.69	0.092
$(FC/K)_{t-1}$	.050357	.0063768	7.90	0.000
$(V/K)_{t-1}$	.0054557	.0011363	4.80	0.000
$(FIN/K)_{t-1}$	.007053	.0049096	1.44	0.151
$\sigma^2$	0.4465			
$R^2$	0.5624			

\* A variável dependente é  $(I/K)$

Além da presença de heterocedasticidade, deve-se verificar também a presença de autocorrelação ou correlação serial dos erros, já que essa normalmente ocorre com dados temporais, podendo afetar seriamente as inferências. Durbin (1970) propôs um teste de autocorrelação na presença da variável dependente defasada, que é definido pela seguinte estatística:

$$h = \left(1 - \frac{d}{2}\right) \sqrt{\frac{n}{1 - n\hat{\sigma}_{y_{t-1}}^2}}, \quad (3.4)$$

onde

$d$  é a estatística de Durbin-Watson padrão<sup>24</sup>;

$n$  é o número de observações da amostra e

$\hat{\sigma}_{y_{t-1}}^2$  é variância da variável dependente defasada<sup>25</sup>. Aplicando a estatística acima, obteve-se o valor de  $h = 0.01475$ <sup>26</sup>. Sendo a hipótese nula de que não há autocorrelação, o valor pequeno de  $h$  estimado indica que não se deve rejeitar a hipótese nula, ou seja, não há autocorrelação.

### 3.6 - Heterogeneidade das Firmas

Embora a estimação dos parâmetros tenha corrigido a heterocedasticidade nos dados, parece mais prudente, antes de conclusões definitivas, agrupar a amostra, já que a mesma está constituída por empresas de características distintas. Utilizou-se para tanto a intensidade de capital das firmas, que são classificadas em alta e baixa intensidade, procurando-se tornar a amostra mais homogênea dentro de cada grupo, e com isso examinar a presença de diferentes comportamentos entre esses grupos. A intensidade de capital é definida pela relação capital-produto ( $K/Y$ ), utilizando-se o estoque de capital como razão das vendas mais variação do estoque de bens finais  $\frac{K}{V + \Delta E}$ , segundo sugestão de Jorgenson (1968). A escolha do ponto de divisão entre em alta e baixa intensidade da capital levou em conta o mesmo critério adotado por Hsiao e Tahmiscioglu (1997), em que os autores analisam os

<sup>24</sup> A estatística padrão de Durbin-Watson não é apropriada para modelos em que a variável dependente defasada é incluída como explicativa.

<sup>25</sup> A variância da variável dependente defasada pode ser obtida através do seu erro padrão estimado elevado ao quadrado. O teste só não é aplicado quando  $\hat{\sigma}_{y_{t-1}}^2 > 1/n$  (Greene, 2000).

<sup>26</sup> O valor da estatística foi obtido através do Stata.

coeficientes de liquidez contra os seus respectivos valores médios de intensidade de capital como uma forma de definir o ponto de corte. A figura 3.5 apresenta o gráfico de dispersão dos coeficientes de liquidez estimados contra o grau de intensidade de capital. Pela inspeção visual do gráfico, adotou-se o ponto de corte de 0.15 para separar as firmas em dois grupos com comportamentos distintos. Chow (1960) desenvolveu um teste para determinar se os coeficientes de um modelo de regressão são os mesmos em duas amostras, o qual segue uma distribuição F com graus de liberdade  $(k, n_1+n_2-2k)$ . Neste caso,  $F(512, 3947) = 23.04$ , rejeitando-se a hipótese nula de que os coeficientes são iguais para as duas amostras.

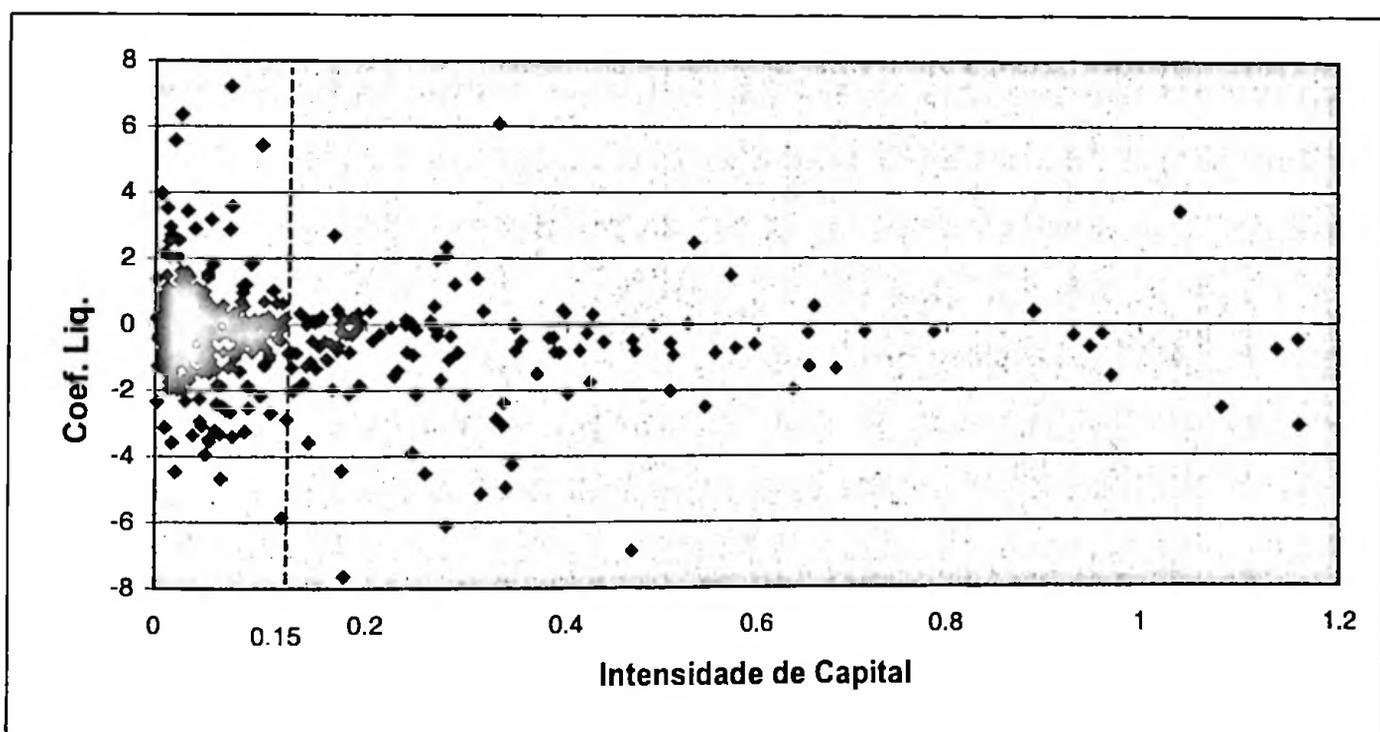


Figura 3.5 - Diagrama de dispersão dos coeficientes de liquidez de cada firma e suas médias de intensidade capital.

### 3.7 - Análise Econômica dos Resultados

Considerando as questões apontadas nos itens anteriores, esta seção tem como objetivo analisar do ponto de vista econômico os resultados estimados a partir da equação 3.2. A tabela 3.6 apresenta as médias das principais variáveis para cada grupo. Nota-se que as variáveis investimento, fluxo de caixa, vendas, lucro líquido e capital de giro como razão do estoque de capital apresentam maiores valores para as firmas com menor intensidade de capital. O maior valor médio de vendas em relação ao estoque de capital para as firmas de menor intensidade de capital deve ser relativizado, já que está ponderado pelo estoque de capital. No entanto, pode estar representando uma maior necessidade de tais firmas em manter

uma capacidade de reserva de ativos líquidos para suavizar os períodos de elevada volatilidade das receitas com vendas, as quais poderiam ser causadas por períodos recessivos.

Os resultados são similares aos encontrados no estudo de Scherer (1980), em que empresas com maior intensidade da capital apresentaram uma menor razão fluxo de caixa e estoque de capital. O maior custo fixo das empresas mais intensivas em capital faria com que a maioria das variáveis de indicadores de desempenho econômico como razão do estoque de capital apresentassem valores maiores para as firmas com baixa intensidade de capital. Os baixos valores do fluxo de caixa, lucro líquido e variação do capital circulante líquido como razão do estoque de capital dessas firmas podem estar refletindo a maior necessidade de caixa, proporcionando expectativas de que seus coeficientes de liquidez sejam maiores do que os das firmas de menor intensidade de capital. Neste caso, estas firmas poderiam ser consideradas como restritas financeiramente. Por outro lado, se o fluxo de caixa estiver sinalizando expectativas de potencial de rentabilidade futura, poder-se-ia esperar que a firmas menos intensivas em capital apresentassem um coeficiente maior, já que estas possuem uma lucratividade maior. Para Devereux e Schiantarelli (1990), o fluxo de caixa apresenta-se diferente em sua magnitude para as firmas, além de desempenhar um papel mais importante para as empresas de maior porte do que para as de menor porte.

Tabela 3.6 - Características das firmas por intensidade de capital - Valores médios.

Variáveis	Baixa	Alta
Investimento/Estoque de capital	0.411407	0.064702
Fluxo de Caixa/Estoque de capital	0.440168	0.283681
Venda/Estoque de capital	3.683598	1.231212
Dívida/Estoque de capital	0.540989	0.411606
Lucro Líquido/ Estoque de Capital	0.171538	0.078962
Variação de Capital de Giro/Estoque de Capital	.062802	-.0306876
Divida/ Patrimônio Líquido	0.344694	1.382808
Número de firmas	3732	1238

O baixo valor para a variação do capital circulante líquido das firmas mais intensivas em capital pode ser devido à maior facilidade de obtenção de recursos externos dessas firmas, além do que seu valor negativo reflete um período recessivo, como descrito por Fazzari e Pertersen (1993). O maior grau de endividamento dessas empresas pode estar realmente na maior facilidade de obtenção de financiamentos externos. Neste sentido, a

expectativa é que estas empresas apresentem um coeficiente de financiamento externo significativo para explicar o investimento. Por outro lado, o menor grau de endividamento das empresas menos intensivas em capital deve-se à presença de maiores disponibilidades de caixa e, provavelmente, à maior dificuldade em obter financiamentos externos em períodos recessivos. Tais períodos no Brasil apresentaram elevadas taxas de juros, de inflação e recessão, o que agrava ainda mais o acesso ao crédito externo, já que isto provavelmente reduz o fluxo de caixa, aumenta os estoques e diminui o fluxo de vendas, implicando em um aumento nos custos de falência.

O fato das empresas de menor intensidade de capital apresentarem um baixo nível de endividamento (Dívida/Patrimônio Líquido) provavelmente não significa que não demandam financiamentos externos mas, provavelmente, que não possuem acesso a tais recursos em período recessivos. Portanto, embora seja mais razoável esperar que seu coeficiente seja significativo, não se deve descartar a hipótese de falta de disponibilidade de capital de terceiros, devido a períodos recessivos, tornando o coeficiente insignificante estatisticamente e, conseqüentemente, dar a falsa impressão de que as firmas não demandam tais recursos para novos investimentos. Porém, espera-se que seu coeficiente seja menor do que o das firmas de alta intensidade de capital, em função da menor disponibilidade de liquidez dessas firmas, o que eleva a necessidade de recursos externos.

Apesar do comportamento distinto entre os grupos acima definidos, é possível ainda que haja heterogeneidade entre as firmas dentro de cada grupo, em variáveis como a habilidade administrativa, por exemplo, principalmente entre as firmas de pequeno porte (Mundlak, 1961). Portanto, parece razoável manter a presença do efeito específico da firma na estimação. Os resultados da estimação dos parâmetros do modelo de efeito fixo agrupando a amostra por intensidade de capital é apresentada na tabela 3.7. A variável que representa liquidez  $\left(\frac{FC}{K}\right)_{it-1}$  é significativa tanto para as empresas classificadas em alta intensidade de capital como em baixa intensidade de capital. No entanto, o coeficiente é bem maior para as primeiras, indicando que são mais sensíveis a flutuações em seus recursos internos. Isto pode também estar indicando uma maior preferência pela utilização de recursos próprios. Hsiao e Tahmiscioglu (1997) relatam que se a liquidez influencia os gastos com o investimento presente, então poder-se-ia esperar maiores coeficientes para as firmas mais intensivas em capital, devido a elevados custos fixos e maior exigência de capital para tais empresas do que para as menos intensivas em capital. Segundo Devereux e Schiantarelli (1990), o maior coeficiente do fluxo de caixa para as firmas de maior porte pode refletir a possibilidade de tais

firmas serem mais propensas a terem um fluxo de caixa relativamente baixo e uma estrutura de propriedade mais diversificada, a qual tenderia a aumentar os custos de agência. Para Schaller (1993), firmas com uma estrutura de propriedade mais concentrada são menos dependentes do fluxo de caixa do que firmas com uma estrutura de propriedade mais diversificada, devido à redução no conflito de interesses entre os acionistas e gestores da firma, o que diminuiria os custos da agência.

Tabela 3.7 - Modelo de Efeito fixo por Alta e Baixa Intensidade de Capital.

Variáveis	Baixa Intensidade de Capital			Alta Intensidade de Capital		
	Coef.	Erro Padrão	valor-P	Coef.	Erro Padrão	valor - P
$(I/K)_{t-1}$	-.2454298	.0347761	0.00	-.2080034	.0447881	0.000
$(I/K)^2_{t-1}$	.0135081	.004437	0.002	.0091881	.0061764	0.137
$(FC/K)_{t-1}$	.0346089	.015618	0.027	.1274326	.0500407	0.011
$(V/K)_{t-1}$	.019817	.0036875	0.000	.018721	.0098372	0.057
$(FIN/K)_{t-1}$	.0297958	.0163507	0.069	.0925155	.0255989	0.000
Nº de Firms	3732			1238		
$\sigma^2$	0.5154			0.1518		
$R^2$	0.4774			0.7891		

\* A variável dependente é  $(I/K)_t$ . As firmas mais intensivas em capital são aquelas com o valor acima de 0.15 para a razão Estoque de Capital - Vendas mais variação no estoque de capital  $(K/V+\Delta E)$ . Para valores iguais ou inferiores a 0.15, as firmas são classificadas em baixa intensidade de capital.

O coeficiente da variável  $\left(\frac{FIN}{K}\right)_{it-1}$ , que representa a dívida como razão do

estoque de capital da empresa, apresentou-se significativo para ambos os grupos, conforme o esperado. No entanto, o coeficiente das firmas mais intensivas em capital é bem maior que o das firmas com menor intensidade de capital. Isto se deve à maior necessidade de financiamento externo por unidade de capital para financiar seu crescimento e à baixa disponibilidade de recursos próprios, embora possam ter maiores facilidades no acesso ao crédito externo devido à disposição de maiores garantias aos credores e uma estrutura de propriedade mais diversificada. É provável que a necessidade de capital externo para novos empreendimentos das firmas mais intensivas em capital torne-se maior em períodos de retomada de crescimento, já que a exigência de novos recursos por unidade de capital aumenta.

O coeficiente da variável dívida como razão do estoque de capital somente apresentou-se significativo estatisticamente para as firmas menos intensivas em capital com

nível de 10%. Tal resultado parece ser razoável para o período abordado, predominantemente recessivo. Segundo Devereux e Schiantarelli (1990), as firmas consideradas de pequeno porte encontram-se em desvantagem quando exibem elevados níveis de endividamento, já que apresentam maiores riscos para os credores, são menos diversificadas, o que implicaria em uma capacidade limitada para lidar com reduções de liquidez, e portanto, sujeitas a maiores riscos de falência. Isto seria agravado em períodos economicamente conturbados, de elevadas flutuações na demanda e recessivos. Titman e Wessels (1988) apontam também que as empresas menores apresentam uma proporção maior de dívida de curto prazo do que as firmas maiores. Esta prática financeira estaria indicando maiores custos de transação para captação de recursos de longo prazo e maiores riscos de falência, conseqüentemente, seriam mais sensíveis a períodos recessivos.

A variável vendas como razão do estoque de capital  $\left(\frac{V}{K}\right)_{it-1}$  apresentou-se significativa para ambos os grupos de firmas, como esperado, porém, com um baixo coeficiente. Para as firmas mais intensivas em capital o coeficiente é significativo somente ao nível de 10%. Apesar do coeficiente ser baixo para ambas as firmas, o maior valor é apresentado para as firmas menos intensivas em capital, indicando uma maior dependência dessas firmas à realização de vendas.

A interpretação dos resultados obtidos acima considerou a classificação das firmas em alta e baixa intensidade de capital com um ponto de corte definido em 0.15. No entanto, se o ponto de separação escolhido não representar um corte apropriado, as inferências e as análises feitas acima poderiam ser comprometidas. Com o objetivo examinar a robustez da inferência e da análise, estimou-se a sensibilidade dos parâmetros quando o ponto de corte é alterado. Se o ponto de corte definido na análise acima não for apropriado, poder-se-ia esperar que uma nova estimação com alguma variação no ponto de corte alterasse os valores dos parâmetros o suficiente para comprometer a inferência.

A tabela 3.8 mostra as características financeiras das firmas agrupadas por intensidade de capital considerando os pontos de corte de 0.10 e 0.20. Nota-se uma pequena variação nos valores dos índices financeiros para ambos os grupos, mas os valores obtidos mantêm praticamente o mesmo padrão daqueles obtidos com o ponto de corte de 0.15. Portanto, espera-se que os resultados econômicos da estimação dos parâmetros não sofram alterações significativas.

Tabela 3.8 - Características das firmas por intensidade de capital - Valores médios.

Variáveis	Baixa		Alta	
	$(K/V+\Delta E) \leq 0.20$	$(K/V+\Delta E) \leq 0.10$	$(K/V+\Delta E) > 0.20$	$(K/V+\Delta E) > 0.10$
Investimento/Estoque de capital	0.4453	0.3945	0.08797	0.04473
Fluxo de Caixa/Estoque de capital	0.43429	0.4511	0.26758	0.3028
Venda/Estoque de capital	3.5486	3.9617	1.1523	1.3208
Dívida/Estoque de capital	0.53194	0.5499	0.4152	0.4275
Lucro Líquido/ Estoque de Capital	0.16869	0.1767	0.0669	0.0927
Varição de Capital de Giro/Estoque de Capital	0.05526	0.0715	-0.0240	-0.0235
Dívida/ Patrimônio Líquido	0.3510	0.3183	1.6221	1.1656
Número de Observações	3297	3983	1673	983

Já a tabela 3.9 apresenta os coeficientes estimados para os novos pontos de corte, podendo-se notar que os parâmetros apresentam pouca variação entre si. As únicas exceções quanto à significância ocorrem com as variáveis fluxo de caixa e vendas. Enquanto o fluxo de caixa para as firmas menos intensivas em capital no ponto de corte 0.10 torna-se não significativo, a variável vendas deixa de ser significativa no ponto de corte 0.20 para as firmas mais intensivas em capital. Apesar das pequenas mudanças apontadas acima, a utilização de pontos de corte distintos continua corroborando a principal conclusão do presente trabalho, já que as empresas consideradas mais intensivas em capital continuam sendo consideradas mais restritas financeiramente.

À medida que se aumenta o ponto de corte nota-se que o coeficiente do fluxo de caixa das firmas classificadas como mais intensivas em capital torna-se maior, evidenciando que quanto mais intensivas, mais restritas financeiramente as firmas são. Já o coeficiente das firmas classificadas como menos intensivas torna-se menor, indicando que tais empresas são menos restritas financeiramente, já que apresentam maior valor para o lucro líquido como razão do estoque de capital. Por outro lado, quando o ponto de corte é definido em 0.10, observa-se que as variáveis fluxo de caixa e lucro líquido das firmas menos intensivas aumentam, indicando que estas poderiam não se apresentar como restritas financeiramente. Neste sentido, pode-se confiar que o ponto de corte 0.15 é apropriado para dividir a amostra, não comprometendo a análise e os resultados.

Tabela 3.9 - Sensibilidade dos Parâmetros por Alta e Baixa Intensidade de Capital a outros pontos de corte.

Variáveis	Baixa Intensidade de Capital		Alta Intensidade de Capital	
	$(K/V+\Delta E) \leq 0.10$	$(K/V+\Delta E) \leq 0.20$	$(K/V+\Delta E) > 0.10$	$(K/V+\Delta E) > 0.20$
$(I/K)_{t-1}$	-0.2405 (0.0365)	-0.2141 (0.03342)	-0.1536 (0.0481)	-0.4017 (0.0654)
$(I/K)^2_{t-1}$	0.0118 (0.0046)	0.0085 (0.00423)	-0.00159 (0.0071)	0.1189 (0.03061)
$(FC/K)_{t-1}$	0.02587 (0.0161)	0.02732 (0.0153)	0.0911 (0.0447)	0.1968 (0.0555)
$(V/K)_{t-1}$	0.01977 (0.00377)	0.02084 (0.00361)	0.0245 (0.01022)	0.01381 (.01017)
$(FIN/K)_{t-1}$	0.0338 (0.0170)	0.0287 (0.0158)	0.0563 (0.0248)	0.0957 (0.0255)
Nº de Observ.	3297	3983	1673	987

\* A variável dependente é  $(I/K)_t$ , e os valores entre parênteses são os erros padrão.

\*\* O ponto de corte é definido pela razão Estoque de Capital - Vendas mais variação de estoques.

A influência da capacidade de realização de lucro nas decisões de investimento poderia estar indicando que variáveis de liquidez, como o fluxo de caixa, representariam melhor uma *proxy* de lucratividade futura e não de a firma ser restrita financeiramente. Isto significa que somente a presença de uma elevada sensibilidade do investimento em relação ao fluxo de caixa não é suficiente para interpretar tais firmas como restritas financeiramente. No entanto, os resultados encontrados no presente trabalho proporcionam evidências de que a variável fluxo de caixa não esteja atuando como uma *proxy* da lucratividade futura, mesmo considerando que as expectativas futuras de lucros podem afetar as decisões de investimento. Se a variável de liquidez estivesse refletindo o potencial de rentabilidade futura, esperar-se-ia que as firmas mais lucrativas apresentassem maiores coeficientes. Neste caso, as firmas menos intensivas em capital, que apresentaram maiores índices de lucratividade, também apresentariam maiores valores para o parâmetro fluxo de caixa. No entanto, as firmas que exibiram maiores coeficientes da variável fluxo de caixa foram aquelas com menor lucratividade, ou seja, as firmas mais intensivas em capital. Isto permite concluir que as diferenças nos coeficientes entre os grupos estariam refletindo predominantemente o grau de restrição financeira das firmas, em oposição ao potencial de lucratividade futura.

Outro resultado indicando uma diferença significativa entre os coeficientes refere-se ao fato do coeficiente do fluxo de caixa apresentar-se estatisticamente diferente entre os grupos. Para testar a presença de distintos coeficientes entre os grupos foi utilizada uma *dummy* de inclinação para o fluxo de caixa, tendo como hipótese nula a igualdade de seus coeficientes. O resultado da estimação é que o coeficiente do fluxo de caixa para as firmas

mais intensivas em capital é estatisticamente distinto do das firmas menos intensivas em capital, refletindo um maior grau de restrição financeira para as primeiras. (tabela B.1, apêndice B).

A tabela 3.10 apresenta uma comparação dos resultados entre os diferentes modelos de regressão. Pode-se observar que os coeficientes de determinação,  $R^2$ , para os diferentes modelos apresentam razoáveis diferenças, sendo o maior deles verificado no modelo de efeito fixo para as firmas com alta intensidade de capital, que apresenta também a menor variância ( $\sigma^2$ ). O menor  $R^2$  e a maior variância são observados no modelo mais simples de regressão (OLS).

Tabela 3.10 - Resultados dos Diferentes Modelos de Regressão.

Variável	OLS	Efeito Fixo	Efeito Fixo - com Het.	GLS - com Het.	Efeito Fixo	
					Alta Intens.	Baixa Intens.
$\alpha$	.3053729 (.0148068)	.1149845 (.469832)	.1149845 (.1008231)	1.129761 (.0174101)	.9499799 (.0492186)	.8798143 (.3952934)
$(I/K)_{t-1}$	-.5138515 (.0196933)	-.2093017 (.0287589)	-.2093017 (.03066430)	.0081298 (.0156509)	-.2080034 (.0447881)	-.2454298 (.0347761)
$(I/K)_{t-1}^2$	.0599783 (.0031265)	.0116726 (.0037091)	.0116726 (.0040591)	-.003167 (.0018789)	.0091881 (.0061764)	.0135081 (.004437)
$(FC/K)_{t-1}$	-.0008897 (.0150054)	.0363748 (.0139869)	.0363748 (.0233044)	.050357 (.0063768)	.1274326 (.0500407)	.0346089 (.015618)
$(V/K)_{t-1}$	.0239483 (.0028097)	.018077 (.0032274)	.018077 (.0043985)	.0054557 (.0011363)	.018721** (.00983728)	.019817 (.0036875)
$(FIN/K)_{t-1}$	-.0129682 (.0126093)	.0389229 (.0136644)	.0389229 (.0142897)	.007053 (.0049096)	.0925155 (.0255989)	.0297958** (.0163507)
Nº de Observ.	4970	4970	4970	4970	1238	3732
$R^2$	0.1252	0.5029	0.5029	0.5624	0.7891	0.4774
$\sigma^2$	0.69474	0.4391	0.4391	0.4465	0.1518	0.5154

\* A variável dependente é  $(I/K)_t$ . Os valores entre parênteses são os erros padrão.

\*\* Significante a 10%.

Exceto para o modelo GLS, em todos os outros a variável dependente defasada apresentou-se com sinal negativo. Conforme já dito, isto se deve provavelmente ao período analisado. O coeficiente da variável dependente defasada elevado ao quadrado só não se mostrou significativo para o modelo de efeito fixo para as firmas mais intensivas em capital. O coeficiente do fluxo de caixa para o modelo OLS, além de exibir um sinal negativo, é

estatisticamente não significativo. O seu maior valor é apresentado no modelo de efeito fixo, para as empresas de alta intensidade de capital. Já o coeficiente da variável vendas apresenta o maior valor para o modelo de OLS, seguido pelo modelo de efeito fixo para as firmas com baixa intensidade de capital, o que mostra uma maior importância dessa variável para estas firmas.

A classificação das firmas por intensidade de capital desempenha um importante papel nos resultados obtidos neste trabalho. Acredita-se que esta classificação proporciona uma forma de controlar e separar os efeitos das restrições financeiras de outros fatores. Analisando os critérios de investimento e sua relação com a intensidade de capital Hirschman e Sirkin (1958) apontam que

The threat of obsolescence and the attractiveness of new and better machines make the capitalists with expensive machinery more accumulation-minded than entrepreneurs with relatively little capital input. [...]. The emphasis on reinvestment can, therefore, yield an argument for investment in more capital-intensive industries than would be indicated by a pure market calculation (p. 470).

Comparando a classificação das firmas da amostra utilizada neste trabalho por tamanho e por intensidade de capital, observa-se que a taxa de investimento está mais fortemente correlacionada com o grau de intensidade de capital do que com o tamanho da firma, principalmente quando se comparam as firmas grandes com as mais intensivas em capital. Enquanto o índice de correlação entre taxa de investimento e intensidade de capital é de -0.0180, a correlação entre tamanho da firma e a taxa de investimento é de -0.1060, indicando que a necessidade de aumento marginal de capital depende mais do grau de intensidade de capital do que do tamanho da firma. A estimação de uma regressão entre a taxa de investimento e as variáveis tamanho e intensidade de capital corroborou a maior importância desta última na explicação da variabilidade da taxa de investimento.

Por outro lado, a análise das decisões de investimento considerando apenas o tamanho pode apresentar uma certa ambigüidade, já que se estaria misturando maturidades e setores com características distintas. Na tentativa de esclarecer sobre a conveniência de usar um ou outro critério para classificação das firmas, estimou-se o mesmo modelo agrupando as firmas por tamanho<sup>27</sup>. Para as firmas ditas menores o coeficiente do fluxo de caixa e do

<sup>27</sup> Na classificação das firmas por tamanho utilizou-se o critério adotado pelo BNDES.

financiamento não se apresentaram significativos. Isso deve-se, provavelmente, ao fato de as firmas incluídas na amostra não serem propriamente pequenas e sim médias, com graus de restrição de liquidez e dificuldades de captação de recursos menores, quando comparadas com firmas pequenas. A redução do grau de restrição financeira dessas firmas deve-se também à presença de uma estrutura de propriedade mais concentrada, o que diminui os custos de agência. Para as firmas grandes, todos os coeficientes apresentaram-se significativos, porém os coeficientes do fluxo de caixa e do financiamento total exibiram valores bem inferiores àqueles das firmas classificadas com alta intensidade de capital.

A questão da diferenciação entre as formas de classificar as empresas pode ser melhor ilustrada pelo quadro abaixo, que aloca as empresas da amostra segundo os dois critérios. Como se pode notar, firmas classificadas como altamente intensivas são sempre consideradas como grandes, porém o contrário não vale, já que muitas empresas grandes não são necessariamente intensivas em capital.

Tabela 3.11 – Distribuição das firmas por intensidade de capital e tamanho.

Intensidade de Capital	Tamanho			Soma
		Pequena	Grande	
Baixa		1146	2586	3732
Alta		---	1238	1238
Soma		1146	3824	4970

À medida que as firmas grandes não intensivas em capital são introduzidas na amostra, os valores dos coeficientes de liquidez e de financiamento caem. Estes resultados sugerem que a intensidade de capital é um aspecto mais importante para diferenciar a importância do investimento para as firmas do que o tamanho. Schiantarelli e Devereux (1990) apresentam uma análise do comportamento do investimento considerando tamanho, maturidade e setor. Eles mostram que o efeito do fluxo de caixa tende a ser maior para firmas em setores em fase de crescimento e para firmas jovens. Embora seja razoável considerar as firmas jovens, na maior parte, como firmas pequenas, o mesmo não vale para as firmas em setores em fase crescimento. Por outro lado, os resultados mostram que o fluxo de caixa desempenha um papel mais importante para as firmas grandes. Isto indica que existe uma certa influência comum e ambígua quando a classificação das firmas é feita somente por tamanho. Hu e Schiantarelli (1998) argumentam que o papel ambíguo da classificação das firmas por tamanho deve-se a

On the one hand, relatively large firms tend to be older, more diversified, less prone to bankruptcy, with a better know track record, and should therefore suffer less severe agency costs than small firms. Moreover, transaction costs for issuing debt or equity are likely to vary inversely with size. On the other hand, the ownership of small firms is often fairly concentrated, with managers holding significant blocks of stock, which may mitigate agency problems (p. 469).

### 3.8 - Considerações Finais

O principal resultado econômico deste capítulo indica de que as firmas sofrem restrições de liquidez, principalmente as firmas mais intensivas em capital. O baixo índice de lucratividade das firmas mais intensivas em capital e a diferença estatisticamente significativa dos coeficientes do fluxo de caixa entre os grupos representam fortes evidências de que o coeficiente do fluxo de caixa não está atuando como uma *proxy* da lucratividade futura da firma, e que as firmas mais intensivas sofrem maiores restrições financeiras. Este resultado atende às expectativas teóricas, já que firmas com alta intensidade de capital tendem a apresentar baixa rentabilidade devido à presença de elevados custos fixos, além da presença de uma estrutura de propriedade mais diversificada, elevando os custos de agência, conforme evidências apontadas nos estudos de Schiantarelli e Devereux (1990), Hsiao e Tahmiscioglu (1997) e Schaller (1993). Enquanto os primeiros classificam as firmas por tamanho, maturidade e setores em crescimento, os outros dois classificam as firmas por intensidade de capital e o último classifica as firmas por maturidade, grau de concentração de propriedade e por ativos com garantias colaterais<sup>28</sup>.

Por outro lado, o menor coeficiente do fluxo de caixa para as firmas menos intensivas em capital ocorre devido à maior porção de lucros retidos e estaria indicando que estas firmas são menos restritas financeiramente que as firmas mais intensivas em capital. Outra possível razão pode ser devido a estas firmas apresentarem menores custos de agência, já que frequentemente apresentam uma estrutura de propriedade mais concentrada, reduzindo o conflito de interesses entre os gestores e os acionistas. Neste caso, o fluxo de caixa seria

---

<sup>28</sup> A presença de uma estrutura de propriedade mais diversificada faz-se presente tanto para as firmas grandes quanto para as firmas mais intensiva em capital.

menos importante para as firmas com uma estrutura de propriedade mais concentrada, como relatado por Schaller (1993).

No Brasil, poucos estudos sobre investimento empresarial têm sido feitos, sendo que os que mais se aproximam do presente estudo são Casagrande (2000) e Terra (2003), ambos apresentando evidências de que as firmas brasileiras são restritas financeiramente. Enquanto o primeiro estudo classifica as firmas por tamanho e por serem listadas ou não em bolsa, o segundo agrupa as firmas de acordo com o grau de acesso ao crédito, utilizando o tamanho da firma como *proxy* para tanto. Os resultados de Casagrande (2000) mostram evidências de que as firmas como um todo são restritas financeiramente. No entanto, o coeficiente do fluxo de caixa para as firmas menores e não listadas em bolsa apresentou-se maior do que o das firmas grandes e listadas. Já Terra (2003) estima os parâmetros de interesse considerando a classificação das firmas por tamanho e por grau de dependência financeira externa, encontrando evidências de que as firmas são restritas financeiramente, porém as consideradas grandes e de maior dependência financeira externa apresentaram uma restrição ao crédito mais suave para o período de 1994-97.

Com o objetivo de aprofundar a análise empírica e precisar melhor os resultados obtidos neste trabalho, buscar-se-á no próximo capítulo elaborar uma análise utilizando uma abordagem bayesiana, equivalente ao modelo clássico abordado neste capítulo. Além da disso, será também utilizada uma estrutura econométrica em que se permite que os parâmetros variem no tempo, a qual possibilita que a análise seja feita relacionando as políticas econômicas adotadas no período abordado com as decisões de investimento da firma.

## 4 - VARIAÇÃO TEMPORAL NAS DECISÕES DE INVESTIMENTO: UMA ABORDAGEM BAYESIANA

### 4.1 - Introdução

A análise dos determinantes do investimento sob o enfoque econométrico clássico realizada no capítulo anterior mostrou evidências de que as firmas brasileiras sofrem restrições financeiras em suas decisões de investimento. A restrição de liquidez mostrou-se mais forte para as firmas mais intensivas em capital, já que estas contam com maiores custos fixos e uma estrutura de capital mais diversificada, o que tenderia a aumentar seus custos de agência. A classificação das firmas de acordo com grau de intensidade de capital mostrou-se importante para explicar a variabilidade da taxa de investimento, separando e controlando os efeitos das restrições financeiras de outros efeitos.

Neste capítulo serão considerados três modelos sob um enfoque econométrico bayesiano, tendo como objetivo precisar melhor os resultados obtidos no capítulo anterior sob o enfoque clássico e expandir nosso entendimento do problema em análise. A motivação da utilização do método bayesiano deve-se à possibilidade de se escolher o modelo que melhor representa os dados, através das preditivas ordenadas, além da possibilidade de emitir considerações probabilísticas sobre os parâmetros de interesse, o que é impossível no clássico, já que nesse as probabilidades são referentes aos dados e não aos parâmetros. Ademais, não há no modelo clássico algo equivalente às preditivas ordenadas do modelo bayesiano. A maior flexibilidade desta abordagem também pode ser expressa na possibilidade de introdução de uma variável de interação, combinando os efeitos temporal e específico da firma, inviável na abordagem clássica devido ao número de parâmetros estimados ser maior que o número de observações.

Enquanto o modelo I deste capítulo é equivalente ao modelo I do modelo clássico, no modelo II introduziu-se a citada variável de interação. No modelo III utilizou-se uma estrutura permitindo que os parâmetros variem no tempo. Enquanto na abordagem clássica essa variação é feita com a introdução de variáveis de interação, aumentando a perda de graus de liberdade, na abordagem bayesiana este problema é inexistente, já que se trabalha com simulações. A consideração do grau de intensidade de capital das firmas, a introdução da variável de interação e a análise da variação intertemporal dos parâmetros desenvolvidas neste

capítulo representam contribuições inéditas à discussão sobre a presença de restrições de liquidez para as firmas brasileiras, visto que tais procedimentos metodológicos ainda não haviam sido aplicados na análise das decisões de investimento de empresas nacionais.

No primeiro item apresenta-se uma breve descrição do procedimento bayesiano na estimação dos parâmetros de interesse. No item 4.2 são apresentadas as distribuições condicionais a posteriori para cada parâmetro dos modelos estimados. No item seguinte define-se o critério formal de seleção de modelos adotado. No item 4.4 os modelos são analisados a partir dos seus resultados pelo critério de convergência proposto por Gelman e Rubin (1992) e pelas densidades preditivas ordenadas. Por último, é feita uma análise dos principais resultados econômicos obtidos pelo método bayesiano.

## 4.2 - Modelos de Regressão: Uma abordagem Bayesiana

A grande maioria dos estudos sobre determinantes de investimento da firma tem utilizado o enfoque clássico. Uma das primeiras tentativas de aplicar o método bayesiano na área econômica, em especial na análise do comportamento do investimento, foi elaborada por Tiao e Zellner (1964). Neste trabalho os autores procuraram mostrar como as informações a priori conjuntamente com as informações dos dados podem ser utilizadas para fazer inferência sobre os parâmetros do modelo. Eles propuseram um método bayesiano sequencial para contornar o problema de determinação da priori<sup>29</sup>. Naquela época, uma das grandes dificuldades na estimação dos modelos bayesianos devia-se à sua dependência de uma área computacional desenvolvida. Isto porque para computar as várias integrais da função verossimilhança são necessários métodos de simulação para a obtenção de aproximações dessas integrais. No entanto, com o atual desenvolvimento computacional, as simulações na estimação dos parâmetros do modelo tornaram-se viáveis.

Enquanto no modelo clássico a única informação para a estimação dos parâmetros e inferência provém das informações contidas nos dados, no bayesiano reconhecem-se duas fontes de informações: sobre os parâmetros  $\theta$ , da mesma forma que no modelo clássico, informações contidas nos dados  $y$ ; a outra, denominada de informações

---

<sup>29</sup> A idéia do método sequencial para o modelo bayesiano é calcular a posteriori e utilizá-la como priori para calcular novamente a posteriori. No enfoque bayesiano o papel da priori é contribuir com informações prévias que possam reduzir a incerteza do parâmetro desconhecido  $\theta$ , a ser estimado. Estas informações são formalmente traduzidas por uma distribuição de probabilidade.

prévias não contidas nos dados. Estas duas formas de informações combinadas são utilizadas na estimação a posteriori dos parâmetros. No modelo bayesiano o processo que especifica a estrutura probabilística, isto é, o processo gerador de dados (DGP) da variável dependente como função das covariadas é composto por duas funções: uma indicando o conhecimento a priori representado pela distribuição de probabilidade, denotada por  $\pi(\theta)$ , e outra representando a distribuição das informações contidas nos dados, denotada por  $f(y/\theta)$ , isto é, a função verossimilhança dos parâmetros. Através da combinação de ambas informações obtém-se a função densidade de probabilidade a posteriori, denotada por:

$$\pi(\theta/y) = \frac{\pi(y/\theta)\pi(\theta)}{\pi(y)} \propto \pi(\theta) \cdot f(y/\theta) \quad (4.1)$$

onde o termo do lado esquerdo é a função densidade a posteriori e o primeiro termo do lado direito mostra o produto da priori pela verossimilhança condicionada sobre os dados, o qual é proporcional à distribuição a priori vezes a distribuição amostral dos dados. O termo  $\pi(y)$ , omitido no segundo termo do lado direito de (1), é considerado como um fator de normalização, o qual, como não depende de  $\theta$  com  $y$  fixo, pode ser considerado como uma constante. O papel da constante normalizadora é evitar que a densidade a posteriori seja imprópria. A fórmula acima, conhecida como forma de Bayes, indica que a distribuição a posteriori é proporcional ao produto da priori pela verossimilhança.

Na estimação bayesiana, a média a posteriori, definida por  $E[\theta/y] = \int \theta \pi(y/\theta) d\theta$ , é utilizada como estimador, enquanto seu desvio padrão é considerado uma medida de precisão. Inferências sobre os parâmetros não observados  $\tilde{y}$  podem ser feitas após  $y$  ter sido observado. As distribuições referentes a  $\tilde{y}$  são denominadas distribuições preditivas a posteriori. O termo a posteriori aplica-se porque as distribuições são feitas condicionalmente sobre os dados observados  $y$ ; a qualificação preditiva é pertinente porque são predições para os dados não observados  $\tilde{y}$ . A densidade preditiva de  $\tilde{y}$  é expressa formalmente como:

$$\pi(\tilde{y}/y) = \int \pi(\tilde{y}/\theta, y) \pi(\theta/y) d\theta \quad (4.2)$$

onde a densidade a posteriori do parâmetro  $\pi(\theta/y)$  é utilizada como uma função de ponderação na integração do parâmetro  $\theta$ . Um caso especial pode ocorrer quando  $\tilde{y}$  é independente de  $y$  para dado  $\theta$ . Neste caso,  $\pi(\tilde{y}/\theta, y)$  pode ser representada como  $\pi(\tilde{y}/\theta)$ .

A combinação da priori com os dados sintetiza a crença sobre como essa interação irá determinar a estrutura probabilística dos dados. Uma forma particular para a distribuição de  $y_{jt}$ , dados os parâmetros  $f(y/\theta)$ , e com independência entre as observações, pode ser representada por:

$$f(y/\theta) = \prod_{j=1}^n f(y_j/\theta) \quad (4.3)$$

Considerando o caso em que  $y_{jt}$  apresenta uma distribuição normal, a função verossimilhança pode ser expressa como:

$$L(\mu, \sigma^2) = \pi(\underline{y}/\mu, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n (y_j - \mu)^2\right\}, \quad (4.4)$$

onde  $\mu$  é a média amostral das  $n$  observações e  $\sum_{j=1}^n (y_j - \mu)^2$  é a soma dos quadrados dos desvios em torno da média. Maximizando a função verossimilhança com relação aos parâmetros, obtêm-se os valores específicos estimados para cada parâmetro. Como normalmente o interesse é computar cada parâmetro individualmente, deve-se calcular a densidade marginal a posteriori de cada parâmetro de interesse, condicionada aos outros parâmetros  $\theta_i$ . Por exemplo, a densidade marginal de  $\mu$ , é definida formalmente como:

$$\pi(\mu/y) = \int \pi(\mu, \theta/y) d\theta \quad (4.5)$$

Uma característica fundamental na abordagem bayesiana é que os parâmetros a serem estimados são tratados como aleatórios e não como quantidades fixas, e muitas vezes não são considerados como totalmente desconhecidos. O grau de incerteza quanto aos parâmetros é representado pela distribuição de probabilidade denominada de priori, cujo objetivo é proporcionar a introdução do conhecimento prévio na estimação dos parâmetros.

O método para escolher a densidade a priori pode ser baseado tanto na determinação de probabilidade de forma subjetiva ou objetiva. No primeiro caso, seria considerada uma situação em que não se tem qualquer conhecimento sobre a distribuição de probabilidade a priori. Isto significa que as densidades a priori teriam como base a opinião pessoal do pesquisador, sua intuição, opinião de especialistas etc. No caso do método objetivo, com ou sem nenhuma informação prévia seria possível atribuir uma distribuição de probabilidade a priori. Na hipótese de nenhuma informação, utilizar-se-ia uma priori não-informativa. A idéia de nenhuma informação pode ser representada pela ocorrência de todos os possíveis valores para  $\theta$  igualmente prováveis, isto é, com uma distribuição a priori uniforme. Para Box e Tiao (1973), o objetivo seria encontrar uma parametrização em que a verossimilhança só mudaria em locação e não em escala, ou seja, encontrar uma priori localmente uniforme dada por  $\pi(\theta) \propto cte$ .

O papel da priori depende muito do tamanho da amostra, sendo que se esta for muito grande, o seu impacto na posteriori será pequeno. Muitos autores defendem que a incerteza quanto ao conhecimento a priori pode ser implementado através do uso de uma distribuição com grande variância. A quantificação das informações a priori na análise bayesiana depende fundamentalmente da natureza do problema. Uma maneira muito utilizada de definir a forma da distribuição a priori é através da inspeção da função verossimilhança. Isto proporciona uma idéia da forma da distribuição condicional sobre um ou mais parâmetros, a qual poderá ser assumida a priori. Se a distribuição da densidade a posteriori apresentar a mesma forma paramétrica da distribuição a priori, tem-se uma distribuição a priori conjugada. A idéia é que as distribuições a priori e a posteriori pertençam a uma mesma família de distribuições de probabilidade<sup>30</sup>.

A utilização de distribuições a priori conjugadas proporciona uma grande facilidade prática e conveniência computacional, já que apresenta uma forma conhecida. O problema é que muitas vezes a priori conjugada pode não representar a incerteza a priori apropriadamente. Quando, para modelos mais complexos, a utilização de distribuições a priori conjugadas não é possível, as inferências a posteriori podem tornar-se menos transparentes e computacionalmente mais complicadas, porém não haveria problemas conceituais (Gelman, 1995).

---

<sup>30</sup> Gelman et.al. (1995) mostram que uma distribuição a priori beta pode ser conjugada com uma verossimilhança com distribuição binomial, já que pertencem à mesma família de distribuição.

No procedimento utilizado neste trabalho adotou-se uma abordagem bayesiana hierárquica, em que a especificação da distribuição a priori é dividida em estágios. A partir do conhecimento que se tem a priori sobre  $\theta$ , define-se uma forma funcional para tais distribuições, cujos parâmetros deverão ser especificados conforme o conhecimento a priori. Os parâmetros especificados das distribuições a priori são denominados de hiperparâmetros. Uma vez definida a distribuição a priori, e combinado-a com a verossimilhança, obtém-se a densidade a posteriori dos parâmetros. No entanto, muitas vezes o cálculo da densidade a posteriori pode não ser possível, devido a um complexo processo no cálculo das integrais. Nestes casos, quando as integrais não podem ser calculadas analiticamente, devem-se utilizar aproximações através de métodos numéricos.

A densidades a posteriori para os parâmetros em questão podem ser calculadas utilizando algoritmos de simulação através do método de Monte Carlo por Cadeia de Markov (MCMC). Este método é uma técnica de simulação iterativa baseado em cadeias de Markov, que gera uma amostra da distribuição a priori e calcula as estimativas amostrais caracterizadas por esta distribuição. Uma cadeia de Markov é definida como uma seqüência de variáveis aleatórias  $\{\theta_0, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p\}$  de tal forma que a distribuição de  $\theta_i$  depende somente de  $\theta_{i-1}$ , ou seja,  $P(\theta_i/\theta_{i-1})$ . Formalmente, uma cadeia de Markov é expressa como:

$$\Pr(\theta_i \in S/\theta_0, \dots, \theta_{i-1}) = \Pr(\theta_i \in S/\theta_{i-1}), \quad (4.6)$$

representando a probabilidade de  $\theta_i$  ser igual um particular valor  $S$ , que depende somente de seu valor passado mais recente  $\theta_{i-1}$ . Quando a dimensão  $p$  do vetor aleatório for muito grande, a integração para obter as densidades marginais de cada parâmetro torna-se inviável. Neste caso, uma alternativa é a utilização do método de amostragem Gibbs Sampler, que é um método de simulação de distribuições cujos vetores aleatórios são particionados em blocos, em que se define densidade de transição como o produto das densidades condicionais completas<sup>31</sup>,  $\pi(\theta_i/\theta_{-i})$ , onde  $\theta_{-i} = (\theta_1, \dots, \theta_{i-1}, \theta_{i+1}, \dots, \theta_p)$  é o vetor aleatório de dimensão  $p-1$ , e  $(i=1, \dots, p)$ . Na geração de uma amostra, o método de amostragem Gibbs é definido da seguinte forma: dados os valores iniciais  $\theta^{(0)} = (\theta_1^0, \theta_2^0, \dots, \theta_p^0)$ , simulam-se os valores da seguinte forma:

<sup>31</sup> O método de amostragem Gibbs foi formalmente introduzido por Geman e Geman (1984) em problemas de reconstrução de imagens. Sua utilização e aplicação na estatística bayesiana tornou-se mais difundida após o trabalho de Gelfand e Smith (1990).

$$\begin{aligned}
\theta_1^{(1)} &\sim \pi(\theta_1 / \theta_2^{(0)}, \dots, \theta_p^{(0)}, y) \\
\theta_2^{(1)} &\sim \pi(\theta_2 / \theta_1^{(1)}, \theta_3^{(0)}, \dots, \theta_p^{(0)}, y) \\
&\vdots \\
\theta_p^{(1)} &\sim \pi(\theta_p / \theta_1^{(1)}, \dots, \theta_{p-1}^{(1)}, y)
\end{aligned} \tag{4.7}$$

obtendo-se por iteração a primeira observação  $\theta^{(1)} = (\theta_1^{(1)}, \dots, \theta_p^{(1)})$ . Após a  $p$ -ésima observação simulada, completa-se o ciclo correspondente à transição do vetor inicial  $\theta^{(0)}$  para o vetor subsequente  $\theta^{(1)}$ . Este ciclo é repetido um número de vezes suficiente para que se atinja um estado de equilíbrio. Para cada vetor gerado em um momento anterior inicia-se um novo ciclo, obtendo-se uma cadeia de Markov até atingir a convergência. A convergência é alcançada quando se atinge uma distribuição estacionária ou de equilíbrio, que é a distribuição de interesse.

Gelman et. al. (1995) identificam duas dificuldades na avaliação do processo de convergência da distribuição desejada. A primeira refere-se à possibilidade de que as iterações do processo não sejam suficientes para a convergência do algoritmo, não representando assim as distribuições de interesse. Para uma seqüência de iterações suficientemente longas, gerar-se-ia uma amostra independente e identicamente distribuída (iid). Mesmo quando as simulações efetuadas atingem a convergência desejada, a presença de dependência dos valores iniciais pode comprometer a convergência à distribuição de interesse. Neste caso, a sugestão para reduzir o efeito ou a dependência dos valores iniciais e evitar estimativas viesadas é descartar a primeira metade da amostra simulada e dedicar a atenção à segunda metade<sup>32</sup>.

A segunda refere-se à possível presença de correlação na seqüência de iterações, caso em que a inferência pode ser comprometida. A correlação serial na simulação não representa por si só um problema, já que na convergência ter-se-ia uma amostra simulada identicamente distribuída, e ao realizar as inferências ignora-se a ordem dos eventos simulados. Uma alternativa sugerida para reduzir este problema é escolher uma amostra simulada não sucessiva, de forma espaçada por uma dada defasagem, de tal forma que se evite a correlação entre os sucessivos valores gerados de  $\theta^{(t)}$ .

Uma vez contornadas as dificuldades acima, a estratégia é escolher um número de iterações suficiente para atingir a convergência. Para Casella e George (1992) a eficiência

<sup>32</sup> O descarte dos eventos simulados inicialmente é denominado de *burn-in*, período de aquecimento a partir do qual procura-se garantir que o estado de equilíbrio seja atingido.

do método de amostragem Gibbs depende de sua taxa de convergência: “Intuitively, this convergence rate will be fastest when  $X_j^*$  move rapidly through the sample space, a characteristic that may be thought of as mixing” (p. 173).

A verificação formal de convergência da amostra gerada será analisada através do método proposto por Gelman e Rubin (1992)<sup>33</sup>. Os autores propuseram um método de simulação baseado em várias cadeias de Markov simuladas a partir de vários ponto iniciais. O critério de convergência proposto definido como:

$$\sqrt{\hat{R}} = \sqrt{\frac{(\hat{V}/W)df}{(df-2)}} \quad , \quad (4.8)$$

onde  $\hat{R}$  representa o valor do fator de redução potencial de escala,  $\hat{V}$  é a variância estimada,

definida como  $\sqrt{\hat{V}} = \sqrt{\hat{\sigma}^2 + \frac{B}{m \times n}}$ ;

$\frac{B}{n} = \sum_{i=1}^m \frac{(\bar{\theta}_i - \bar{\theta}_{..})^2}{(m-1)}$  indica a variância entre as cadeias, enquanto  $\bar{\theta}_j = \sum_{i=1}^n \frac{\theta_{ij}}{n}$  é a média

amostral dos valores simulados e  $m$  e  $n$  representam respectivamente o número de cadeias e o tamanho da amostra das cadeias;

$W$  é a variância dentro das cadeias  $W = \sum_{i=1}^m \frac{s_i^2}{m}$ , onde  $s_i^2 = \sum_{j=1}^n \frac{(\theta_{ij} - \bar{\theta}_i)^2}{(n-1)}$ ;

$df = \frac{2\hat{V}^2}{VAR(\hat{V})}$  representa os graus de liberdade. A variância da densidade a posteriori de interesse pode ser estimada pela média ponderada de  $W$  e de  $B$ , isto é,

$\hat{\sigma}^2 = \frac{n-1}{n} \times W + \frac{1}{n} \times B$ . Se apenas uma seqüência for simulada  $B$  não pode ser calculado.

Assume-se a convergência na prática quando  $\sqrt{\hat{R}} \leq 1,1$  e quando  $n \rightarrow \infty$   $\sqrt{\hat{R}}$

aproxima-se de 1. Portanto, quando o fator de redução potencial de escala  $\sqrt{\hat{R}}$  apresentar um valor elevado, haveria razão para acreditar que um maior número de simulações proporcionaria uma melhora na inferência sobre a distribuição desejada.

<sup>33</sup> Os gráficos de convergência, autocorrelação e das densidades dos parâmetros de cada modelo, obtidos pelo programa Winbugs 1.4, constam no apêndice E, D e C, respectivamente.

A abordagem bayesiana brevemente descrita acima será utilizada para analisar os determinantes dos investimentos das firmas consideradas neste trabalho.

### 4.3 - Condicionais a Posteriori para cada Modelo.

Neste item são apresentadas as distribuições das condicionais a posteriori de cada modelo. Como o procedimento adotado neste trabalho refere-se a um modelo bayesiano hierárquico, deve-se especificar a distribuição a priori, a qual é dividida em estágios. Após a definição da distribuição a priori e da verossimilhança e do produto de ambas, obtém-se a densidade a posteriori de cada parâmetro.

#### 4.3.1 - Modelo I

No item 3 do capítulo anterior, em que se efetuou a análise exploratória dos dados, constatou-se que existe uma forte suspeita da presença de efeitos que não são observados e que não foram considerados no modelo. Portanto, partiu-se do modelo considerando os efeitos específicos da firma e de tempo na abordagem bayesiana.

O modelo descrito neste capítulo sob um enfoque bayesiano (9) é semelhante ao modelo clássico do capítulo anterior. No entanto, enquanto na abordagem clássica tratou-se o modelo (2) como um modelo de efeito fixo, no bayesiano algumas adaptações são necessárias para que sejam equivalentes, já que sob o enfoque bayesiano os parâmetros estimados são tratados como aleatórios e não como fixos. Gelman et. al. (1995) considera que a estimação do modelo de efeito fixo na forma bayesiana pode causar alguma confusão, isto é,

The terms 'fixed' and 'random' come from the non-Bayesian statistical tradition and are somewhat confusing in a Bayesian context where all unknown parameters are treated as 'random'. The non-Bayesian view considers fixed effects to be fixed unknown quantities, but the standard procedures proposed to estimate parameters, based on specified repeated-sampling properties, happen to be equivalent to the Bayesian posterior inference under a noninformative (uniform) prior distribution (p. 368-69).

Neste sentido, procurou-se proporcionar uma equivalência entre ambas as abordagens. Para isso, atribuiu-se uma distribuição a priori não informativa para obter as densidades a posteriori, partindo-se do seguinte modelo:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{jt} = \alpha_j + \omega_t + \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{FC}{K}\right)_{jt-1} + \beta_4 \left(\frac{V}{K}\right)_{jt-1} + \beta_5 \left(\frac{FIN}{K}\right)_{jt-1} + \varepsilon_{jt} \quad (4.9)$$

onde

$$j = 1, 2, \dots, 473;$$

$$t = 1, 2, \dots, 10;$$

$$X_{lj} = \text{covariadas para } l = 1, 2, \dots, 5;$$

$$\alpha_j \sim N(0, \sigma_\alpha^2); \quad \omega_t \sim N(0, \sigma_\omega^2); \quad \varepsilon_{jt} \sim N(0, \sigma^2)$$

Para facilitar a notação utilizada nas expressões referentes às distribuições de probabilidade, utiliza-se a seguinte equivalência:

$$(I/K)_t = Y$$

$$(I/K)_{t-1} = X_1$$

$$(I/K)_{t-1}^2 = X_2$$

$$(FC/K)_{t-1} = X_3$$

$$(V/K)_{t-1} = X_4$$

$$(FIN/K)_{t-1} = X_5$$

Para implementar a abordagem bayesiana hierárquica faz-se necessário escolher as densidades de probabilidade a priori para os seguintes parâmetros, os quais são definidos em dois estágios.

Primeiro estágio:

$$(i) \quad \alpha_j \sim N(0, \sigma_\alpha^2); \quad j = 1, 2, \dots, 497;$$

$$(ii) \quad \omega_t \sim N(0, \sigma_\omega^2); \quad t = 1, 2, \dots, 10;$$

$$(iii) \quad \beta_l \sim N(a_l, b_l^2); \quad a_l, b_l \text{ conhecidos}; \quad l = 1, 2, \dots, 5;$$

$$(iv) \quad \sigma^2 \sim IG(a_6, b_6); \quad a_6, b_6 \text{ conhecidos};$$

Segundo estágio:

$$(v) \sigma_\alpha^2 \sim IG(a_7, b_7); \quad a_7, b_7 \text{ conhecidos};$$

$$(vi) \sigma_\omega^2 \sim IG(a_8, b_8); \quad a_8, b_8 \text{ conhecidos},$$

onde  $N(\mu, \sigma^2)$  denota uma distribuição normal e  $IG(a, b)$  representa uma distribuição gama inversa.

Considerando que as distribuições a priori para os parâmetros acima definidos são independentes, tem-se que a densidade conjunta a priori é representada por:

$$\begin{aligned} \Pi(\underline{\alpha}, \underline{\beta}, \underline{\omega}, \sigma^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\omega^2) &\propto \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \alpha_j^2\right\} \cdot \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\omega^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\omega^2} \omega_t^2\right\} \\ &\exp \prod_{l=1}^5 \left\{ -\frac{1}{2b_l} (\beta_l - a_l)^2 \right\} \cdot (\sigma^2)^{-(a_6+1)} e^{-\frac{b_6}{\sigma^2}} \cdot (\sigma_\alpha^2)^{-(a_7+1)} e^{-\frac{b_7}{\sigma_\alpha^2}} \cdot (\sigma_\omega^2)^{-(a_8+1)} e^{-\frac{b_8}{\sigma_\omega^2}} \end{aligned} \quad (4.10)$$

para  $i = 1, \dots, 5$

A função de Verossimilhança para o modelo I é definida por:

$$L(\underline{\alpha}, \underline{\omega}, \underline{\beta}, \sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-\frac{nT}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left( y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right)^2\right\}, \quad (4.11)$$

$l = 1, \dots, 5$

Considerando as distribuições a priori (10) e a verossimilhança (11), obtém-se a densidade a posteriori conjunta para os parâmetros de interesse, dada por:

$$\begin{aligned} \Pi(\underline{\alpha}_j, \underline{\beta}_l, \underline{\omega}_t, \sigma^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\omega^2 / \underline{y}, \underline{x}) &\propto \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \alpha_j^2\right\} \cdot \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\omega^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\omega^2} \omega_t^2\right\} \\ &\prod_{l=1}^5 \exp\left\{-\frac{1}{2b_l} (\beta_l - a_l)^2\right\} \cdot (\sigma^2)^{-(a_6+1)} e^{-\frac{b_6}{\sigma^2}} \cdot (\sigma_\alpha^2)^{-(a_7+1)} e^{-\frac{b_7}{\sigma_\alpha^2}} \cdot (\sigma_\omega^2)^{-(a_8+1)} e^{-\frac{b_8}{\sigma_\omega^2}} \\ &\cdot (\sigma^2)^{-\frac{nT}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left( y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right)^2\right\} \end{aligned} \quad (4.12)$$

A partir da densidade a posteriori conjunta (12), encontramos as distribuições condicionais a posteriori de  $\alpha_j$ ,  $\beta_l$ ,  $\omega_t$ ,  $\sigma^2$ ,  $\sigma_\alpha^2$  e  $\sigma_\omega^2$ , que são necessárias para aplicar as simulações baseadas no método de Monte Carlo em Cadeia de Markov (MCMC). As distribuições condicionais encontradas são::

(i) Condicional a posteriori para  $\alpha_j$ :

$$\Pi\left(\alpha_j / \theta_{(\alpha_j)}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto \exp\left\{-\frac{\alpha_j^2}{2\sigma_\alpha^2}\right\} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T \left(y_{ji} - \alpha_j - \omega_t - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{lji}\right)^2\right\} \quad (4.13)$$

A densidade condicional a posteriori acima pode ser representada por uma distribuição normal,

$$\alpha_j / \theta_{(\alpha_j)}, \underline{y}, \underline{x} \sim N \left[ \sigma_\alpha^2 \frac{\left[ \sum_{i=1}^T \left( y_{ji} - \omega_t - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{lji} \right) \right]}{\sigma^2 + \sigma_\alpha^2 T}, \frac{\sigma_\alpha^2 \sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_\alpha^2 T} \right] \quad (4.14)$$

para  $j = 1, 2, \dots, n$ .

(ii) Condicional a posteriori para  $\omega_t$ :

$$\Pi\left(\omega_t / \theta_{(\omega_t)}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto \exp\left\{-\frac{\omega_t^2}{2\sigma_\omega^2}\right\} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \left( y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right)^2\right\} \quad (4.15)$$

Isto é, a densidade condicional a posteriori para  $\omega_t$  é representada por uma distribuição normal dada por:

$$\omega_t / \theta_{(\omega_t)}, \underline{y}, \underline{x} \sim N \left[ \sigma_\omega^2 \frac{\left[ \sum_{j=1}^n \left( y_{jt} - \alpha_j - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right) \right]}{\sigma^2 + n\sigma_\omega^2}, \frac{\sigma_\omega^2 \sigma^2}{\sigma^2 + n\sigma_\omega^2} \right] \quad (4.16)$$

para  $t = 1, 2, \dots, T$ .

(iii) Condicionais a posteriori para  $\beta_1, \dots, \beta_5$

$$\begin{aligned} \Pi(\beta_1 / \underline{\theta}_{(\beta_1)}, \underline{y}, \underline{x}) &\propto \exp\left\{-\frac{1}{2b_1^2}(\beta_1 - a_1)^2\right\} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt}\right)^2\right\} \\ &\vdots \\ \Pi(\beta_5 / \underline{\theta}_{(\beta_5)}, \underline{y}, \underline{x}) &\propto \exp\left\{-\frac{1}{2b_5^2}(\beta_5 - a_5)^2\right\} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \sum_{l=5}^5 \beta_l x_{ljt}\right)^2\right\} \end{aligned} \quad (4.17)$$

As densidades condicionais a posteriori para cada parâmetro são dadas por:

$$\begin{aligned} \beta_1 / \underline{\theta}_{(\beta_1)}, \underline{y}, \underline{x} &\sim N \left[ \frac{\sigma^2 a_1 + b_1^2 \left( \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{1jt} y_{jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \alpha_j x_{1jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \omega_t x_{1jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \sum_{l=1}^5 x_{1jt} \beta_l x_{ljt} \right)}{\sigma^2 + b_1^2 \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{1jt}^2}, \frac{b_1^2 \sigma^2}{\sigma^2 + b_1^2 \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{1jt}^2} \right] \\ &\vdots \\ \beta_5 / \underline{\theta}_{(\beta_5)}, \underline{y}, \underline{x} &\sim N \left[ \frac{\sigma^2 a_5 + b_5^2 \left( \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{5jt} y_{jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \alpha_j x_{5jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \omega_t x_{5jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \sum_{l=5}^5 x_{5jt} \beta_l x_{ljt} \right)}{\sigma^2 + b_5^2 \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{5jt}^2}, \frac{b_5^2 \sigma^2}{\sigma^2 + b_5^2 \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{5jt}^2} \right] \end{aligned} \quad (4.18)$$

(iv) Densidade condicional a posteriori para  $\sigma^2$ :

$$\pi\left(\sigma^2 / \underline{\theta}_{(\sigma^2)}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto (\sigma^2)^{-(a_6+1)} e^{-\frac{b_6}{\sigma^2}} \cdot (\sigma^2)^{\frac{nT}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt}\right)^2\right\} \quad (4.19)$$

Isto é, a densidade condicional a posteriori para  $\sigma^2$  é representada por uma distribuição gama inversa dada por:

$$\sigma^2 / \underline{\theta}_{(\sigma^2)}, \underline{y}, \underline{x} \sim IG \left[ a_6 + \frac{nT}{2}; b_7 + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt}\right)^2 \right] \quad (4.20)$$

(v) Densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\alpha^2$ :

$$\pi\left(\sigma_\alpha^2/\theta_{(\sigma_\alpha^2)}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto (\sigma_\alpha^2)^{-(a_7+1)} e^{-\frac{b_7}{\sigma_\alpha^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \sum_{j=1}^n \alpha_j^2\right\} \quad (4.21)$$

Isto é, a densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\alpha^2$  é representada por uma distribuição dada por:

$$\sigma_\alpha^2/\theta_{(\sigma_\alpha^2)}, \underline{y}, \underline{x} \sim IG\left[a_7 + \frac{n}{2}; b_7 + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \alpha_j^2\right] \quad (4.22)$$

(vi) Densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\omega^2$ :

$$\pi\left(\sigma_\omega^2/\theta_{(\sigma_\omega^2)}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto (\sigma_\omega^2)^{-(a_8+1)} e^{-\frac{b_8}{\sigma_\omega^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\omega^2} \sum_{t=1}^T \omega_t^2\right\} \quad (4.23)$$

Isto é, a densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\omega^2$  é representada por uma distribuição dada por:

$$\sigma_\omega^2/\theta_{(\sigma_\omega^2)}, \underline{y}, \underline{x} \sim IG\left[a_8 + \frac{T}{2}; b_8 + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \omega_t^2\right] \quad (4.24)$$

A estimação dos parâmetros para as firmas agrupadas foi feita da mesma forma descrita nas condicionais calculadas acima. A equação do investimento para as firmas agrupadas por intensidade de capital é definida da seguinte forma:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{jtk} = \alpha_j + \omega_t + \delta_k \left(\frac{K}{V+\Delta E}\right)_{jt} + \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{j,t-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{j,t-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{FC}{K}\right)_{j,t-1} + \beta_4 \left(\frac{V}{K}\right)_{j,t-1} + \beta_5 \left(\frac{FIN}{K}\right)_{j,t-1} + \varepsilon_{jtk} \quad (4.25)$$

onde  $k = 1, 2$ ;

$$\delta = 0, \text{ se } \left(\frac{K}{V+\Delta E} \leq 0.15\right)_{jtk} \text{ e}$$

$$\delta = 1, \text{ se } \left( \frac{K}{V+\Delta E} > 0.15 \right)_{jtk} \quad (4.26)$$

Uma vez encontradas as distribuições a posteriori conjuntas para os parâmetros, aplica-se o método de Monte Carlo para a obtenção dos estimadores das quantidades a posteriori de interesse. As tabelas referentes aos resultados da estimação dos parâmetros obtidos via algoritmo *Gibbs Sampling* são apresentadas no item dos resultados econômicos adiante neste capítulo.

Para modelo de regressão bayesiano foram geradas 3 cadeias de 10 mil observações para cada parâmetro. Descartaram-se as 5 mil primeiras iterações (*burn-in*) e consideraram-se as amostras geradas espaçadas 20 em 20, com uma amostra final de 5.000 observações para cada parâmetro<sup>34</sup>.

#### 4.3.2- Modelo II

Neste modelo seguiu-se o desenvolvido na seção anterior, mas incorporou-se um efeito de interação entre firma e ano  $\gamma_{jt}$ . A idéia desta variável é verificar se existe algum efeito sobre o comportamento do investimento decorrente da combinação dos efeitos específicos da firma e do tempo, ou seja, se ambos agem simultaneamente. A equação estimada é

$$\left( \frac{I}{K} \right)_{jt} = \alpha_j + \omega_t + \gamma_{jt} + \beta_1 \left( \frac{I}{K} \right)_{jt-1} + \beta_2 \left( \frac{I}{K} \right)_{jt-1}^2 + \beta_3 \left( \frac{FC}{K} \right)_{jt-1} + \beta_4 \left( \frac{V}{K} \right)_{jt-1} + \beta_5 \left( \frac{FIN}{K} \right)_{jt-1} + \varepsilon_{ijt} \quad (4.27)$$

onde

$$j = 1, 2, \dots, 473;$$

$$t = 1, 2, \dots, 10;$$

$$X_{ij} = \text{covariadas para } l = 1, 2, \dots, 5;$$

$$\alpha_j \sim N(0, \sigma_\alpha^2); \quad \omega_t \sim N(0, \sigma_\omega^2); \quad \gamma_{jt} \sim N(0, \sigma_\gamma^2); \quad \varepsilon_{ijt} \sim N(0; \sigma^2)$$

<sup>34</sup> A geração de amostras de forma espaçadas, de 20 em 20, tem por objetivo reduzir o efeito da correlação da cadeia gerada pelo método Gibbs.

Da mesma forma que no modelo anterior, faz-se necessário escolher as densidades de probabilidade a priori para os seguintes parâmetros:

Primeiro estágio:

- (i)  $\alpha_j \sim N(0, \sigma_\alpha^2); \quad j = 1, 2, \dots, 497;$
- (ii)  $\omega_t \sim N(0, \sigma_\omega^2); \quad t = 1, 2, \dots, 10;$
- (ii)  $\gamma_{jt} \sim N(0, \sigma_\gamma^2); \quad t = 1, 2, \dots, 10; \quad j = 1, 2, \dots, 497$
- (iv)  $\beta_l \sim N(a_l, b_l^2); \quad a_l, b_l \text{ conhecidos}; \quad l = 1, 2, \dots, 5;$
- (v)  $\sigma^2 \sim IG(a_6, b_6); \quad a_6, b_6 \text{ conhecidos};$

Segundo estágio:

- (vi)  $\sigma_\alpha^2 \sim IG(a_7, b_7); \quad a_7, b_7 \text{ conhecidos};$
- (vii)  $\sigma_\omega^2 \sim IG(a_8, b_8); \quad a_8, b_8 \text{ conhecidos.}$
- (viii)  $\sigma_\gamma^2 \sim IG(a_9, b_9); \quad a_9, b_9 \text{ conhecidos.}$

Considerando que as distribuições a priori para os parâmetros acima definidos são independentes, tem-se que a densidade conjunta a priori é representada por:

$$\begin{aligned} \Pi(\underline{\alpha}, \underline{\beta}, \underline{\omega}, \underline{\gamma}_{jt}, \sigma^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\omega^2, \sigma_\gamma^2) &\propto \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \alpha_j^2\right\} \cdot \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\omega^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\omega^2} \omega_t^2\right\} \cdot \\ &\prod_{j=1}^n \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\gamma^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\gamma^2} \gamma_{jt}^2\right\} \cdot \prod_{l=1}^5 \exp\left\{-\frac{1}{2b_l} (\beta_l - a_l)^2\right\} \cdot (\sigma^2)^{-(a_6+1)} e^{-\frac{b_6}{\sigma^2}} \cdot (\sigma_\alpha^2)^{-(a_7+1)} e^{-\frac{b_7}{\sigma_\alpha^2}} \\ &\cdot (\sigma_\omega^2)^{-(a_8+1)} e^{-\frac{b_8}{\sigma_\omega^2}} \cdot (\sigma_\gamma^2)^{-(a_9+1)} e^{-\frac{b_9}{\sigma_\gamma^2}} \end{aligned} \quad (4.28)$$

A função de Verossimilhança para o modelo II é definida da seguinte forma:

$$L(\underline{\alpha}, \underline{\omega}, \underline{\gamma}, \underline{\beta}, \sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-\frac{nT}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \gamma_{jt} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt}\right)^2\right\} \quad (4.29)$$

Combinando as distribuições a priori (28) e a verossimilhança (29), obtém-se a densidade a posteriori conjunta para os parâmetros de interesse, dada por:

$$\begin{aligned} \Pi(\underline{\alpha}, \underline{\beta}, \underline{\omega}, \underline{\gamma}, \sigma^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\omega^2, \sigma_\gamma^2 / \underline{y}, \underline{x}) \propto & \left[ \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \alpha_j^2\right\} \right] \cdot \left[ \prod_{l=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\omega^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\omega^2} \omega_l^2\right\} \right] \\ & \left[ \prod_{j=1}^n \prod_{l=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\gamma^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\gamma^2} \gamma_{jl}^2\right\} \right] \cdot \left[ \prod_{l=1}^5 \exp\left\{-\frac{1}{2b_l} (\beta_l - a_l)^2\right\} \right] \cdot (\sigma^2)^{-(a_\omega+1)} e^{-\frac{b_\omega}{\sigma^2}} \cdot (\sigma_\alpha^2)^{-(a_\alpha+1)} e^{-\frac{b_\alpha}{\sigma_\alpha^2}} \\ & (\sigma_\omega^2)^{-(a_\omega+1)} e^{-\frac{b_\omega}{\sigma_\omega^2}} \cdot (\sigma_\gamma^2)^{-(a_\gamma+1)} e^{-\frac{b_\gamma}{\sigma_\gamma^2}} \times (\sigma^2)^{\frac{nT}{2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{l=1}^T \left(y_{jl} - \alpha_j - \omega_l - \gamma_{jl} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljl}\right)^2\right\} \end{aligned} \quad (4.30)$$

As condicionais a posteriori de cada parâmetro de interesse deste modelo serão determinadas da mesma forma que no modelo I. No cálculo das condicionais de cada parâmetro faz-se necessária a implementação das simulações através do método de amostragem de Gibbs. As distribuições condicionais encontradas são:

(i) Densidade condicional a posteriori para  $\alpha_j$ :

$$\Pi(\alpha_j / \underline{\theta}_{(\alpha_j)}, \underline{y}, \underline{x}) \propto \exp\left\{-\frac{\alpha_j^2}{2\sigma_\alpha^2}\right\} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^T \left(y_{jl} - \alpha_j - \omega_l - \gamma_{jl} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljl}\right)^2\right\} \quad (4.31)$$

A densidade condicional a posteriori acima é representada por uma distribuição normal,

$$\alpha_j / \underline{\theta}_{(\alpha_j)}, \underline{y}, \underline{x} \sim N \left[ \sigma_\alpha^2 \frac{\left[ \sum_{l=1}^T \left( y_{jl} - \omega_l - \gamma_{jl} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljl} \right) \right]}{\sigma^2 + T\sigma_\alpha^2} ; \frac{\sigma_\alpha^2 \sigma^2}{\sigma^2 + T\sigma_\alpha^2} \right] \quad (4.32)$$

onde  $j = 1, 2, \dots, n$ .

(ii) Densidade condicional a posteriori para  $\omega_l$ :

$$\Pi(\omega_l / \underline{\theta}_{(\omega_l)}, \underline{y}, \underline{x}) \propto \exp\left\{-\frac{\omega_l^2}{2\sigma_\omega^2}\right\} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \left(y_{jl} - \alpha_j - \omega_l - \gamma_{jl} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljl}\right)^2\right\} \quad (4.33)$$

A densidade condicional a posteriori para  $\alpha$  é representada por uma distribuição:

$$\omega_t / \theta_{(\omega_t)}, \underline{y}, \underline{x} \sim N \left[ \sigma_\omega^2 \frac{\left[ \sum_{j=1}^n \left( y_{jt} - \alpha_j - \gamma_{jt} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right) \right]}{\sigma^2 + n\sigma_\omega^2} ; \frac{\sigma_\omega^2 \sigma^2}{\sigma^2 + n\sigma_\omega^2} \right] \quad (4.34)$$

onde  $t = 1, 2, \dots, T$ .

(iii) Densidade condicional a posteriori para  $\gamma_{jt}$ :

$$\Pi(\gamma_{jt} / \theta_{(\gamma_{jt})}, \underline{y}, \underline{x}) \propto \exp \left\{ -\frac{\gamma_{jt}^2}{2\sigma_\gamma^2} \right\} \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \left( y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right)^2 \right\} \quad (4.35)$$

A densidade condicional a posteriori para  $\gamma$  é representada por uma distribuição normal,

$$\gamma_{jt} / \theta_{(\gamma_{jt})}, \underline{y}, \underline{x} \sim N \left[ \sigma_\gamma^2 \frac{\left( y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right)}{\sigma^2 + \sigma_\gamma^2} ; \frac{\sigma_\gamma^2 \sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_\gamma^2} \right] \quad (4.36)$$

(iv) Densidades condicionais a posteriori para  $\beta_1, \dots, \beta_5$ :

$$\begin{aligned} \Pi(\beta_1 / \theta_{(\beta_1)} \underline{y}, \underline{x}) &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2b_1^2} (\beta_1 - a_1)^2 \right\} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left( y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \gamma_{jt} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right)^2 \right\} \\ &\cdot \\ &\cdot \\ &\cdot \\ \Pi(\beta_5 / \theta_{(\beta_5)} \underline{y}, \underline{x}) &\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2b_5^2} (\beta_5 - a_5)^2 \right\} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left( y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \gamma_{jt} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right)^2 \right\} \end{aligned} \quad (4.37)$$

As densidades condicionais a posteriori para cada beta,  $\beta_1, \dots, \beta_5$  são dadas por uma distribuição normal,

$$\begin{aligned} \beta_1 / \theta_{(\beta_1)}, \underline{y}, \underline{x} &\sim N \left[ \frac{\sigma^2 a_1 + b_1^2 \left( \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{1jt} y_{jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \alpha_j x_{1jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \omega_t x_{1jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \gamma_{jt} x_{1jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \sum_{l=1}^5 x_{1jt} \beta_l x_{ljt} \right)}{\sigma^2 + b_1^2 \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{1jt}^2} ; \frac{b_1^2 \sigma^2}{\sigma^2 + b_1^2 \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{1jt}^2} \right] \\ &\vdots \\ \beta_5 / \theta_{(\beta_5)}, \underline{y}, \underline{x} &\sim N \left[ \frac{\sigma^2 a_5 + b_5^2 \left( \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{5jt} y_{jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \alpha_j x_{5jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \omega_t x_{5jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \gamma_{jt} x_{5jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \sum_{l=1}^5 x_{5jt} \beta_l x_{ljt} \right)}{\sigma^2 + b_5^2 \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{5jt}^2} ; \frac{b_5^2 \sigma^2}{\sigma^2 + b_5^2 \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{5jt}^2} \right] \end{aligned} \quad (4.38)$$

(v) Densidade condicional a posteriori para  $\sigma^2$ :

$$\pi \left( \sigma^2 / \theta_{(\sigma^2)}, \underline{y}, \underline{x} \right) \propto (\sigma^2)^{-(a_6+1)} e^{-\frac{b_6}{\sigma^2}} \cdot (\sigma^2)^{-\frac{nT}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left( y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \gamma_{jt} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right)^2 \right\} \quad (4.39)$$

A densidade condicional a posteriori para  $\sigma^2$  é representada por uma distribuição gama inversa,

$$\sigma^2 / \theta_{(\sigma^2)}, \underline{y}, \underline{x} \sim IG \left[ a_6 + \frac{nT}{2}; b_7 + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left( y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \gamma_{jt} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt} \right)^2 \right] \quad (4.40)$$

(vi) Densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\alpha^2$ :

$$\pi \left( \sigma_\alpha^2 / \theta_{(\sigma_\alpha^2)}, \underline{y}, \underline{x} \right) \propto (\sigma_\alpha^2)^{-(a_7+1)} e^{-\frac{b_7}{\sigma_\alpha^2}} \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \right\} \quad (4.41)$$

A densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\alpha^2$  é representada por uma distribuição dada por:

$$\sigma_\alpha^2 / \theta_{(\sigma_\alpha^2)}, \underline{y}, \underline{x} \sim IG \left[ a_7 + \frac{n}{2}; b_7 + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \right] \quad (4.42)$$

(vii) Densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\omega^2$ :

$$\pi\left(\sigma_\omega^2/\theta_{(\sigma_\omega^2)}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto (\sigma_\omega^2)^{-(a_4+1)} e^{-\frac{b_4}{\sigma_\omega^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\omega^2} \sum_{t=1}^T \omega_t^2\right\} \quad (4.43)$$

A densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\omega^2$  é representada por uma distribuição dada por:

$$\sigma_\omega^2/\theta_{(\sigma_\omega^2)}, \underline{y}, \underline{x} \sim IG\left[a_4 + \frac{T}{2}; b_4 + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \omega_t^2\right] \quad (4.44)$$

(viii) Densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\gamma^2$ :

$$\pi\left(\sigma_\gamma^2/\theta_{(\sigma_\gamma^2)}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto (\sigma_\gamma^2)^{-(a_9+1)} e^{-\frac{b_9}{\sigma_\gamma^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\gamma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \gamma_{jt}^2\right\} \quad (4.45)$$

A densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\gamma^2$  é representada por uma distribuição dada por:

$$\sigma_\gamma^2/\theta_{(\sigma_\gamma^2)}, \underline{y}, \underline{x} \sim IG\left[a_9 + \frac{T}{2}; b_9 + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \gamma_{jt}^2\right] \quad (4.46)$$

A estimação dos parâmetros para as firmas agrupadas foi elaborada da mesma forma descrita nas condicionais calculadas acima. A equação do investimento do modelo II para as firmas agrupadas por intensidade de capital é definida da seguinte forma:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{kjt} = \alpha_j + \omega_t + \gamma_{jt} + \delta_k \left(\frac{K}{V+\Delta E}\right)_{kjt} + \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{kjt-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{kjt-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{FC}{K}\right)_{kjt-1} + \beta_4 \left(\frac{V}{K}\right)_{kjt-1} + \beta_5 \left(\frac{FIN}{K}\right)_{kjt-1} + \varepsilon_{kjt} \quad (4.47)$$

onde  $k = 1, 2$ ;

$$\delta = 0, \text{ se } \left(\frac{K}{V+\Delta E}\right)_{jtk} \leq 0.15 \text{ e}$$

$$\delta = 1, \text{ se } \left( \frac{K}{V+\Delta E} > 0.15 \right)_{jtk} \quad (4.48)$$

Uma vez encontradas as distribuições a posteriori conjuntas para os parâmetros aplica-se o método de Monte Carlo para a obtenção dos estimadores das quantidades a posteriori de interesse. As tabelas 4.4 e 4.5 apresentam os resultados da estimação dos parâmetros obtidos via algoritmo *Gibbs Sampling*. Tal como no modelo I, foram geradas 3 cadeias de 10.000 observações para cada parâmetro, utilizando as distribuições condicionais a posteriori. Para cada cadeia descartaram-se as 5.000 primeiras iterações, sendo as observações consideradas de 20 em 20, obtendo uma amostra final de 5.000 observações para cada parâmetro. Nenhuma consideração de ordem econômica será feita a esta altura, deixando-se para comentar os resultados apenas após a apresentação da fundamentação estatística dos três modelos.

### 4.3.3 - Modelo III

Nos modelos I e II foi introduzido um efeito tempo na tentativa de considerar os efeitos não observados decorrentes de fatores macroeconômicos. Neste modelo, para considerar a variação temporal e tentar explicar os efeitos não observados referentes às políticas macroeconômicas que possam impactar nas decisões de investimento da firma, utilizar-se-á uma abordagem que possibilita a variação dos parâmetros ao longo do tempo. Esta abordagem torna-se atrativa e de grande importância quando se considera que o período analisado é marcado pela implementação de seis planos econômicos e medidas econômicas de peso para a economia brasileira. De fato, a investigação preliminar realizada no item 3.4 do capítulo anterior (tabela 3.2), através da estimação dos parâmetros para cada ano, indica que há uma forte variação no tempo.

A maioria dos estudos sobre o investimento da firma utilizando dados em painel trata os parâmetros como fixos e procura considerar o efeito temporal com a introdução de *dummies* de tempo, isto é, através de um efeito fixo. A elaboração de uma estrutura econométrica permitindo que os parâmetros variem no tempo é utilizada em poucos estudos sobre o investimento da firma, como Gertler e Hubbard (1988), Oliner e Rudebusch (1996), Gertler e Gilchrist (1994) e Tahmiscioglu (2001). Os dois primeiros trabalhos procuram explicar como os fatores financeiros podem afetar o investimento das pequenas e grandes firmas em períodos considerados recessivos para a economia norte-americana. Ambos

analisam como o fluxo de caixa impacta no investimento ao longo do tempo, introduzindo uma variável de interação entre *dummies* de tempo e de fluxo de caixa. Os resultados mostram que esta última tem um forte efeito sobre as decisões de investimento, principalmente para as pequenas firmas, para as quais períodos de contração na política monetária estariam relacionados a maiores valores dos coeficientes do fluxo de caixa.

No trabalho de Gertler e Gilchrist (1994) analisou-se o comportamento das variáveis vendas, estoques e dívida de curto de prazo para as pequenas e grandes empresas nos períodos em que ocorreram contrações monetárias significativas. Para permitir que os parâmetros variassem ao longo tempo, introduziu-se uma variável de interação para os períodos de interesse. O resultado encontrado mostrou que as firmas pequenas reagem de forma diferente das grandes após períodos de contração monetária, exibindo maiores quedas nas três variáveis após períodos de contração monetária do que as grandes. Já o trabalho de Tahmiscioglu (2001) utiliza uma abordagem bayesiana na estimação dos parâmetros da variável de liquidez. O autor também classifica as firmas por tamanho, contemplando um período de 21 anos, de 1973 a 1993, concluindo que a variação dos parâmetros é fundamental para explicar o comportamento do investimento ao longo do tempo e sua relação com os efeitos de política monetária, principalmente em períodos considerados recessivos.

O modelo cuja estrutura permite a variação dos parâmetros é expresso na forma:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{jt} = \alpha_j + \beta_{1t} \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1} + \beta_{2t} \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1}^2 + \beta_{3t} \left(\frac{FC}{K}\right)_{jt-1} + \beta_{4t} \left(\frac{V}{K}\right)_{jt-1} + \beta_{5t} \left(\frac{FIN}{K}\right)_{jt-1} + \varepsilon_{jt} \quad (4.49)$$

onde

$j = 1, 2, \dots, 497$ ;

$t = 1, 2, \dots, 10$ ;

$X_{lj}$  são as covariadas para  $l = 1, 2, \dots, 5$ ;

$\alpha_j \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$  ;  $\varepsilon_{jt} \sim N(0; \sigma^2)$

Semelhante ao procedimento adotado nos modelos anteriores, isto é, com uma abordagem bayesiana hierárquica, faz-se necessário escolher as densidades de probabilidade a priori para os seguintes parâmetros, os quais são definidos em dois estágios:

Primeiro estágio:

- (i)  $\alpha_j \sim N(0, \sigma_\alpha^2); \quad j=1,2,\dots,497;$
- (ii)  $\beta_{lt} \sim N(a_l, b_l^2); \quad a_l, b_l \text{ conhecidos}; \quad l=1,2,\dots,5;$
- (iii)  $\sigma^2 \sim IG(a_6, b_6); \quad a_6, b_6 \text{ conhecidos};$

Segundo estágio:

- (v)  $\sigma_\alpha^2 \sim IG(a_7, b_7); \quad a_7, b_7 \text{ conhecidos};$

Considerando que as distribuições a priori para os parâmetros acima definidos são independentes, tem-se que a densidade conjunta a priori é representada por:

$$\begin{aligned} \Pi(\underline{\alpha}, \underline{\beta}, \sigma^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\omega^2) &\propto \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \alpha_j^2\right\} \cdot \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\omega^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\omega^2} \omega_t^2\right\} \\ &\exp \prod_{l=1}^5 \prod_{t=1}^{10} \left\{-\frac{1}{2b_l} (\beta_{lt} - a_l)^2\right\} \cdot (\sigma^2)^{-(a_6+1)} e^{-\frac{b_6}{\sigma^2}} \cdot (\sigma_\alpha^2)^{-(a_7+1)} e^{-\frac{b_7}{\sigma_\alpha^2}} \end{aligned} \quad (4.50)$$

para  $l = 1, \dots, 5$

A função de Verossimilhança para o modelo III é definida por:

$$L(\underline{\alpha}_j, \underline{\beta}_l, \sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-\frac{nT}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \sum_{l=1}^5 \beta_{lt} x_{ljt}\right)^2\right\}, \quad (4.51)$$

Considerando as distribuições a priori (4.50) e a verossimilhança (4.51), obtemos a densidade a posteriori conjunta para os parâmetros de interesse, dada por:

$$\begin{aligned} \Pi(\underline{\alpha}, \underline{\beta}, \sigma^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\omega^2 / \underline{y}, \underline{x}) &\propto \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \alpha_j^2\right\} \cdot \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\omega^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\omega^2} \omega_t^2\right\} \\ &\prod_{l=1}^5 \prod_{t=1}^{10} \exp\left\{-\frac{1}{2b_l} (\beta_{lt} - a_l)^2\right\} \cdot (\sigma^2)^{-(a_6+1)} e^{-\frac{b_6}{\sigma^2}} \cdot (\sigma_\alpha^2)^{-(a_7+1)} e^{-\frac{b_7}{\sigma_\alpha^2}} \\ &\cdot (\sigma^2)^{-\frac{nT}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \sum_{l=1}^5 \beta_{lt} x_{ljt}\right)^2\right\} \end{aligned} \quad (4.52)$$

Após a obtenção da densidade a posteriori conjunta (52), obtêm-se as distribuições condicionais para a posteriori dos parâmetros de interesse  $\alpha_j$ ,  $\beta_{lt}$ ,  $\sigma^2$ , e  $\sigma_\alpha^2$ . Em seguida calculam-se as densidades a posteriori através de simulações baseadas no método de Monte Carlo. As distribuições condicionais encontradas apresentam a seguinte forma:

(i) Densidade condicional a posteriori para  $\alpha_j$ :

$$\Pi\left(\alpha_j / \theta_{(\alpha_j)}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto \exp\left\{-\frac{\alpha_j^2}{2\sigma_\alpha^2}\right\} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \sum_{l=1}^5 \beta_{lt} x_{ljt}\right)^2\right\} \quad (4.53)$$

A densidade condicional a posteriori acima é representada por uma distribuição normal,

$$\alpha_j / \theta_{(\alpha_j)}, \underline{y}, \underline{x} \sim N\left[\frac{\sigma_\alpha^2 \left[\sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \sum_{l=1}^5 \beta_{lt} x_{ljt}\right)\right]}{\sigma^2 + \sigma_\alpha^2 T}; \frac{\sigma_\alpha^2 \sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_\alpha^2 T}\right] \quad (4.54)$$

(ii) Densidades condicionais a posteriori para  $\beta_{1t}, \dots, \beta_{5t}$ :

$$\Pi\left(\beta_{1t} / \theta_{(\beta_{1t})}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto \exp\left\{-\frac{1}{2b_1^2} (\beta_{1t} - a_1)^2\right\} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \sum_{l=1}^5 \beta_{lt} x_{ljt}\right)^2\right\}$$

(4.55)

⋮  
⋮  
⋮

$$\Pi\left(\beta_{5t} / \theta_{(\beta_{5t})}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto \exp\left\{-\frac{1}{2b_5^2} (\beta_{5t} - a_5)^2\right\} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \sum_{l=5}^5 \beta_{lt} x_{ljt}\right)^2\right\}$$

As densidades condicionais a posteriori para  $\beta_{1t}, \dots, \beta_{5t}$  são dadas por:

$$\beta_{1t} / \theta_{(\beta_{1t})}, \underline{y}, \underline{x} \sim N\left[\frac{\sigma^2 a_1 + b_1^2 \left(\sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{1jt} y_{jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \alpha_j x_{1jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \omega_j x_{1jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \gamma_{jt} x_{1jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \sum_{l=1}^5 x_{1jt} \beta_{lt} x_{ljt}\right)}{\sigma^2 + b_1^2 \sum_j \sum_t x_{1jt}^2}; \frac{b_1^2 \sigma^2}{\sigma^2 + b_1^2 \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{1jt}^2}\right]$$

(4.56)

⋮  
⋮  
⋮

$$\beta_{5t} / \theta_{(\beta_{5t})}, \underline{y}, \underline{x} \sim N\left[\frac{\sigma^2 a_5 + b_5^2 \left(\sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{5jt} y_{jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \alpha_j x_{5jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \omega_j x_{5jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \gamma_{jt} x_{5jt} - \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \sum_{l=5}^5 x_{5jt} \beta_{lt} x_{ljt}\right)}{\sigma^2 + b_5^2 \sum_j \sum_t x_{5jt}^2}; \frac{b_5^2 \sigma^2}{\sigma^2 + b_5^2 \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T x_{5jt}^2}\right]$$

(iii) Densidade condicional a posteriori para  $\sigma^2$ :

$$\pi\left(\sigma^2/\theta_{(\sigma^2)}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto (\sigma^2)^{-(a_6+1)} e^{-\frac{b_6}{\sigma^2}} \cdot (\sigma^2)^{-\frac{nT}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \sum_{l=1}^5 \beta_{lt} x_{ljt}\right)^2\right\} \quad (4.57)$$

A densidade condicional a posteriori para  $\sigma^2$  e representada por uma distribuição dada por:

$$\sigma^2/\theta_{(\sigma^2)}, \underline{y}, \underline{x} \sim IG\left[a_6 + \frac{nT}{2}; b_6 + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \left(\sum_{t=1}^T y_{jt} - \sum_{t=1}^T \alpha_j - \sum_{l=1}^5 \sum_{t=1}^T \beta_{lt} x_{ljt}\right)^2\right] \quad (4.58)$$

(iv) Condiciona a posteriori para  $\sigma_\alpha^2$ .

$$\pi\left(\sigma_\alpha^2/\theta_{(\sigma_\alpha^2)}, \underline{y}, \underline{x}\right) \propto (\sigma_\alpha^2)^{-(a_7+1)} e^{-\frac{b_7}{\sigma_\alpha^2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \sum_{j=1}^n \alpha_j^2\right\} \quad (4.59)$$

A densidade condicional a posteriori para  $\sigma_\alpha^2$  é representada por uma distribuição dada por:

$$\sigma_\alpha^2/\theta_{(\sigma_\alpha^2)}, \underline{y}, \underline{x} \sim IG\left[a_7 + \frac{n}{2}; b_7 + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \alpha_j^2\right] \quad (4.60)$$

Após a obtenção das distribuições a posteriori para os parâmetros empregou-se o método de Monte Carlo para gerar amostras das posteriori de cada parâmetro. Para este modelo foram geradas 3 cadeias de 15 mil observações para cada parâmetro. Descartaram-se as 5 mil primeiras iterações e considerou uma amostra de 20 em 20, obtendo uma amostra final de 10.000 observações para cada parâmetro.

Análogo aos modelos anteriores, neste modelo as firmas foram também agrupadas segundo a intensidade de capital. O objetivo ao agrupar as empresas neste modelo é verificar de que forma os parâmetros estimados variam no tempo para cada grupo.

#### 4.4 - Critério de Seleção de Modelos

O objetivo aqui é identificar se houve alguma melhora nos modelos ao se incorporar uma interação do efeito tempo e firma e ao permitir que os parâmetros possam variar no tempo. A verificação de qual modelo ajusta-se melhor aos dados será feita através de critério das densidades preditivas ordenadas. Outro critério muito utilizado na discriminação de modelos na abordagem bayesiana é o Fator de Bayes, definido como a razão de verossimilhanças marginais dos modelos que se pretende comparar. No entanto, como o fator de Bayes é altamente sensível à escolha da priori, principalmente a uma priori difusa, e ao número de parâmetros, decidiu-se utilizar o critério das preditivas ordenadas<sup>35</sup>.

##### 4.4.1 Densidade Preditiva Ordenada

Na escolha de modelos pelas densidades preditivas ordenadas, opta-se pelo modelo que melhor explica um certo conjunto de dados e que apresenta o maior valor de predição para as observações futuras. Isto é feito considerando a probabilidade sobre os valores a ser observados no futuro, ou seja, a escolha de um preditor pontual para  $Y$  é realizada de acordo com uma função perda em que se poderá incorrer. Segundo Gamerman (1997), a vantagem desta abordagem “é que ela permite julgamentos que não são ambíguos tendo portanto um sentido claro e inquestionável. Uma previsão é sempre confrontável com a realidade ao passo que a estimação nunca o é” (p. 167). O critério de seleção de modelo baseado na preditiva ordenada a posteriori utiliza o método de simulação de Monte Carlo por Cadeia de Markov (Raftery, 1995; Gelfand e Dey, 1994).

A densidade preditiva para o modelo de regressão I para  $y_{jt}$  dado o vetor  $y_{(jt)}$  é dado por:

$$c_i = f(y_{jt} / y_{(jt)}, x_{jt}) = \int \dots \int f(y_{jt} / \alpha, \omega, \beta, \sigma^2, x_{jt}) \pi(\alpha, \omega, \sigma^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\omega^2, \beta / y_{(jt)}, x_{(jt)}) d\alpha \dots d\beta \quad (4.61)$$

onde  $y_{(j)} = (y_1, \dots, y_{j-1}, y_{j+1}, \dots, y_n)$  e  $x_{(i)} = (x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n)$

<sup>35</sup> A sensibilidade da escolha de uma priori difusa e a diferença no número de parâmetros dos modelos comparados podem comprometer a escolha do modelo. Detalhes sobre os problemas relacionados à escolha da priori sobre o Fator de Bayes podem ser encontrados em Kass (1992), Gelfand e Dey (1993), Kass e Raftery (1995), Gelman et. al (1995) etc.

A partir das amostras geradas pelo algoritmo de Gibbs Sampling, a densidade em (61) pode ser aproximada pela estimativa de Monte Carlo como:

$$\hat{c}_i = \hat{f}(y_{ji} / y_{(ji)}, x_{ji}) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S f(y_{ji} / \underline{\alpha}^{(s)}, \underline{\omega}^{(s)}, \underline{\beta}^{(s)}, \sigma^{2(s)}, \sigma_{\alpha}^{2(s)}, \sigma_{\omega}^{2(s)}, x_{ji}), \quad (4.62)$$

onde  $i$  representa o modelo e  $S$  é o número de amostras geradas pelo método de amostragem de Gibbs.

Para o modelo II a densidade preditiva é dada por:

$$c_i = f(y_{ji} / y_{(ji)}, x_{ji}) = \int \dots \int f(y_{ji} / \alpha, \omega, \gamma, \beta, x_{ji}) \pi(\underline{\alpha}, \underline{\omega}, \underline{\gamma}, \sigma^2, \sigma_{\alpha}^2, \sigma_{\omega}^2, \beta / y_{(ji)}, \underline{x}_{(ji)}) d\underline{\alpha} \dots d\underline{\beta} \quad (4.63).$$

A estimativa de Monte Carlo para a densidade preditiva é representada por:

$$\hat{c}_i = \hat{f}(y_{ji} / x_{ji}) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S f(y_{ji} / \alpha^{(s)}, \gamma^{(s)}, \omega^{(s)}, \beta^{(s)}, \sigma^{2(s)}, \sigma_{\alpha}^{2(s)}, \sigma_{\omega}^{2(s)}, x_{ji}) \quad (4.64)$$

Para o modelo III a densidade preditiva é representada por:

$$c_i = f(y_{ji} / y_{(ji)}, x_{ji}) = \int \dots \int f(y_{ji} / \alpha, \beta, x_{ji}) \pi(\underline{\alpha}, \sigma^2, \sigma_{\alpha}^2, \beta / y_{(ji)}, \underline{x}_{(ji)}) d\underline{\alpha} \dots d\underline{\beta} \quad (4.65)$$

E a estimativa de Monte Carlo para densidade preditiva é representada por:

$$\hat{c}_i = \hat{f}(y_{ji} / y_{(ji)}, x_{ji}) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S f(y_{ji} / \alpha^{(s)}, \beta^{(s)}, \sigma^{2(s)}, \sigma_{\omega}^{2(s)}, x_{ji}) \quad (4.66)$$

A comparação de modelos pelo método das densidades preditivas ordenadas também pode ser feita utilizando um índice dado por:  $c(l) = \prod_{i=1}^n c_i(l)$ , onde  $l$  indica o modelo e  $c(l)$  a densidade preditiva ordenada para cada observação. Também pode-se utilizar

$\log$  de  $c(l) = \log \left( \prod_{i=1}^n \hat{c}_i \right) = \sum_{i=1}^n \log \hat{c}_i$ , onde escolhe-se o modelo que apresenta o maior valor para  $\hat{c}(l)$ .

#### 4.5 - Discriminação e Análise dos Modelos

Na discriminação e análise dos modelos utilizou-se o critério de convergência de Gelman e Rubin (1992), o Fator de Bayes e a preditiva ordenada. Como dito anteriormente, nos três modelos foram geradas 3 cadeias de 10.000 observações para cada parâmetro de interesse, utilizando as distribuições condicionais a posteriori. Para cada cadeia foram descartadas as 5.000 primeiras iterações e tomadas de 20 em 20, finalizando uma amostra de 5.000 observações para cada parâmetro. A tabela 4.1 apresenta os valores referentes ao critério de convergência de Gelman e Rubin para as 3 cadeias. Nota-se que os valores são próximos da unidade, indicando a convergência do algoritmo *Gibbs Sampling* para os parâmetros dos três modelos.

Tabela 4.1 - Valores dos Índices de Gelman e Rubin para diagnóstico de convergência do algoritmo.

Modelos	Variação	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\sigma^2$
I	-	1.001	1.000	0.9992	1.000	0.9998	0.9979
II	-	1.004	0.9998	1.000	1.002	1.002	1.645
	1988	0.9996	1.002	1.002	0.9993	1.001	
	1989	1.000	0.9998	0.9998	0.9993	1.000	
	1990	1.000	0.9981	0.9972	0.9999	0.9995	
	1991	1.000	1.000	1.001	1.001	0.9998	
	1992	1.000	0.998	1.001	0.995	1.002	
III	1993	1.003	0.9993	1.000	0.9982	1.001	0.9961
	1994	0.9988	1.000	0.9982	0.9995	0.9989	
	1995	1.001	1.003	0.9969	0.9994	0.9997	
	1996	0.9996	0.9996	1.002	1.001	1.001	
	1997	1.001	1.002	1.000	0.9985	0.9981	

Na elaboração das densidades preditivas ordenadas a posteriori foi utilizada uma amostra de 20 firmas, compondo um total de 200 observações. Não se utilizou a amostra total devido à dificuldade visual em diferenciar o melhor modelo com um total de 4.970 observações. No entanto, o resultado apresentado no gráfico 4.1 vale para a maioria da

amostra. Isto pode ser comprovado quando se utiliza o índice proposto no item anterior para comparar os três modelos, em que se obteve um valor de  $c(I) = 5.008,68$  para o modelo I,  $c(II) = 2.913,26$  para o modelo II e  $c(III) = 5.332,38$  para o modelo III. Estes índices corroboram o que pode ser visualizado no gráfico 4.1, ou seja, de que a capacidade de previsão do modelo III é maior que dos outros modelos. Pode-se notar no gráfico 4.1 que a maioria dos valores da densidade preditiva apresentados são maiores para o modelo III, o que permite a conclusão de que esse modelo é preferível aos outros modelos propostos. Já quando se compara o modelo I com o modelo II, nota-se que o modelo I é preferível.

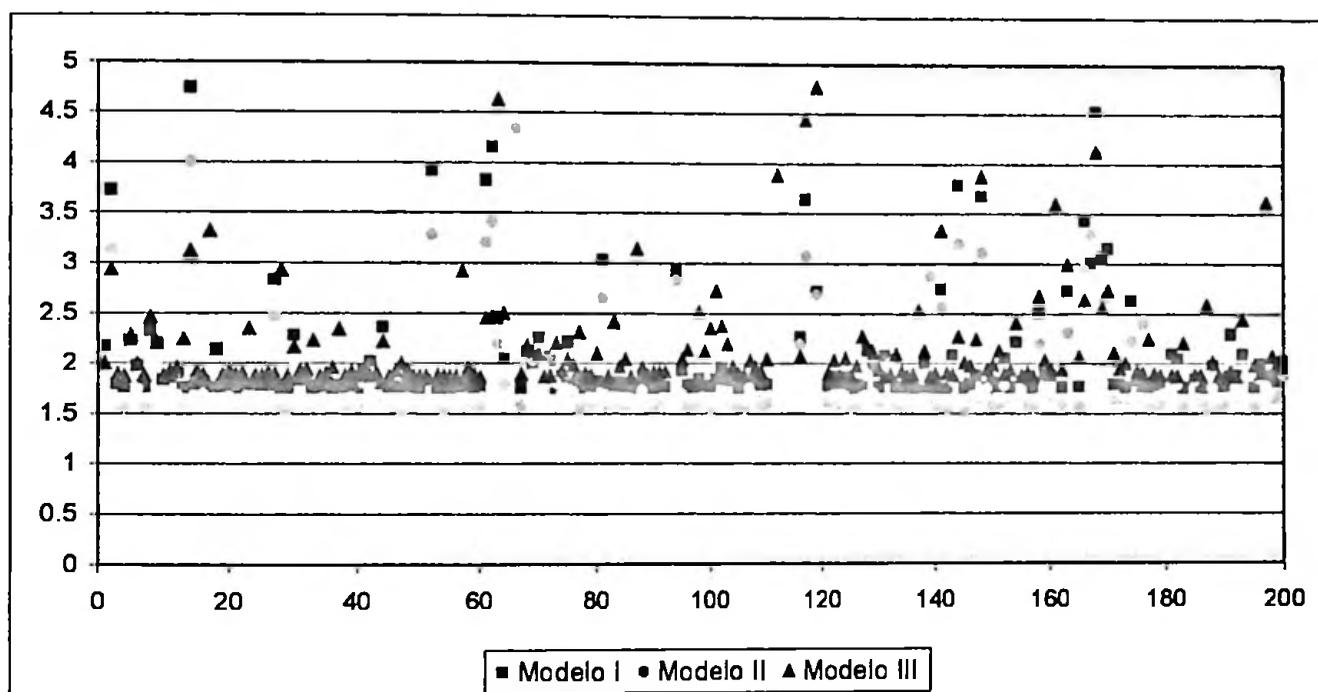


Figura 4.1 - Densidades Preditivas dos Modelos I II e III.

A escolha do modelo em que os parâmetros variam no tempo pelo critério das densidades preditivas indica que este pode estar explicando melhor o conjunto de dados que os outros modelos. A variação dos parâmetros no tempo revela que os coeficientes descrevem melhor o comportamento do investimento diante das diversas medidas econômicas implementadas neste período.

#### 4.6 - Análise Econômica dos Resultados

Nas seções anteriores foram considerados apenas os aspectos estatísticos da análise, sem nenhuma preocupação com sua significação econômica. Nesta seção são apresentados e analisados economicamente os principais resultados econômicos obtidos. Na

tabela 4.2 são apresentados os parâmetros estimados do modelo I. Pode-se notar que todas as variáveis apresentaram-se estatisticamente significativas, o que pode ser verificado pelas duas últimas colunas, em que são apresentados os limites inferiores e superiores para um intervalo com 95% de credibilidade<sup>36</sup>.

Os resultados na tabela 4.2 apresentaram-se muito próximos aos resultados do modelo clássico. A variável investimento como razão do estoque de capital defasada temporalmente em um período continuou apresentando sinal negativo, indicando que o investimento passado estaria relacionado negativamente ao investimento presente. As variáveis fluxo de caixa e financiamento total apresentaram os maiores coeficientes, excluindo-se o investimento passado. Como esperado, os erros padrão para o modelo bayesiano coincidem com aqueles apresentados no modelo clássico<sup>37</sup>.

Tabela 4.2 - Parâmetros Estimados pelo Método Bayesiano.

Variáveis	N	Parâmetros	Desvio Padrão	IC 95%	
				Mínimo	Máximo
$\alpha$	5.000	1.19	0.6017	0.00280	2.096
$(I/K)_{t-1}$	5.000	-0.21	0.0287	-0.266	-0.153
$(I/K)_{t-1}^2$	5.000	0.01179	0.0037	0.004	0.0118
$(FC/K)_{t-1}$	5.000	0.03613	0.0143	0.0083	0.0643
$(V/K)_{t-1}$	5.000	0.01815	0.0032	0.0119	0.024
$(FIN/K)_{t-1}$	5.000	0.03913	0.0134	0.0132	0.0659
$\sigma^2$	5.000	0.4399	0.00936	0.4217	0.4584

\* A variável dependente é  $(I/K)_t$ .

A tabela 4.3 apresenta os principais resultados obtidos através da simulação por Monte Carlo para os dois grupos de firmas: alta e baixa intensidade de capital. Com exceção do coeficiente da variável dependente defasada elevado ao quadrado  $(I/K)_{t-1}^2$  para as firmas mais intensivas em capital, todos os outros coeficientes apresentaram-se significativos. O único coeficiente com significância ao nível de 10% foi o da variável vendas como razão do estoque de capital.

<sup>36</sup> O intervalo de credibilidade na abordagem bayesiana é equivalente ao conceito de intervalo de confiança na abordagem clássica, embora sua interpretação seja distinta. No clássico a interpretação está relacionada à distribuição amostral, ou seja, uma vez construídos  $n$  intervalos de confiança, esperar-se-ia que, com uma dada probabilidade, o parâmetro estimado estivesse incluído nesse intervalo. Já no caso bayesiano é simplesmente a probabilidade do parâmetro estimado  $\theta$  pertencer ao intervalo, não sendo necessária a construção de  $n$  intervalos.

<sup>37</sup> Gelman et al.(1995) aponta que "Under a standard noninformative prior distribution, the Bayesian estimates and errors coincide with the classical results" (p. 235).

A maior diferença entre os coeficientes estimados entre os grupos ocorre para a variável fluxo de caixa. Enquanto seu valor para as firmas com alta intensidade de capital é de 0.1675, para as firmas com baixa intensidade é significativamente menor, apresentando um valor de 0.03138, uma relação de mais de 5 por 1. Esta grande diferença indica que as firmas mais intensivas em capital apresentam-se mais sensíveis ao fluxo de caixa em suas decisões de investimentos do que as firmas menos intensivas em capital. Como o índice de desempenho financeiro, lucro líquido como razão do estoque de capital, das firmas menos intensivas em capital é bem maior que o das firmas mais intensivas, a variável fluxo de caixa em relação ao estoque de capital não estaria agindo como uma *proxy* para o potencial de rentabilidade futura. Se esta situação ocorresse, esperar-se-ia que o coeficiente fosse maior para as firmas com maiores lucros, isto é, para as firmas menos intensivas em capital, o que não ocorre. Assim, pode-se inferir que as firmas mais intensivas em capital podem ser consideradas mais restritas financeiramente que as menos intensivas. A maior sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa para as firmas mais intensivas em capital poderia estar refletindo também maiores custos de agência, provenientes de elevados custos fixos e estrutura propriedade mais diversificada.

Tabela 4.3 - Parâmetros Estimados pelo Método Bayesiano por Intensidade de Capital.

N	Variáveis	Baixa Intensidade de Capital				Alta Intensidade de Capital				
		Coef.	E. Padrão	IC 95%		Coef.	E. Padrão	IC 95%		
				Mín	Máx			Mín	Máx	
	$(I/K)_{t-1}$	5.000	-0.2394	0.02923	-0.2972	-0.182	-0.2182	0.04782	-0.3117	-0.1262
	$(I/K)^2_{t-1}$	5.000	0.01518	0.00379	0.00785	0.0227	-0.00141	0.00809	-0.01749	0.01428
	$(FC/K)_{t-1}$	5.000	0.03138	0.014	0.00397	0.0584	0.1675	0.07336	0.02556	0.3145
	$(V/K)_{t-1}$	5.000	0.0205	0.0033	0.0139	0.0268	0.02452	0.01517	-0.00431*	0.05472
	$(FIN/K)_{t-1}$	5.000	0.03207	0.01368	0.00544	0.0583	0.1009	0.03736	0.02653	0.1731
	$\sigma^2$	5.000	0.4343	0.00917	0.4166	0.4528	0.4342	0.00913	0.4172	0.4529
	Nº de Obser		3732				1238			

\* Significativo a 10%.

\*\*A variável dependente é  $(I/K)_t$ . A variável que define intensidade de capital é o estoque de capital como razão de vendas mais variação nos estoques,  $(K/V+\Delta E)$ . O ponto de corte que define a divisão dos grupos é de 0.15.

Por outro lado, a presença de uma estrutura de propriedade mais concentrada tenderia a reduzir o conflito de interesses entre os acionistas e os gestores da firma, reduzindo assim os custos de agência. A redução de assimetrias de informação diminui a necessidade de

liquidez para as firmas com uma estrutura de propriedade mais concentrada, como aponta Schaller (1993).

Outra importante diferença ocorre para a variável financiamento total, cujo coeficiente estimado apresentou-se significativamente maior para as firmas mais intensivas em capital, indicando maior necessidade de utilização de financiamentos para novos empreendimentos, provavelmente, também em decorrência de uma certa facilidade de obtenção de recursos externos. A maior diversificação e dimensão de sua estrutura de capital podem ser utilizadas como garantia colateral de novos financiamentos. O menor coeficiente desta variável para as firmas menos intensivas em capital poderia estar indicando que estas firmas possuem menores restrições na captação de recursos externos. Parece razoável considerar que tais firmas possam apresentar uma estrutura de propriedade mais concentrada. Schaller (1993) aponta que as firmas com uma estrutura de propriedade mais concentrada são beneficiadas com reduções nos custos de agência, facilitando assim a utilização de recursos externos. Por outro lado, pode-se afirmar que tais empresas apresentaram uma menor necessidade de recursos externos do que as firmas mais intensivas em capital, já que o lucro líquido em relação do estoque de capital para as estas empresas apresentou-se mais de duas vezes superior aos das empresas mais intensivas em capital (tabela 3.6).

Embora o coeficiente do fluxo de caixa das firmas intensivas em capital seja bem maior que o das firmas de baixa intensidade de capital, não se pode em princípio afirmar que eles sejam estatisticamente distintos. Para testar se a diferença é estatisticamente significativa introduziu-se uma *dummy* de inclinação, que assume valor igual ao fluxo de caixa para um determinado grupo e zero para o outro. A hipótese nula é que a importância do fluxo de caixa é igual para ambos o grupos, a qual foi rejeitada no teste.

Com objetivo de identificar o papel da interação entre o efeito específico da firma e o efeito temporal sobre comportamento do investimento, uma variável de interação foi introduzida no modelo, sendo os resultados apresentados na tabela 4.4. Cabe ressaltar que na abordagem clássica a estimação com a introdução da interação do efeito específico da firma e de tempo torna-se inviável, já que o número de parâmetros estimados seria maior que o número de observações. No entanto, na abordagem bayesiana este problema é contornável, em função da escolha da priori e do método de simulação na estimação dos parâmetros.

Em termos econômicos, parece razoável admitir que as decisões de investimento variam ao longo do tempo e são diferentes para cada firma em um mesmo momento. Enquanto a variação ao longo do tempo tem como fatores macroeconômicos seus principais determinantes, o comportamento distinto de cada firma ocorre devido às diferentes

características das empresas. Os resultados todavia não indicam diferenças relevantes nos valores dos coeficientes. Os resultados agrupando as firmas por intensidade de capital também não apresentaram diferenças em relação ao modelo agrupado sem interação<sup>38</sup>. Neste sentido, as mesmas conclusões obtidas no modelo agrupado sem interação de firma e tempo valem para o modelo com interação. Portanto, pode-se concluir que os determinantes do investimento ao longo do tempo e para cada firma não variam simultaneamente.

Tabela 4.4 - Parâmetros Estimados pelo Método Bayesiano com Interação.

Variáveis	N	Parâmetros	Erro padrão	IC 95%	
				Mínimo	Máximo
$\alpha$	5.000	-0.2881	0.4638	-1.195	0.568
$(I/K)_{t-1}$	5.000	-0.2096	0.0291	-0.266	-0.151
$(I/K)^2_{t-1}$	5.000	0.0117	0.0043	0.005	0.019
$(FC/K)_{t-1}$	5.000	0.03623	0.0138	0.009	0.063
$(V/K)_{t-1}$	5.000	0.01813	0.003	0.0116	0.0245
$(FIN/K)_{t-1}$	5.000	0.03893	0.013	0.013	0.0668
$\sigma^2$	5.000	0.4376	0.013	0.405	0.454

\* A variável dependente é  $(I/K)_t$ .

O fato da interação não se apresentar significativa pode ser decorrente de dois motivos: primeiro, que o efeito temporal não observado referente aos fatores macroeconômicos pode estar afetando todas firmas de forma semelhante; segundo, é que as características específicas das firmas podem não apresentar diferenças significativas o suficiente para que os efeitos de políticas macroeconômicas sejam distintos para diferentes firmas. Embora ambos os efeitos sejam significativos quando analisados separadamente, quando combinados não se apresentam significativos estatisticamente.

A observação da significância das *dummies* de tempo indica que as decisões de investimentos variam ao longo do tempo. Com o objetivo de explicar esse comportamento intertemporal, adotou-se uma estrutura em que se permite a variação dos parâmetros no tempo, com o objetivo de identificar como as variáveis explanatórias se comportam para explicar o investimento diante das diversas medidas econômicas implementadas ao longo do período abordado.

É razoável supor que as firmas sofram maiores restrições financeiras em períodos em que haja escassez de liquidez, dificultando assim a sua utilização em novos projetos de investimentos, principalmente em períodos que exigem maior disponibilidade de

<sup>38</sup> A tabela apresentando os resultados do modelo agrupado por intensidade de capital com interação encontra-se no anexo C.

recursos internos para novos empreendimentos. Por outro lado, Tahmiscioglu (2001) observa que a presença de escassez de lucro e a fragilidade financeira não seriam suficientes para que uma firma fosse considerada restrita financeiramente.

One also needs to take into account the desire for investment on the part of firms. When there is excess capacity and insufficient demand for the products of the firm, more investment would hardly be the optimal thing to do. For this reason, for example, financial constraints on investment may be less severe during recessionary periods despite the fact that financial positions are in general weaker in such periods. (p. 155).

Portanto, parece razoável admitir que mesmo em períodos recessivos a restrição financeira pode apresentar-se pouco severa para as empresas que exibem frágeis condições financeiras. Para os coeficientes da variável financiamento total, a expectativa é que as firmas possam apresentar maiores facilidades para financiarem seus investimentos em períodos de crescimento econômico. Já em um ambiente econômico com elevado grau de incerteza, os custos relacionados à obtenção de recursos externos para novos empreendimentos tornam-se maiores, elevando o custo de falência das empresas. Portanto, variáveis como o fluxo de caixa e financiamentos tornam-se de maior importância, devido à maior exigência de capital próprio para novas oportunidades de investimento e maiores facilidades na obtenção de recursos externos. Um aspecto interessante desta abordagem é que ela proporciona importantes informações sobre os períodos em que as firmas sofrem maiores restrições financeiras, possibilitando assim uma melhor compreensão de como as decisões de investimento relacionam-se com as alterações nas políticas macroeconômicas.

Parece razoável esperar que a presença de assimetrias de informação apresente uma relação com as modificações nas políticas macroeconômicas, particularmente com a implementação de políticas monetárias restritivas, as quais elevam as assimetrias de informação, aumentando os custos de transação e os riscos de falência das empresas. Para Oliner e Rudebusch (1996) “Information asymmetries induce a cost premium for external funds as compensation to lenders for the expected costs of monitoring and evaluation. Importantly, the size of this premium depends on the stance of monetary policy” (p. 4).

A tabela 4.5 apresenta os coeficientes estimados variando no tempo e a taxa de variação do PIB. Nota-se que os parâmetros da variável dependente defasada passam a apresentar sinal negativo nos anos em que se inicia um período recessivo. Quanto ao

coeficiente do fluxo de caixa como razão do estoque de capital, pode se notar que o seu valor cai em períodos de baixa atividade econômica, tornando-se negativo quando o grau de intensidade dos períodos recessivos aumenta. Nota-se que os valores negativos dos coeficientes ocorrem em períodos recessivos, em que ocorreram as maiores taxas de inflação<sup>39</sup>. Por outro lado, os maiores valores observados referem-se a períodos em que se inicia uma retomada do crescimento econômico, como no ano de 1995, com um crescimento do PIB de 4,2%.

Tabela 4.5 - Média a Posteriori dos Parâmetros ao longo do tempo.

Ano	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\Delta\% \text{ PIB}$
1988	0.1995 (0.0718)	-0.0282 (0.0092)	0.246 (0.0492)	0.0192 (0.006)	0.0533 (0.0349)	- 0.05
1989	0.1082 (0.0758)	-0.0334 (0.0093)	0.1925 (0.0413)	0.0567 (0.0082)	0.1633 (0.0349)	3.20
1990	-0.575 (0.0729)	0.0446 (0.022)	-0.0078 (0.0287)	0.0018 (0.0123)	0.0579 (0.0428)	-5.05
1991	-1.645 (0.0541)	0.0914 (0.0624)	0.1778 (0.1298)	0.1156 (0.0246)	0.6029 (0.0999)	1.03
1992	0.0316 (0.1797)	-0.0194 (0.0095)	0.1417 (0.0453)	0.0548 (0.011)	0.0752 (0.0474)	-0.54
1993	0.2717 (0.1639)	-0.1359 (0.0608)	0.0294 (0.074)	0.113 (0.0176)	0.0682 (0.0445)	4.92
1994	-1.282 (0.6958)	0.3468 (0.0687)	-0.126 (0.0429)	-0.0028 (0.0127)	-0.0502 (0.0331)	5.82
1995	-3.043 (0.0456)	-1.91 (0.8538)	0.786 (0.3273)	0.1237 (0.0607)	0.2512 (0.2174)	4.22
1996	0.0837 (0.1212)	-0.0201 (0.0072)	-0.0309 (0.0294)	0.0297 (0.0049)	0.0157 (0.0218)	2.66
1997	0.0705 (0.0081)	-0.0235 (0.0179)	-0.0199 (0.0478)	0.0462 (0.0073)	0.0807 (0.0323)	3.27
$\sigma^2$	0.4297					

\* Os erros padrão estão entre parênteses.

Apesar do PIB ter apresentado razoável crescimento nesse ano, episódios como a crise mexicana e a crise do sistema bancário brasileiro, com a quebra de dois grandes bancos privados, provocaram uma forte retração a partir do segundo trimestre<sup>40</sup>. Esses dois eventos foram mais do que suficientes para desencadear uma forte elevação na taxa básica de juros e uma retração na atividade econômica, agravando assim o grau de restrição financeira sobre as empresas. Schiantarelli (2003) aponta que a

<sup>39</sup> Em 1990 e 1994 a inflação anual foi de 2.740,23% e 2.406,87%, respectivamente.

<sup>40</sup> Com o objetivo de evitar que a crise financeira se alastrasse o Banco Central implementou em novembro de 1995 um amplo Programa de Estimulo à Reestruturação e ao Sistema Financeiro Nacional - PROER.

The occurrence of banking crises, often associated with currency crises, can disrupt and destroy information capital that had been accumulated and leads to a restriction in the supply of loans. This may lead to severe financial constraints for those firms that derive their external financing mostly from banks, with negative consequences for their investment decisions (p. 7).

Nos anos de 1988, 1989, 1991, 1992 e 1995 observam-se os maiores coeficientes, embora apenas em 1991 o coeficiente não tenha se apresentado estatisticamente significativo. Embora seja um ano pós-recessão, não se pode caracterizá-lo como um ano de retomada de crescimento, já que o crescimento do PIB foi de apenas 1%, principalmente quando se considera que o PIB no ano anterior retraiu-se em 5,05%. Além do que, a formação bruta de capital fixo em relação ao PIB foi a mais baixa do período analisado, ficando em apenas 18,11%.

Outro comportamento que evidencia o maior grau de restrições financeiras das empresas deve-se ao fato de as maiores variações dos parâmetros estimados ocorrerem em períodos de retomada de crescimento, como nos anos 1990-91 e 1994-95. No entanto, o parâmetro estimado para 1991 não se apresentou estatisticamente como esperado. Por outro lado, verifica-se também que o coeficiente da variável financiamento total apresenta o seu maior valor e o coeficiente da variável vendas o segundo maior valor no período, ambos estatisticamente significativos. As baixas taxas de crescimento do PIB e de formação bruta de capital fixo, aliadas a políticas macroeconômicas de redução de despesas do governo, suavizam a necessidade de fluxo de caixa para novos empreendimentos. Em contrapartida, os coeficientes significativos de vendas e financiamentos tornam-se mais importantes, representando a retração na demanda e a maior necessidade de capital de giro das empresas.

A presença de maiores valores para os coeficientes do fluxo de caixa para os períodos considerados recessivos indica que o grau de restrição financeira das empresas varia com as medidas econômicas implementadas nesse período. Medidas restritivas de política monetária agravam os problemas relacionados a assimetria de informação, custos de transação e custo de agência. Para Gertler e Hubbard (1988)

During booms, when borrower net worth is high - either due to past accumulation of assets or to optimism about the future - agency costs of finance are relatively low, providing added stimulus to investment. Conversely, the decline in borrower net worth during recessions raises agency costs of obtaining finance, further depressing investment. [...].

Investment downswings in recessions may be sharper than upswing during boons. (p. 24).

Com relação ao coeficiente da variável financiamentos totais, pode-se notar que seus maiores valores ocorrem em períodos pós-recessão e de retomada de crescimento. O mesmo ocorre para o parâmetro da variável vendas como razão do estoque de capital. O gráfico 4.1 mostra o comportamento dos parâmetros estimados das variáveis fluxo de caixa, vendas e financiamentos ao longo do tempo. Nota-se que os coeficientes das variáveis exibem um comportamento semelhante, principalmente em períodos recessivos e pós-recessivos, onde ocorrem as maiores variações. A maior variação do coeficiente estimado do fluxo de caixa ocorre para o período 1994-96. O menor do valor deste coeficiente é verificado no ano de 1994, em que é negativo, enquanto seu maior valor ocorre no ano de 1995<sup>41</sup>. O coeficiente da variável vendas apresenta um comportamento semelhante, porém com menores oscilações que os demais coeficientes. Para os coeficientes da variável financiamentos, nota-se que os menores valores ocorrem para os anos recessivos, como esperado. A implementação de uma política monetária contracionista e a elevação nas taxas de juros deterioraram as condições financeiras das empresas, reduzindo seu fluxo de caixa líquido e sua capacidade de obtenção de recursos externos, já que as condições de oferecer garantias para as dívidas enfraqueceram. Isto é corroborado por Oliner e Rudebusch (1996) quando afirmam que

In particular, a tightening of policy can boost the premium for all types of external funds, which depresses the volume of spending. This rise in the premium occurs because the tight policy causes the borrower's balance sheet to deteriorate, reducing the collateral that could offered to a potential lender. (p. 4).

---

<sup>41</sup> Convém lembrar que o fim da correção monetária nesse período deve estar exercendo um forte impacto na liquidez das empresas, afetando assim o coeficiente do fluxo de caixa.

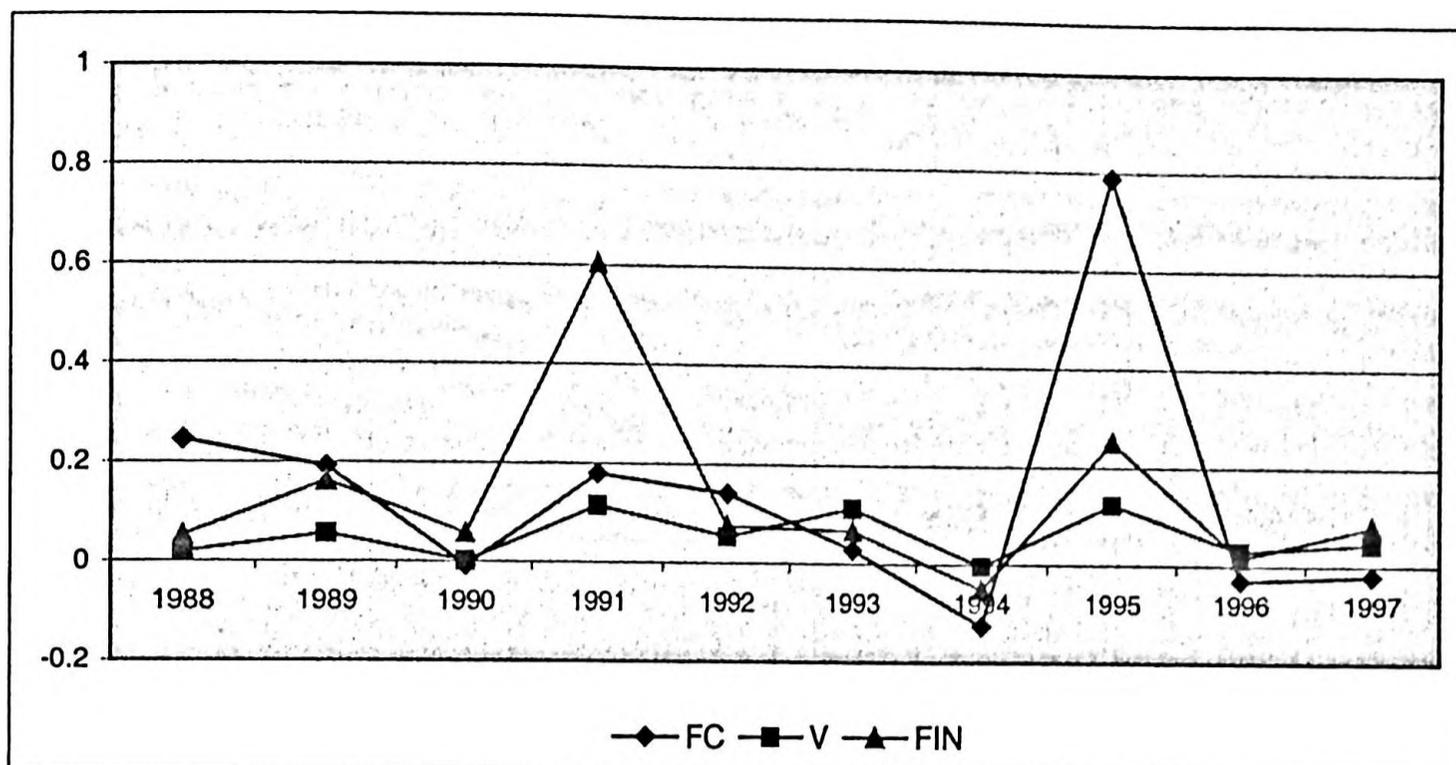


Figura 4.2 - Comportamento dos Coeficientes Estimados: Fluxo de Caixa, Venda e Dívidas no período 1988-97.

Os resultados acima oferecem uma clara indicação da presença de restrição financeira para as firmas, de sua relação com condições macroeconômicas e contribui para a discussão de que o fluxo de caixa desempenharia um papel de expectativas de rentabilidade futura. A significância dos parâmetros do fluxo de caixa em anos recessivos é uma indicação de que essa variável não esteja representando expectativas de lucratividade futura, sendo mais provável a conclusão de que esteja revelando a presença de restrição financeira das firmas.

A estimação em separado para firmas com alta e baixa intensidade de capital possibilita analisar de que forma as variáveis explicativas do investimento comportam-se no tempo para ambos os grupos, conforme resultados dispostos na tabela 4.5. Os coeficientes da variável dependente defasada para as firmas menos intensivas em capital apresentam-se negativos na maior parte do período, sendo significativos estatisticamente somente nos anos de 1990-91 e 1994-95. Já para as firmas mais intensivas em capital, dos cinco anos em que os coeficientes são significativos, quatro exibem valores negativos. O fato de os maiores valores serem negativos caracteriza a predominância recessiva do período analisado.

Com relação ao parâmetro da variável dependente defasada elevada ao quadrado, nota-se um comportamento distinto para ambos os grupos. Para as firmas menos intensivas em capital o comportamento oscilatório do investimento mostra-se mais pronunciado, sendo os parâmetros significativos na maior parte do período. Já para as firmas mais intensivas em capital, somente em três anos os coeficientes mostram-se significativos, sugerindo um movimento oscilatório mais suave do investimento.

Tabela 4.6 - Média a Posteriori dos Parâmetros por Intensidade de Capital no período 1988-97.

Ano	Baixa Intensidade de Capital					Alta Intensidade Capital				
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$
1988	0.079 (0.072)	-0.0143 (0.008)	0.2358 (0.0503)	0.0224 (0.006)	0.022 (0.0372)	1.88 (0.496)	-0.926 (0.336)	0.0382 (0.240)	0.0088 (0.0292)	0.1163 (0.0984)
1989	0.031 (0.081)	-0.0238 (0.0095)	0.133 (0.0413)	0.0578 (0.0083)	0.1494 (0.0383)	0.266 (0.304)	-0.131 (0.112)	0.696 (0.147)	0.0434 (0.0309)	0.2508 (0.0702)
1990	-0.660 (0.087)	0.0578 (0.0125)	0.0142 (0.0289)	-0.0019 (0.0125)	0.0397 (0.0563)	-0.264 (0.159)	-0.0172 (0.0151)	-0.210 (0.130)	0.067 (0.0562)	0.1249 (0.0631)
1991	-1.598 (0.078)	0.0519 (0.0285)	0.3016 (0.1476)	0.082 (0.0271)	0.9795 (0.1728)	-1.409 (0.298)	1.079 (0.506)	0.353 (0.3805)	0.2402 (0.0834)	0.1603 (0.1975)
1992	-0.0517 (0.0576)	-0.0099 (0.010)	0.1289 (0.0459)	0.061 (0.011)	0.043 (0.048)	0.224 (0.292)	-0.1098 (0.193)	0.1767 (0.20)	0.0499 (0.035)	0.3265 (0.1548)
1993	0.231 (0.2135)	-0.1366 (0.067)	0.0007 (0.078)	0.111 (0.0187)	0.061 (0.0468)	0.584 (0.404)	-0.2564 (0.204)	0.2846 (0.212)	0.1394 (0.0808)	0.1213 (0.1127)
1994	-1.092 (0.18)	0.2757 (0.072)	-0.079 (0.0429)	-0.021 (0.0137)	-0.009 (0.035)	-1.21 (0.353)	0.4568 (0.247)	-0.4788 (0.1748)	0.0762 (0.0312)	-0.1114 (0.0694)
1995	-3.053 (0.823)	-1.789 (1.01)	0.5225 (0.347)	0.1225 (0.068)	0.078 (0.246)	-3.39 (1.208)	-2.24 (1.47)	2.153 (0.926)	0.084 (0.134)	0.7709 (0.4039)
1996	-0.017 (0.048)	-0.0086 (0.0075)	-0.0278 (0.0291)	0.031 (0.0048)	0.0125 (0.0213)	0.152 (0.267)	-0.087 (0.144)	0.342 (0.397)	0.0327 (0.0335)	0.0736 (0.185)
1997	0.028 (0.129)	-0.0176 (0.0184)	-0.033 (0.0482)	0.044 (0.0073)	0.061 (0.0323)	0.0032 (0.365)	-0.0032 (0.472)	0.1905 (0.285)	0.0766 (0.0342)	0.2471 (0.1164)
$\sigma^2$	0.476					0.4352				

\* Os erros padrão estão entre parênteses.

O comportamento do coeficiente da variável fluxo de caixa como razão do estoque de capital corrobora a expectativa de que as firmas mais intensivas em capital tenderiam a apresentar uma maior necessidade de caixa e uma maior necessidade de obtenção de recursos que as firmas menos intensivas na realização de novos investimentos. A significância dos parâmetros e seus maiores valores ocorrem nos anos recessivos e de retomada de crescimento econômico, indicando uma clara relação com as medidas macroeconômicas, particularmente com políticas monetárias restritivas.

Nota-se que os parâmetros das variáveis fluxo de caixa são maiores para as firmas mais intensivas em capital do que para as menos intensivas, exceto para o ano de 1988, em que o coeficiente além de menor apresentou-se não significativo. Já nos anos de 1991 e 1992, apesar dos coeficientes mostrarem-se maiores para as firmas mais intensivas em capital, os erros padrão elevados indicam baixo grau de precisão, apontando para a não significância dos parâmetros, enquanto para as firmas com baixa intensidade de capital os coeficientes são significativos. A presença de um parâmetro significativo do fluxo de caixa para as firmas menos intensivas em capital maior que o das firmas mais intensivas para esses anos pode aparentar que o fluxo de caixa desempenha um papel mais importante para as firmas menos

intensivas em capital. Este resultado parece contrário às expectativas, já que, com a presença de maiores custos fixos para as firmas de alta intensidade de capital, esperar-se-ia que os coeficientes do fluxo de caixa e de financiamentos dessas empresas fossem maiores. No entanto, deve-se considerar o grau de utilização da capacidade produtiva das firmas, isto é, a possibilidade de capacidade excedente, aliada à insuficiência de demanda poderia suavizar o grau de restrição financeira sobre as empresas mais intensivas em capital, como apontado por Tahmiscioglu (2001). Essa possibilidade torna-se plausível quando se consideram as variações negativas no PIB da economia brasileira em dois dos três anos apontados acima e quando se compara a taxa de crescimento negativa dos setores predominantemente de alta intensidade de capital com a taxa de crescimento positiva dos setores de baixa intensidade de capital. Enquanto nos anos de 1988, 1991 e 1992 as taxa de variação do PIB industrial foram de -2,60%, 0,26% e -4,89%, respectivamente, nos setores de comércio e agropecuário foram 2,35%, 0,33% e 0,30% e 0,84%, 1,37% e 4,89% respectivamente. A variação negativa na taxa de crescimento do setor industrial, mais intensivo em capital, reduz a necessidade de fluxo de caixa e de recursos externos para novos empreendimentos para as firmas mais intensivas em capital em razão de um aumento na capacidade excedente e de uma insuficiência de demanda.

A análise bayesiana do comportamento do investimento da firma com variação intertemporal dos parâmetros apresenta evidências de que as firmas sofrem restrições financeiras, principalmente em períodos de recessão e de recuperação econômica. Parece mais provável que em tais períodos haja uma maior necessidade de caixa e de recursos externos, já que isto pode determinar o montante de capital investido pelas firmas. A classificação segundo a intensidade de capital mostra que as firmas mais intensivas em capital apresentam-se mais restritas financeiramente, devido à maior necessidade de capital e uma estrutura de propriedade mais diversificada, tendendo a maiores custos de agência. Os resultados estimados também mostram evidências do papel das políticas macroeconômicas sobre as decisões de investimento, isto é, uma política monetária austera pode agravar o grau de restrições financeiras, principalmente para as firmas mais intensivas em capital.

## 5 - CONCLUSÃO

O presente estudo buscou identificar os principais determinantes do investimento das firmas brasileiras no período de 1986 a 1997. Procurou-se analisar a presença de restrições financeiras sobre o comportamento das empresas no tocante ao seu investimento, considerando os desenvolvimentos teóricos sobre o investimento e sua aplicação, através de uma abordagem econométrica clássica e bayesiana. Por se tratar de um período altamente conturbado economicamente, em que foram implementados seis planos econômicos, a análise tornou-se mais delicada. Neste capítulo serão apresentadas as principais conclusões obtidas no presente trabalho.

Embora o debate sobre as decisões de investimento da firma seja intenso e com enorme quantidade de estudos no âmbito internacional, no Brasil poucos estudos têm abordado a questão. Trabalhos sobre o tema tornaram-se mais frequentes a partir da introdução de fatores financeiros como determinantes do investimento. Embora Meyer e Kuh (1957) já tivessem abordado essa questão, a discussão sobre o papel dos fatores financeiros intensifica-se a partir do estudo de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988). Diversos trabalhos mostraram que a importância dos recursos próprios nas decisões investimento surgia devido à presença de imperfeições no mercado de capitais, assimetria de informações, custos de transação etc. Nessas condições, os recursos internos e externos não poderiam ser representados como substitutos perfeitos, como apontado por Modigliani e Miller (1958).

Recentes trabalhos utilizando abordagem econométrica com dados longitudinais têm apresentado evidências da importância das variáveis financeiras nas decisões de investimento, com o investimento apresentando sensibilidade à variável fluxo de caixa. A utilização da abordagem econométrica com dados longitudinais tem proporcionado superar o modelo da firma representativa, permitindo considerar a heterogeneidade entre as firmas. Por outro lado, introdução de variáveis de liquidez em conjunto com outras informações possibilita avaliar o comportamento do investimento diante da presença de assimetria de informações.

A sensibilidade do investimento em relação às variáveis de liquidez tem sido, por muitas vezes, apontada como uma indicação da presença de restrição financeira, isto é, quanto maior a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa, maior seria o grau de restrição financeira da empresa. Uma firma pode ser classificada como sendo restrita

financeiramente se qualquer aumento inesperado de recursos próprios induzir a um aumento nos gastos com investimentos, sem que este aumento implique em qualquer tipo de informação sobre o potencial de lucratividade futura. A idéia de que a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa seria uma função monotonicamente crescente ao grau de restrição de crédito foi contestada por Kaplan e Zingales (1997), em crítica ao trabalho de Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), onde concluíram que a variável de liquidez seria mais importante para as firmas classificadas com baixo grau de distribuição de dividendos, devido ao coeficiente do fluxo de caixa apresentar-se maior para estas empresas.

Com a crítica de que a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa não necessariamente seja monotonicamente crescente, novas questões passaram a ser contempladas nos estudos sobre o investimento. Assim, o simples fato de um grupo de firmas apresentar maiores coeficientes do fluxo de caixa não necessariamente significa que este grupo seja mais restrito financeiramente, já que o fluxo de caixa poderia estar atuando como uma *proxy* do potencial de lucratividade futura. Outra questão estaria na forma como as firmas são agrupadas, já que, dependendo da classificação, fatores comuns e ambíguos inerentes à classificação poderiam comprometer o resultado, permanecendo ainda um elevado grau de heterogeneidade das firmas. Enquanto fatores comuns indicam que as firmas jovens e em setores em crescimento apresentam características semelhantes quanto à maior importância do fluxo de caixa, o mesmo não se pode dizer sobre as firmas pequenas, mesmo considerando que as firmas jovens tendem a ser pequenas, já que as firmas pequenas não necessariamente pertencem a setores em fase de crescimento. De forma semelhante, enquanto as firmas maduras tendem a ser maiores e mais diversificadas, apresentando menores custos de agência e de transação, as firmas menores, com uma estrutura de propriedade mais concentrada, podem reduzir os custos de agência, embora tenham maiores custos de transação.

Neste sentido, a identificação e a verificação da presença de restrições financeiras para dado grupo de firmas necessita da incorporação e combinação de fatores qualitativos e quantitativos que permitam realmente comprovar a sua presença. A questão de como classificar as firmas de tal forma que se possa controlar e isolar os efeitos das restrições financeiras de outros fatores torna-se fundamental, ou seja, a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa por si só não seria suficiente para comprovar a presença de restrição financeira. Neste trabalho procurou-se considerar os aspectos quantitativos e qualitativos na análise das decisões de investimento. A classificação das firmas por intensidade de capital, aliada a medidas de desempenho financeiro, e a utilização das abordagens clássica e bayesiana na

estimação dos parâmetros de interesse proporcionaram fortes evidências da presença de restrições financeiras entre as firmas estudadas. Enquanto a classificação das empresas segundo a intensidade de capital controla e isola os efeitos das restrições financeiras de outros efeitos de forma melhor do que aquela proposta por medidas de mercado, os índices financeiros proporcionam indicadores sobre as condições financeiras das empresas que podem auxiliar na identificação das restrições financeiras. Combinado ambos os fatores na estimação dos parâmetros de interesse por modelos e enfoques econométricos distintos atingiram-se resultados robustos.

Como esperado, as firmas mais intensivas em capital apresentaram-se mais constrangidas financeiramente do que as menos intensivas em capital. Este resultado atende às expectativas, uma vez que as primeiras, por apresentarem maiores custos fixos, estão mais propensas a baixas rentabilidades, além de exibirem estrutura de propriedade mais diversificada, agravando os custos de agência. Já as firmas menos intensivas em capital mostraram-se menos sensíveis ao fluxo de caixa em suas decisões de investimento, resultado que ocorre devido à maior rentabilidade dessas firmas e por sua estrutura de propriedade mais concentrada, reduzindo o grau de assimetria de informação entre os acionistas e os gestores da firma e, por consequência, os custos de agência. Resultado semelhante foi verificado nos trabalhos de Schianterelli e Devereux (1990), Hsiao e Tahmiscioglu (1997) e Schaller (1993).

A maior sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa para as firmas mais intensivas em capital não está sujeita à crítica de que a variável fluxo de caixa estaria atuando como uma *proxy* para a rentabilidade futura, dado que a rentabilidade dessas firmas mostrou-se menor que a das firmas menos intensivas em capital. A introdução de uma *dummy* de inclinação para o fluxo de caixa mostrou que o coeficiente dessa variável é estatisticamente distinto entre os grupos. Este resultado fortalece ainda mais a idéia de que a presença de restrições financeiras é distinta para os grupos e que tal diferença estaria refletindo predominantemente o grau de restrição enfrentado pelas firmas, em oposição ao potencial de lucratividade da firma. Com o objetivo de testar a robustez dos resultados, vários pontos de corte foram utilizados na classificação das firmas em alta e baixa intensidade de capital. Os resultados não sofreram variações suficientes para comprometer as inferências, indicando que o ponto de corte escolhido é apropriado para a divisão da amostra.

Com o objetivo de precisar melhor os resultados obtidos na análise clássica, adotou-se uma abordagem bayesiana, em que se estimou a equação de investimento em três modelos diferentes. No primeiro modelo utilizou-se uma priori difusa, para tornar a abordagem bayesiana equivalente ao modelo de efeito fixo no enfoque clássico. Os

resultados, tanto para a amostra conjunta como agrupada por intensidade de capital, foram idênticos àqueles obtidos pela abordagem clássica. No modelo II foi introduzida uma variável de interação entre o efeito específico da firma e o efeito tempo, o que seria inviável na abordagem clássica devido ao grande número de parâmetros a serem estimados, maior que o número de observações. A idéia da interação é considerar que as decisões de investimento variam ao longo do tempo e são diferentes entre as firmas em um mesmo momento do tempo, ou seja, fatores macroeconômicos afetariam as firmas de forma distinta. O resultado da estimação com interação para toda a amostra e para os grupos não se mostrou estatisticamente distinto do resultado obtido sem interação. Isto significa que o efeito temporal não observado referente aos fatores macroeconômicos pode estar afetando as firmas de forma semelhante, ou que as firmas não estejam apresentando diferenças significativas o suficiente para que os efeitos das condições macroeconômicas sejam distintos entre elas.

Na etapa de diagnóstico e análise de regressão, constatou-se a presença de efeitos não observados em relação ao tempo, indicando que as decisões de investimento variam ao longo do tempo, como reflexo das condições macroeconômicas. Com o objetivo de explicar o comportamento intertemporal do investimento, estimou-se um terceiro modelo bayesiano, cuja estrutura permite que os parâmetros variem no tempo. Esta estrutura possibilita que as decisões de investimento sejam analisadas diante das diversas conjunturas macroeconômicas enfrentadas no período em questão, no qual seis planos econômicos foram implementados. Os resultados indicaram a presença de uma relação entre o grau de assimetrias de informação e as modificações nas condições macroeconômicas. A análise dos resultados econômicos mostrou evidências de que o grau de restrição financeira das empresas aumenta em períodos de recessão e de retomada de crescimento, como 1990-91 e 1994-95, em que ocorrem as maiores variações dos parâmetros estimados. O fato de o coeficiente do fluxo de caixa não se apresentar significativo no período 1990-91 pode ser em decorrência da condição levantada por Tahmiscioglu (2001), argumentando que mesmo em períodos recessivos a restrição financeira não seja tão severa devido à presença de capacidade excedente e insuficiência de demanda. O confisco de liquidez realizado nesse ano teve forte impacto na demanda, retraindo o PIB em 5,05%. O maior coeficiente do fluxo de caixa observado no ano de 1995 sugere que o grau de restrição financeira está associado à ocorrência de crises financeiras, como apontado por Schiantarelli (2003). Este resultado ocorre no mesmo ano do episódio da crise mexicana e da crise do sistema financeiro brasileiro, com a quebra de dois grandes bancos privados e a taxa básica de juros ultrapassando o patamar de 50% ao ano. A presença de valores elevados do coeficiente do

fluxo de caixa em períodos recessivos é uma clara indicação de que essa variável não está atuando como uma *proxy* de rentabilidade futura, já que nesses períodos ocorre uma deterioração nos indicadores de lucratividade das empresas.

A estimação dos parâmetros intertemporalmente com as firmas agrupadas por alta e baixa intensidade de capital corroborou as expectativas de que as firmas mais intensivas em capital sofrem maiores restrições de liquidez do que as menos intensivas. A maior significância dos parâmetros para as firmas agrupadas também ocorre para os anos de recessão e de retomada de crescimento, revelando uma clara relação entre os resultados macroeconômicos e o grau de restrição financeira das empresas. Nesses anos, os coeficientes do fluxo caixa e do financiamento mostraram-se maiores para as firmas mais intensivas em capital, exceto para os anos de 1988, 1991 e 1992, em que o fluxo de caixa apresentou-se significativo somente para as firmas menos intensivas em capital, embora nos anos de 1991 e 1992 o valor do coeficiente tenha se apresentado maior para as firmas mais intensivas em capital. Este resultado, aparentemente contrário às expectativas de que as firmas mais intensivas em capital sejam mais restritas financeiramente, pode ser proveniente de dois motivos que devem ser considerados. Primeiro, como já comentado, deve-se considerar o excesso de capacidade das firmas mais intensivas em capital, superior ao das firmas menos intensivas em capital, e a insuficiência de demanda nesses anos, já que em 1988 e 1992 o PIB decresceu, enquanto em 1991 o crescimento foi inexpressivo<sup>42</sup>. Segundo, a variação negativa na taxa de crescimento do setor industrial, mais intensivo em capital, comparada com a taxa de crescimento positiva dos setores de serviços e agropecuário, menos intensivos em capital, reduz a necessidade de fluxo de caixa para as firmas mais intensivas em capital devido à insuficiência de demanda, enquanto torna o fluxo de caixa para as firmas menos intensivas em capital mais importante para atender à necessidade de investimento.

A estimação dos três modelos pelo método bayesiano possibilitou a escolha do modelo que melhor representa os dados pelo critério das preditivas ordenadas, o que não encontra equivalência na abordagem clássica. Por esse critério constatou-se que o modelo preferível é aquele em que os parâmetros variam no tempo, sugerindo a existência de uma relação entre o grau de restrição financeira e os resultados macroeconômicos, isto é, uma situação de política monetária restritiva impacta negativamente no grau de restrição financeira, principalmente para as firmas mais intensivas em capital. Evidências das relações entre o grau de restrição financeira das empresas com condições macroeconômicas também

---

<sup>42</sup> Ver tabela 4.5.

são encontradas nos estudos de Tahmiscioglu (2001), Oliner e Redebusch (1996) e Gertler e Hubbard (1988).

A presença de menores índices de lucratividade, elevados custos fixos das firmas mais intensivas em capital, aliado ao maior grau de diversificação em suas estruturas de propriedade, podem explicar sua maior restrição financeira quando comparadas com as firmas menos intensivas em capital. Em contrapartida, o maior índice de lucratividade e a presença de uma estrutura de propriedade mais concentrada tornam as firmas com baixa intensidade de capital menos restritas financeiramente.

Embora os resultados acima apresentem evidências sobre a relação entre o grau de restrição financeira das empresas com as condições macroeconômicas, particularmente no que se refere a uma política monetária restritiva, novas investigações associando variações temporais mais longas e análises mais detalhadas sobre as medidas econômicas proporcionaria uma significativa contribuição. A variação intertemporal dos parâmetros e por firma conjuntamente seria de grande utilidade na análise das decisões de investimento, já que permitiria investigar aspectos comuns das firmas com restrições financeiras.

Este trabalho procurou aprofundar a análise do investimento empresarial através da introdução de abordagem mais flexível, que permite considerar aspectos de difícil implementação na abordagem econométrica clássica. Embora os resultados alcançados tenham de fato avançado no conhecimento do fenômeno, outras áreas para desenvolvimento futuro se descortinam, a partir dos resultados obtidos no atual esforço de pesquisa. Entre essas está a consideração de uma mistura de distribuições normais para o erro e sua implementação, a introdução de erro de medida nas variáveis e a incorporação da estrutura de correlação entre determinadas variáveis. São desafios para futuras pesquisas, cujo interesse fica ampliado pelos resultados aqui apresentados.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABEL, A B.; BLANCHARD, J. O. The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment. *Econometrica*, 1986, vol. 54, p. 249-274, n. 2.
- ABEL, A B.; EBERLY, J. C. A Unified Model of Investment Under Uncertainty. *American Economic Review*, 1994, vol. 84, p. 1369-1384.
- ABEL, A B.; EBERLY, J. C. Investment and q with fixed costs: an empirical analysis. *Am*, 1994, vol. 84, p. 1369-1384.
- ABEL, A. B.; EBERLY, J. C. Optimal Investment with Costly Reversibility. *Review of Economic Studies*, 1996, vol. 63, p. 581-593.
- AKERLOF, G. A. The market for lemons: quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 1970, v.84, n.3, p.488-500.
- ACHCAR, J. A.; SMITH, A F. M. Aspects of Reparametrization in Approximate Bayesian Inference. In *Essays in Honor of George A. Bernard*. Amsterdam: North-Holland, 1990.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. Agency costs, net worth, and business fluctuations. *The American Economic Review*, 1989, v. 79, p. 14-31, n. 1.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, v. 9, p. 27-48, n. 4.
- BIELCHOWSKY, R. et al. Investimento e Reforma no Brasil: Indústria e infra-estrutura nos anos 1990. Brasília: Ipea/Cepal, 2002.
- BOND, S.; MEGHIR, C. Dynamic Investment Models and Firm's Financial Policy. *Review Of Economics Studies*, Vol. 61, p.197-222, 1994.
- BOND, S.; REENEN, V.J. Microeconomic Models of Investment and Employment. [ifs.org.uk/innovation/bondvanr](http://ifs.org.uk/innovation/bondvanr), 2002.
- BLINDER, A.; MACCINI, L. J. Taking Stock: A Critical Assessment of Recent Research on Inventories. *Journal of Economics Perspectives*, 1991, vol. 5, p.73-96.
- BLINDER, A.; STIGLITZ, J. Money, credit constraints, and economic activity. *American Economic Review*, 1983, vol.73, p. 297-302.
- BOX P. E. G.; TIAO, C. G. A Bayesian Approach to the Importance of Assumptions Applied to the Comparison of Variances. *Biometrika*, 1964, vol.51, n. 1/2, p. 153-167.
- BOX P. E. G.; TIAO, C. G. *Bayesian Inference in Statistical Analysis*. Addison-Wesley, Reading, MA, 1973.

- CABALERO, R.; LEAHY, J. Fixed Costs: The Demise of Marginal  $q$ . *NBER*, working paper, 1996, n. 5508, USA.
- CALOMIRIS, C.W. ; HUBBARD, R.G. Firm heterogeneity, internal funds, and credit rationing . *Economic Journal*, 1990, vol. 100, n. 399, p. 90-104.
- CASAGRANDE, E.E. A decisão de investir e financiar em tempos anormais: o investimento e financiamento no Brasil, 1990-1994. Tese de Doutorado. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas, 2000.
- CASELA, G.; GEORGE, E. Explaining the Gibbs Sampler. *American Statistical Association*, 1992, vol. 46, p. 167-174.
- CHIB, S. Marginal Likelihood from the Gibbs Output. *Journal of the American Statistical Association*, 1995, vol. 90, p. 1313-1321, n. 432..
- CHIB, S.; GREENBERG, E. Markov Chain Monte Carlo Simulation Methods in Econometrics. *Econometric Theory*, 1996, vol. 12, p. 409-431.
- CHIRINKO, R. S. Why Does Liquidity Matter in Investment Equations? *Journal of Money, Credit, and Banking*. 1995, vol. 27, p. 523-548, n. 2.
- CHIRINKO, R. S. Business fixed investment spending: modeling strategies, empirical results, and policy implications. *Journal of Economic Literature*, 1993, vol. 31, p. 1875-1911.
- CLEARY, S. The Relationship between Firm Investment and Financial Status. *Journal of Finance*, 1999, vol. 54, p. 673-692, n. 2.
- CLARK, J. M. Business Acceleration and the law of Demand: A Technical Factor in Economic Cycles. *The Journal of Political Economy*, 1917, vol. 25, p. 217-235, n. 3.
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. Estimation and inference in econometrics. USA: Oxford University Press, 1993
- DELLAPORTAS, P.; FOSTER, J.J.; NTZOUFRAS, I. On Bayesian Model adn Variable Selection Using MCMC. *Statistics and Computing*, 2002, vol. 12, p. 27-36.
- DEVEREUX, M.; SCHIANTARELLI, F. Investment, Financial Factors, and Cash Flow: Evidence from U.K Panel Data. In HUBBARD, R.G. *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*. Chicago: Chicago University Press, 1990.
- DIXIT, A.; R. S. PINDYCK. *Investment Under Uncertainty*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- EASTERBROOK, H. F. Two Agency-Cost Explanations of Dividends. *The American Economic Review*, 1984, vol. p. 650-659, n. 4.
- EES, H. VAN; G.H. KUPER; STERKEN, E.. "Investment, Finance and the Business Cycle: Evidence from the Dutch Manufacturing Sector," *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 21, Nr. 3, pp. 395-407, 1997.

- EID, Jr, W. Custo e estrutura de capital: o comportamento das empresas brasileiras. *Revista de Administração de Empresas*. São Paulo. V.36, n.4, p.51-59, 1996.
- ELSTON, J.A. Dividend policy and Investment: theory and evidence from US Panel Data. *Managerial and Decision Economics*, v. 17, n.3, 1996, p. 267-275.
- EISNER, R. A distributed lag investment functions. *Econometric*, 1960, vol. 28, p. 1-29, n. 1.
- EISNER, R. A distributed lag investment functions. *The American Economic Review*, 1962, vol. 52, p. 190-203.
- EISNER, R. Investment: Fact and fancy. *The American Economic Review*, 1963, vol. 53, p. 237-246, n.2.
- EISNER, R. Investment and frustration of econometricians. *The American Economic Review*, 1969, vol. 59, p. 50-64, n.2.
- FAZZARI, S.; ATHEY, M. Asymmetric information, financing constraints and corporate investment. *Review of Economic Statistics*, 1987, vol. 69, p. 481-87, n3.
- FAZZARI, S. M.; HUBBARD, G.; PETERSEN, B. Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, n.1, p. 141-95.
- FAZZARI, S.; PETERSON, B. Working capital and fixed investment: new evidence on finance constraints. *Randal Journal of Economics*, 1993, vol.24, p. 328-42, n.3.
- FAZZARI, S.; M. HUBBARD, G.; PETERSEN, B. C. Financing Constraints and corporate investment: Response to Kaplan and Zingales. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper Series n.5462, 1996.
- FAZZARI, S.; M. HUBBARD, G.; PETERSEN, B. C. Investment-cash flow sensitivities are useful: a comment on Kaplan and Zingales, *Quarterly Journal of Economics*, v. 25, 2000, p. 695-705, n.2.
- GALINDO, A; SCHIANTARELLI, F. Editors .Credit Cosntraints and Investment in Latin America. Inter-American Development Bank, 2003.
- GELFAND, E. A.; SMITH, F. A. Sampling-Based Approaches to Calculating Marginal Densities. *Journal of American Statistical Association*, 1990, vol. 85, p.398-409, n. 410.
- GELFAND, A. et. al. Illustration of Bayesian Inference in Normal Data Models Using Gibbs Sampling. *Journal of American Statistical Association*, 1990, vol. 85, p. 972-985.
- GELFAND, A.; SMITH. M. F. A. Sampling-Based Approaches to Calculating Marginal Densities. *Journal of American Statistical Association*, 1990, vol. 85, p. 398-409, n. 410.
- GELFAND, A.; DEY, K. D. Bayesian Model Choice: Asymptotics and Exacts Calculations. *Journal of the Royal Statistician Society, Series B*, 1994, vol. 56, p. 501-514, n. 3.
- GELMAN, A et al. Bayesian Data Analysis. Great Britan: Chapman & Hall, 1995.

- GELMAN, A.; RUBIN, D. Inference form Iterative Simulation Using Multiple Sequence. *Statistical Science*, 1992, vol.7, n. 4, p. 457-472.
- GEISSER, S. Aspects of the Predictive and Estimative Approaches in the Determinations of Probabilities. *Biometrics*, 1982, v.38, p. 75-85.
- GEISSER, S.; EDDY, W. A Predictive Approach to the Model Selection. *Journal of American Statistical Association*, 1982, v.74, p. 153-160, n. 365..
- GERTLER, M.; GILCHRIST, S. Monetary Policy, Business Cycles, and Behavior of Small Manufacturing Firms. *The Quartely Journal of Economics*, 1994, vol. 109, p. 309-340, n. 2.
- GILCHRIST, S.; C. P. HIMMELBERG. Investment, fundamental and Finance. *National Bureau of Economic Research of Economic Research*. Working Paper Series, n. 6652, 1998.
- GILCHRIST, S.; C. P. HIMMELBERG. Evidence on the role of cash flow for investment. *Journal of Monetary Economics*, 1995, vol. 36, p. 541-572.
- GOULD, J. P. Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm. *The Review of Economic Studies*, 1968, vol. 35, p. 45-55, n.1.
- GUARIGLIA, A. The Effects of Financial Constraints on Inventory Investment: Evidence from a Panel of UK Firms. *Economica*, 1999, vol. 66, p. 43-62.
- GREENE. W. *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice-Hall, 4th ed. 2000.
- HARRIS, F. Capital Intensity and the Firm's Cost Capital. *The Review Economics Statistics*, 1988, v. 70, p.587-594, n. 4.
- HADLOCK, C. J. Ownership, liquidity, and investment. *RAND Journal of Economics*, v.29, n.3, 1998, p. 487-508.
- HAAVELMO, T. *A Study in the Theory of Investment*. Chicago: University of Chicago Press, 1960.
- HAYASHI, F. Tobin's Marginal  $q$  and Average  $q$ : Neoclassical Interpretation. *Econometrica*, 1982, vol. 50, p. 213-224, n. 1.
- HIRSCHMAN, A.; SIRKIN, G. Investment Criteria an Capital Intensity Once Again. *The Quarterly Journal of Economics*, 1958, vol. 72, p. 469-471, n.3.
- HOSHI, T.; KASHYAP, A. K.; SCHARFSTEIN, D. Corporate structure, liquidity, and investment: evidence from Japanese industrial groups. *Quarterly Journal of Economics*, 1991, v.106, n. p. 33-60.
- HU, X.; SCHIANTARELLI, F. Investment and financing constraints: a switchingregression approach using U. S. firms panel data. *Boston College department of economics*. Working Paper, 284, 1994.

- HUBBARD, R.; GLENN A.; KASYAP; WHITED, T. M. Internal Finance and Firm Investment. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1995, v.27., n.3, p. 683-701.
- HSIAO, C. Analysis of Panel Data. New York: Cambridge University Press, Econometric Society Monographs, 1986.
- HSIAO, C.; TAHMISCIOGLU, A. K. A panel analysis of liquidity constraint and firm investment. *Journal. American Statistical Association*, v. 92, n. 438, p. 455-65.
- JENSEN, M. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review*, 1986, Vol. 76, p. 323-329 n. 2.
- JORGENSON, W. D. Investment Capital Theory and Investment Behavior. USA: MIT Press, vol.1, 1996.
- JORGENSON, D. W.; SIEBERT, C. D. A comparison of alternative theories of corporate investment behavior. *The American Economic Review*, 1968, v. 58, p. 681-712. n. 4.
- KAPLAN, S.; ZINGALES, L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *Quarterly Journal of Economics*, 1997, v. 122, p. 169-215, n.1.
- KAPLAN, S.; ZINGALES, L. Investment –cash flow sensitivities are not valid measures of financing constraints. *NBER*, working paper, n. 7659, USA, 2000.
- KASHYAP, K. A.; LAMONT, A. O.; STEIN, C. J. Credit Conditions and the Cyclical Behavior of Inventories. *The Quartely Journal of Economics*, 1994, vol. 109, p. 565-592, n. 3.
- KASHYAP A.; STEIN, J. C.; WILCOX, D. Monetary policy and credit conditions: evidence from the composition of external finance. *American Economic Review*, 1993, v. 83, p.78-98.
- KASS, R. Bayes Factor in Practice. *The Statistician*, 1992, vol. 42, p. 551-560, n. 5.
- KASS, R.; RAFTERY, E. A. Bayes Factors. *Journal of the American Statistician Association*, 1995, v.90, p. 773-795, n.430.
- KING, R. G.; LEVINE, R. Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, v.108, p. 717-737, n.3.
- LAMONT, O. Cash flow and investment: evidence from internal capital markets. *Journal of Finance*, v. 52, n.1, 1997, p. 83-109.
- LEVINE, R. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 1997, v. 25, p. 688-726.
- MAYER, C. Financial Systems, Corporate Finance, and Economic Development. In HUBBARD, R.G. *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*. Chicago: Chicago University Press, 1990.

MYERS, S.; MAJLUF, N. Corporate financing and investment decision when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 1984, v.13, p. 187-221, n.2

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 1958, v. 48, p.162-97, n. 3

\_\_\_\_\_. Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *The Journal of Business*, 1961, vol. 34, p. 411-433, n. 4.

\_\_\_\_\_. Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. *American Economic Review*, 1963, vol. 53, p. 433-443, n. 3.

MOREIRA, M.M.; PUGA, F.P. Como a Indústria financia seu crescimento: Uma Análise do Brasil Pós-Plano Real. *Texto para Discussão 84 - BNDES*, 2000.

NETTER, J.; WASSERMAN; W. KUTNER, M. Applied Linear Statitiscal Models. USA: Irwin, 1985.

NICKEL, S. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 1981, Vol. 49, p. 1417-1426, n. 2.

NICKEL, S. The Investment Decision of Firms. Great Britain: Cambridge University Press 1978.

NTZOUFRAS, I. Gibbs Variable Selection Using BUGGS. *Journal of Statistical Software*, 2002, vol. 7, p. 1-19.

OLINER, D. S.; RUDEBUSCH, D G. Sources of the Financing Hierarchy for Business Investment. *The Review of Economics Statistics*, 1992, vol, 74, p. 643-654, no. 4.

OLINER, D. S.; RUDEBUSCH, D. G. Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy? *FRBSF Economic Review*, 1996, p. 3-13, no. 4.

PAULINO, D.C.; TURKMAN, A.A.; MURTEIRA, B. *Estatística Bayesiana*. Lisboa: Fundação Calouste Gulberkian, 2003.

QIN, DUO. Bayesian Econometrics. *Econometric Theory*, 1996, n.12, p.500-516.

ROTHSCHILD, M. On the Cost of Adjustment. *The Quartely Journal of Economics*, 1998, vol. 85, p. 605-622. n. 4.

RAJAN, G. R.; ZINGALES, L. Financial Dependence and Growth. *The American Economic Review*, 1998, vol. 88, p.559-586, n. 3.

RODRIGUES, W.; MELO, G. Padrão de financiamento das empresas privadas no Brasil. *Textos para Discussão, 653, Brasília: IPEA*, 1999.

ROSS, S. The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach. *The Bell Journal of Economics*, 1977, vol. 8, p. 23-40, n. 1.

- SCHALLER, H. Asymmetric information, liquidity constraints, and Canadian investment. *Canadian Journal of Economics*, 1993, v. 26, p. 552-74, n.3-4.
- SCHIANTARELLI, F. Financial Constraints and Investment: Methodological Issues and International Evidence. *Oxford Review of Economics Policy*, 1996, vol. 12, p. 70-89.n. 3.
- SCHIANTARELLI, F.; HU, X. Investment and Capital Market Imperfections: A Switching Regression Approach Using U. S Firm Panel Data. *The review of Economics and Statistics*, 1998, vol. 80, p. 466-479. n. 3.
- SPENCE, M. Job Market Signaling. Harvard University, 1972.
- STEVEN. A. B.; SAKELLARIS, P. A New Look at firma Market Value, Investment, and Adjustment Costs. *The review of Economics and Statistics*, 1999, vol. 81, p. 250-260. n. 2.
- STIGLITZ, J. Capital markets and economic fluctuations in capitalist economies. *European Economic Review*, 1992, n.36, p269-306.
- STIGLITZ, J.; WEISS, A. Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 1981, v.71, p.393-410, n.3.
- TAHMISCIOGLU, A. K. Intertemporal Variation in Financial Constraints on Investment: A Time-Varying Parameter Approach Using Panel Data. *Journal of American Statistical Association*, 2001, vol. 19, p.153-165, n. 2.
- TERRA, C. M. Credit Constraints in Brazilian Firms: Evidence from Panel Data. *Journal of Revista Brasileira de Economia*, 2003, vol. 57, p.444-464, n. 2.
- TIAO, C. G.; ZELLNER, A. Bayes's Theorem and the Use of Prior Knowledge in Regression Analysis. *Biometrika*, 1964, vol. 51, p. 219-230. n. 1/2.
- TOBIN, J. A General Equilibrium Approach To Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1969, vol. 1, p. 15-29, n. 1.
- TSURU, K. Finance and growth: some theoretical considerations, and a review of the empirical literature. *OCDE*, Working Paper n. 228.
- WHITED, M. T. Why Do Investment Euler Equation Fail?. *Journal of American Statistical Association*, 1998, vol. 16, p.479-488, n. 4.
- WOOLDRIDGE, J. M.. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. USA:MIT Press, 2002
- ZELLNER, A. Bayesian Analysis in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 1988, v.37, p.27-50.
- ZONENSCHAIN, C. N. Estrutura de capital das empresas no Brasil. *Revista do BNDES*, 1998, v.5, n.10, p.63-92.

## APÊNDICE A

Tabela A.1 - Estatística Descritiva das Variáveis do Modelo - Valores Médios

Anos	I/K	FC/K	V/K	FIN/K
1987	0.75692	0.740071	5.253369	0.616984
1988	0.460755	0.590092	3.293451	0.558484
1989	0.464886	0.729595	2.426539	0.439898
1990	-0.52461	0.13408	1.335913	0.190263
1991	1.111177	0.335162	3.004796	0.486698
1992	0.148286	0.285131	1.651653	0.395728
1993	0.200034	0.31472	1.624211	0.537253
1994	-0.78228	0.091055	0.600228	0.092549
1995	1.238907	0.504301	7.260897	1.048053
1996	0.17637	0.287671	4.276163	0.721697
1997	0.1717	0.253087	4.368443	0.772998
Mean	0.325045	0.401188	3.072722	0.508761
Std.	0.959986	0.849232	4.90415	1.026715

Fonte: Elaboração a partir dos dados.

## APÊNDICE B

Tabela B.1 - Estimação do Modelo de Efeito Fixo com Dummy de Inclinação para o Fluxo de Caixa.

VARIÁVEIS	Parâmetros	Desvio Padrão	Stat t	Valor- p
$(I/K)_{t-1}$	-.23154	.0287626	-8.05	0.000
$(I/K)^2_{t-1}$	.013373	.0037034	3.61	0.000
$(FC/K)_{t-1}$	.029936	.0140226	2.13	0.033
$(V/K)_{t-1}$	.020018	.0032199	6.22	0.000
$(FIN/K)_{t-1}$	.036622	.0136004	2.69	0.007
$(FC/K)_{t-1}$ Dummy de Inclinação <sup>1</sup>	.101611	.0579516	1.75	0.080

\* A variável dependente é  $(I/K)_t$ .

<sup>1</sup> Significativo a 10%.

## APÊNDICE C

Tabela C.1 - Parâmetros Estimados pelo Método Bayesiano por Intensidade de Capital e com Interação.

Variáveis	N	Baixa Intensidade de Capital				Alta Intensidade de Capital			
		Coef.	E. Padrão	IC 95%		Coef.	E. Padrão	IC 95%	
				Mín	Máx			Mín	Máx
$(I/K)_{t-1}$	5000	-0.239	0.02916	-0.2965	-0.1818	-0.2172	0.04795	-0.3111	-0.1227
$(I/K)^2_{t-1}$	5000	0.01511	0.00376	0.00786	0.0226	-0.00141	0.00791	-0.01696	0.0137
$(FC/K)_{t-1}$	5000	0.03094	0.01412	0.00311	0.0588	0.1649	0.0724	0.02218	0.308
$(V/K)_{t-1}$	5000	0.02057	0.00329	0.01417	0.02689	0.02481	0.01468	-0.00401*	0.0538
$(FIN/K)_{t-1}$	5000	0.03176	0.01383	0.00456	0.05863	0.0994	0.03649	0.02919	0.172
$\sigma^2$	5000	0.4317	0.00948	0.4132	0.4506	0.4325	0.00929	0.4149	0.4480
Nº de Observ.		3732				1238			

\* Significativo a 10%.

\*\*A variável dependente é  $(I/K)_t$ . A firmas mais intensivas em capital são aquelas com o valor acima de 0.15 para a razão Estoque de Capital - Vendas mais variação no estoque de capital  $(K/V+\Delta E)$ . Para valores iguais ou inferiores a 0.15, as firmas são classificadas em baixa intensidade de capital.

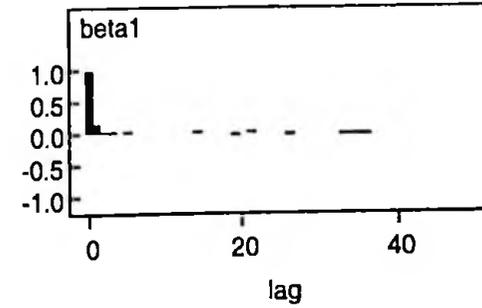
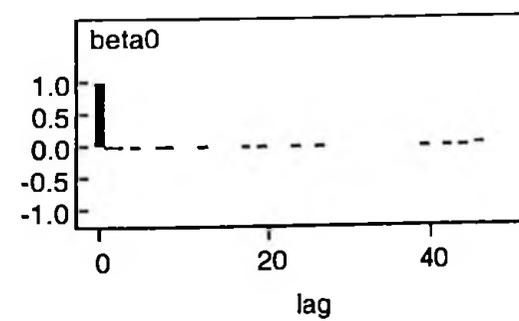
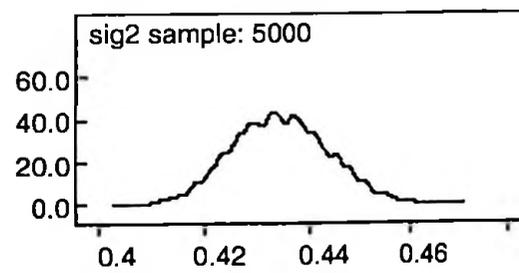
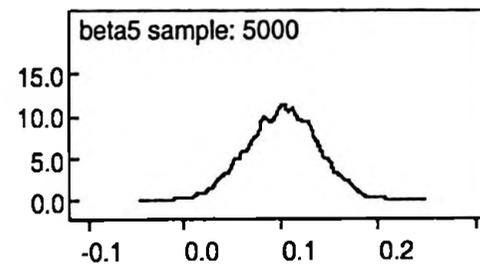
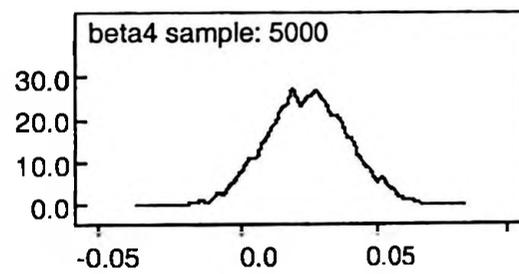
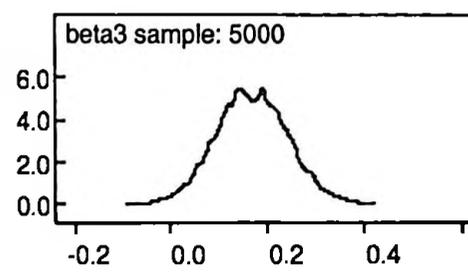
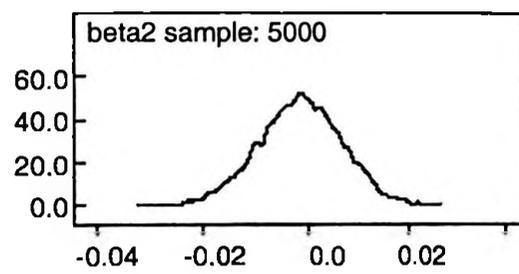
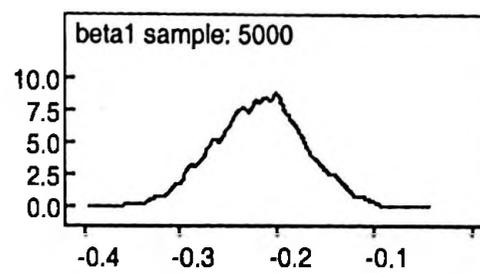
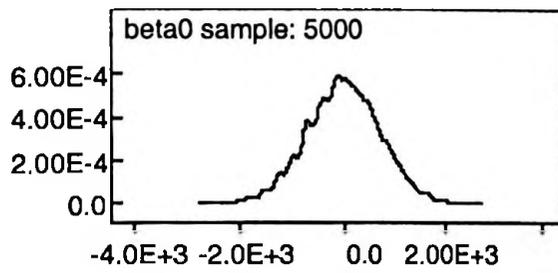
Tabela C.2 - Médias a posteriori dos parâmetros com Dummy de Inclinação para o Fluxo de Caixa.

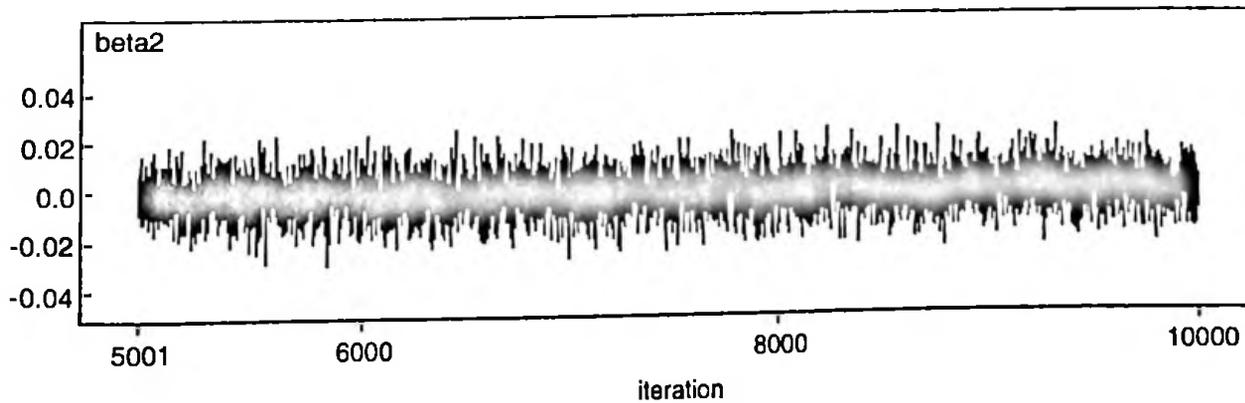
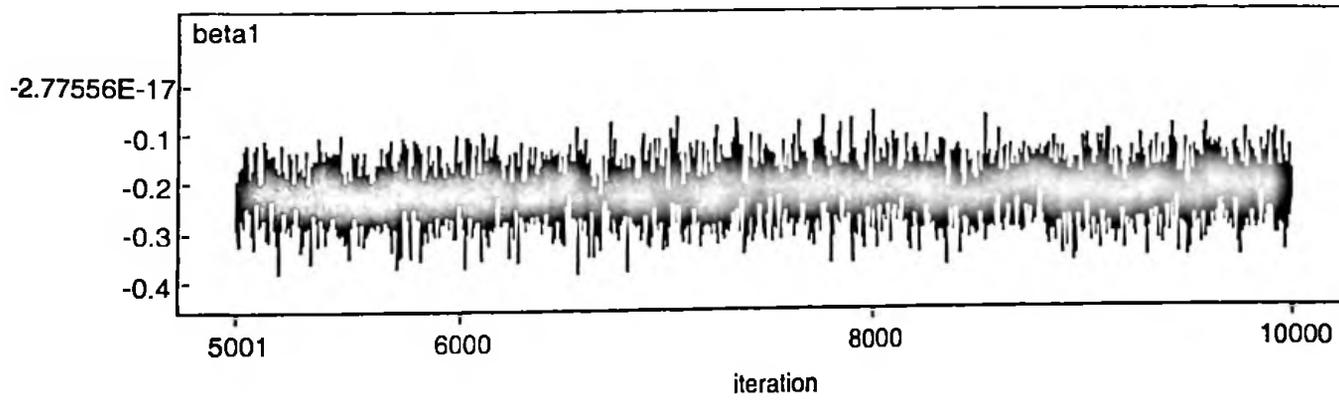
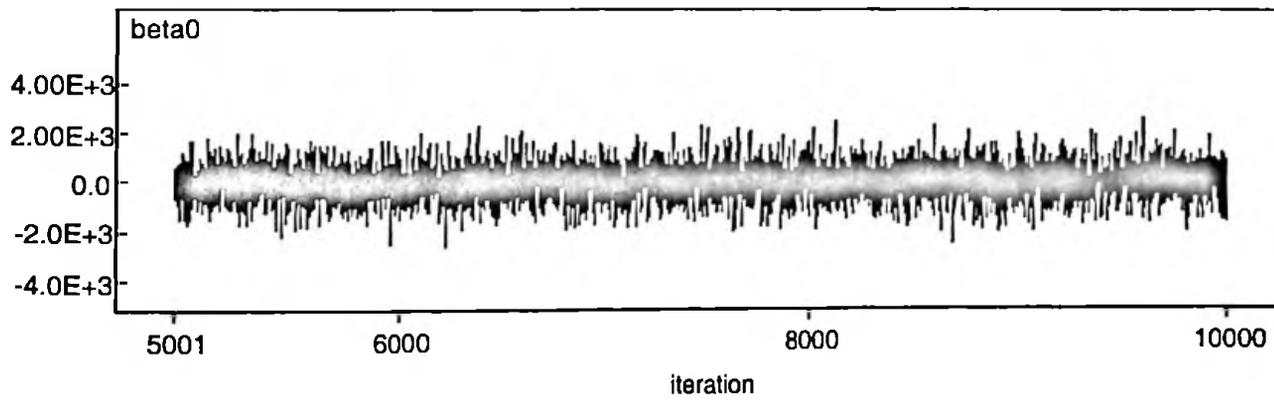
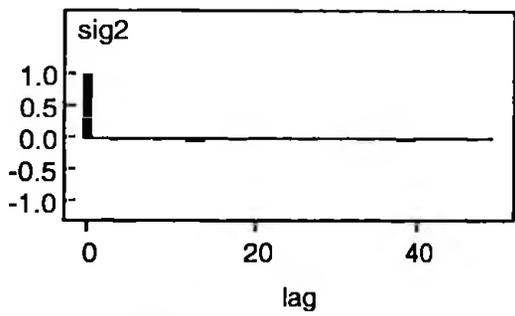
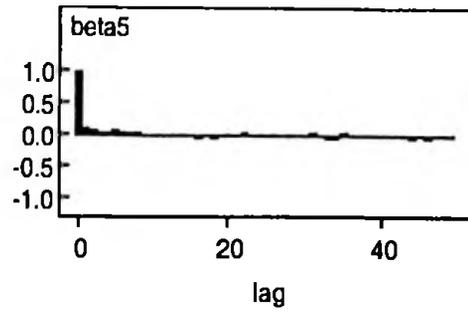
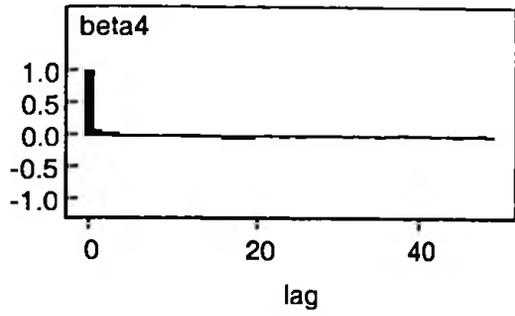
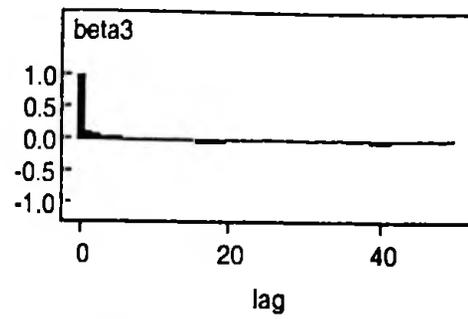
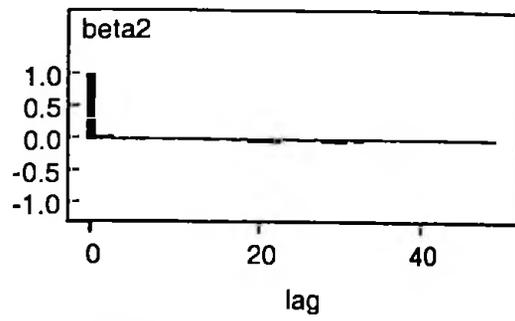
VARIÁVEIS	N	Parâmetros	Desvio Padrão	IC 95%	
				Mínimo	Máximo
$(I/K)_{t-1}$	5000	-0.2314	0.0287	-0.2898	-0.1766
$(I/K)^2_{t-1}$	5000	0.01332	0.0037	0.0062	0.0206
$(FC/K)_{t-1}$	5000	0.1329	0.0576	0.0185	0.2462
$(V/K)_{t-1}$	5000	0.0199	0.0032	0.0137	0.0262
$(FIN/K)_{t-1}$	5000	0.03652	0.0136	0.0101	0.06345
$(FC/K)_{t-1}$ Dummy de Inclinação <sup>1</sup>	5000	-0.1029	0.0582	-0.2179	0.01206
$\sigma^2$	5000	0.4349	0.00925	0.4171	0.4532

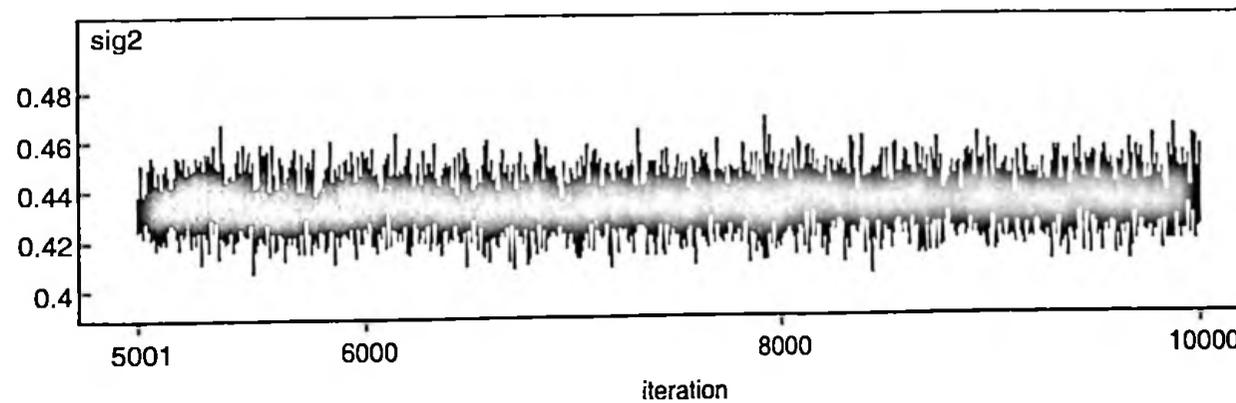
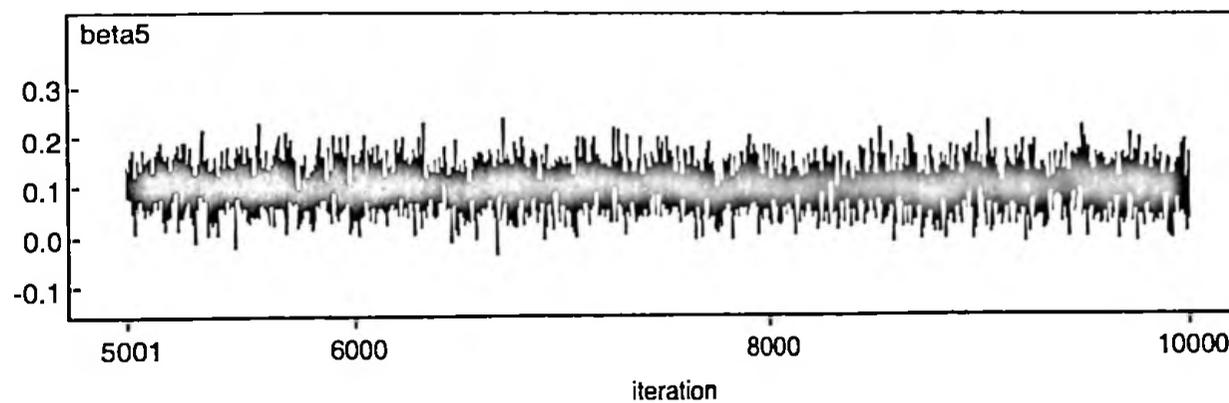
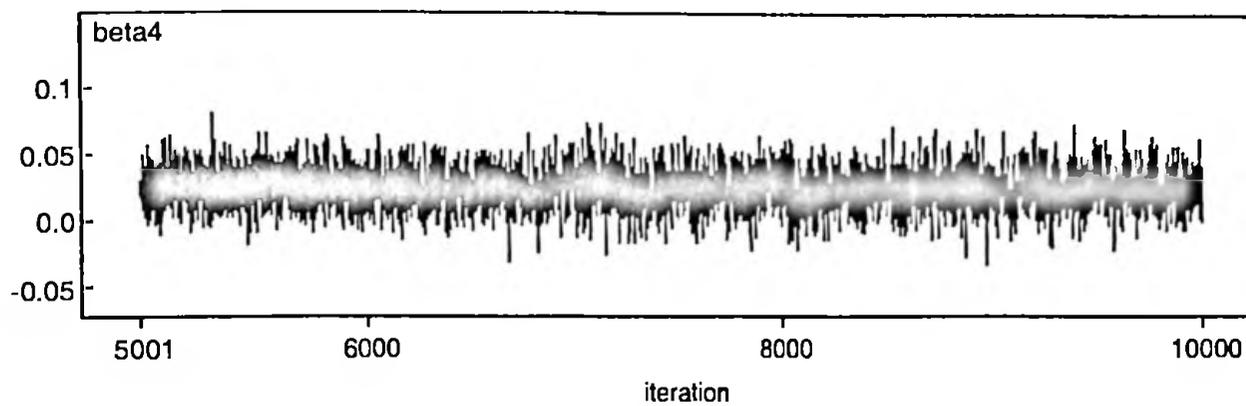
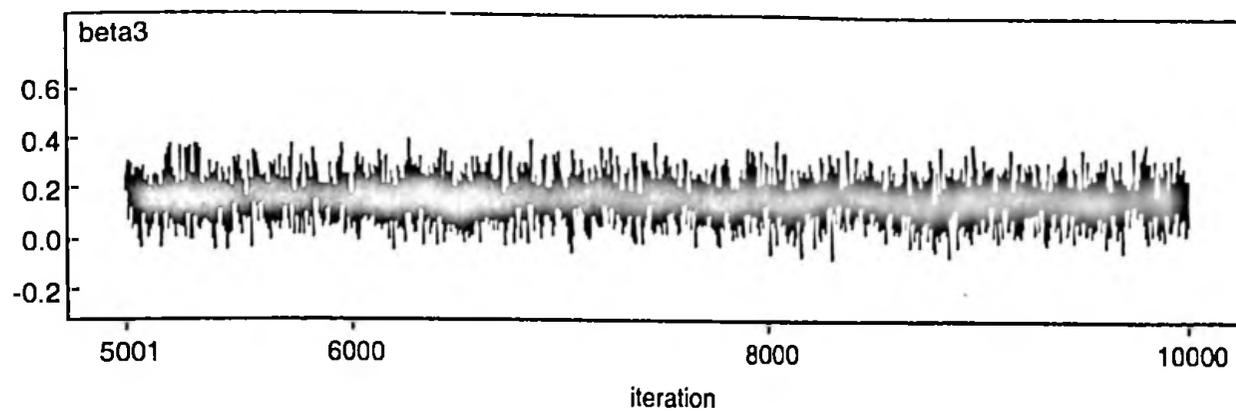
\* A variável dependente é  $(I/K)_t$ .

<sup>1</sup> Significativo a 10%.

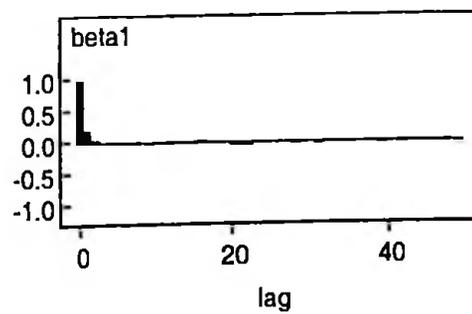
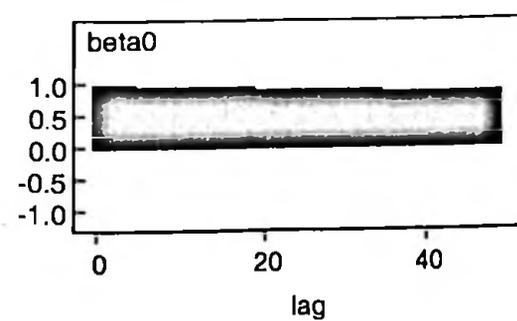
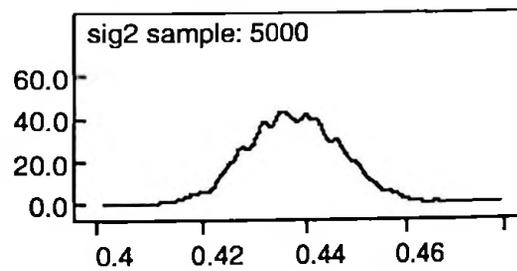
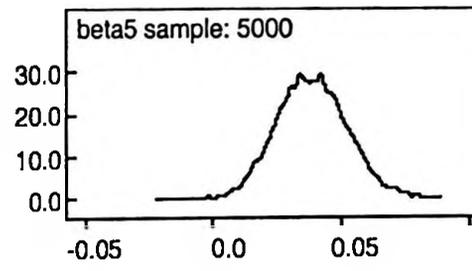
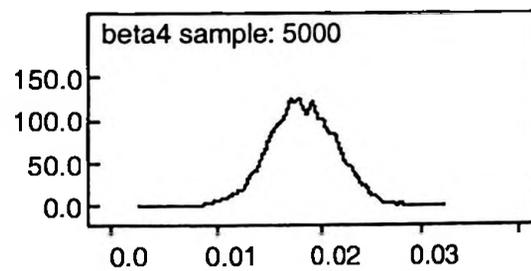
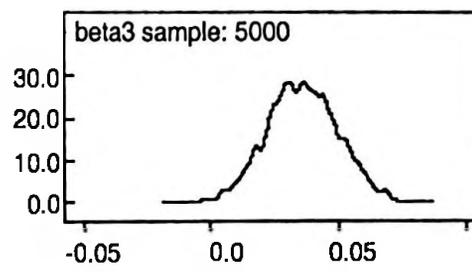
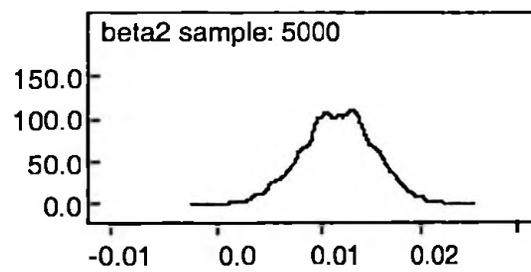
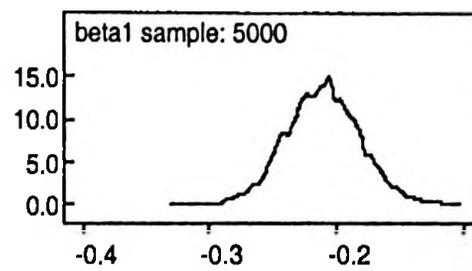
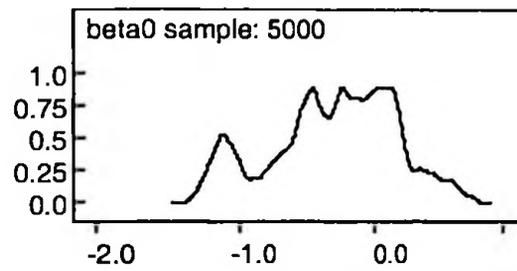
## APÊNDICE D - DENSIDADE, AUTOCORRELAÇÃO E CONVERGÊNCIA DO MODELO I BAYESIANO

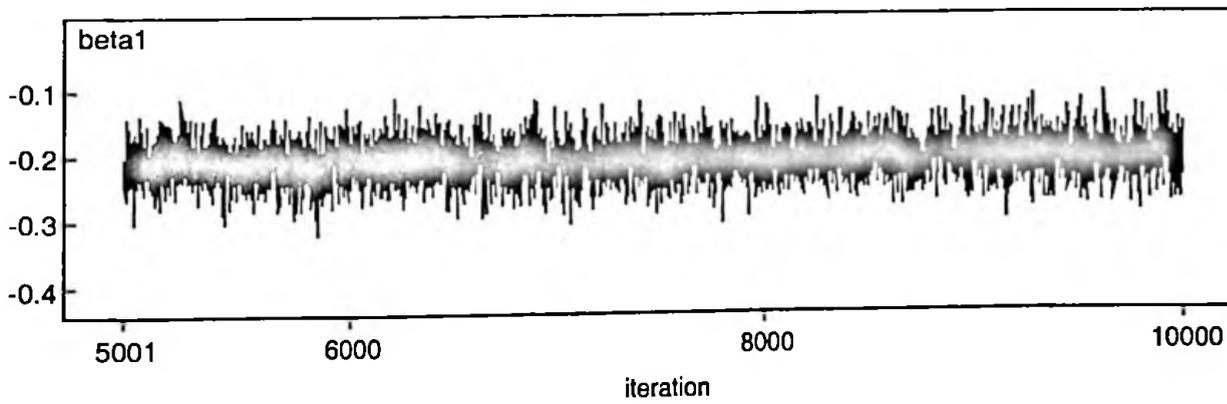
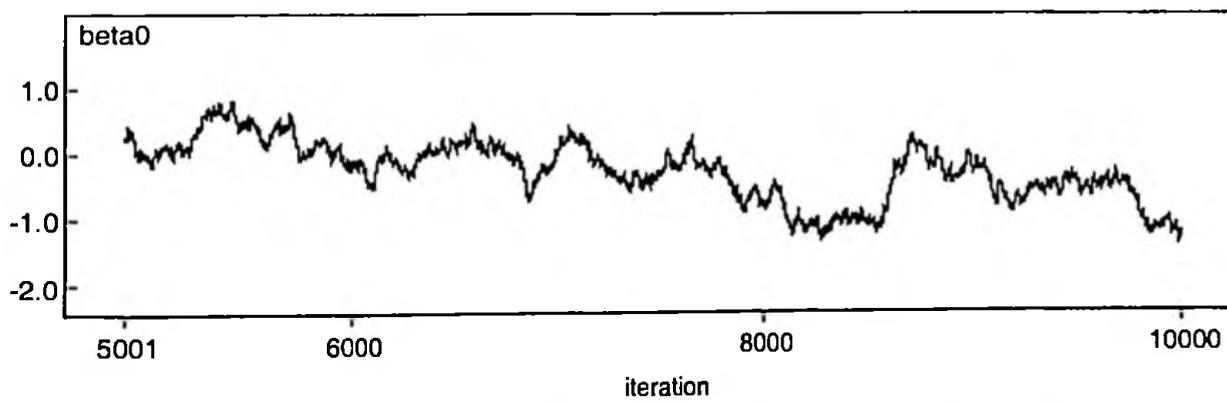
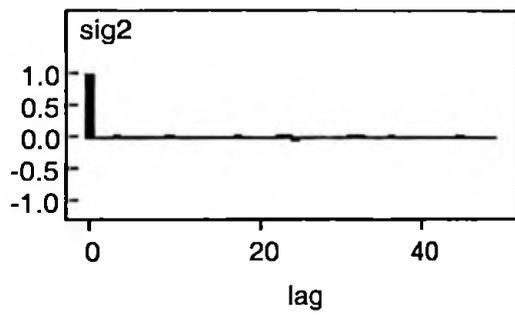
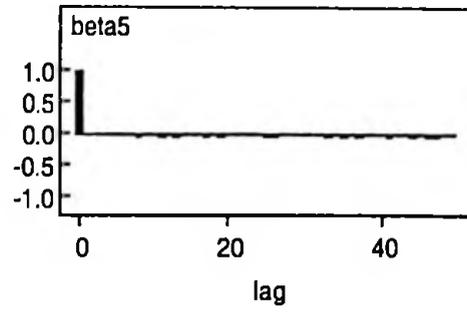
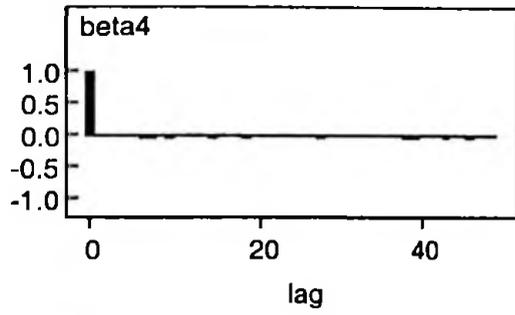
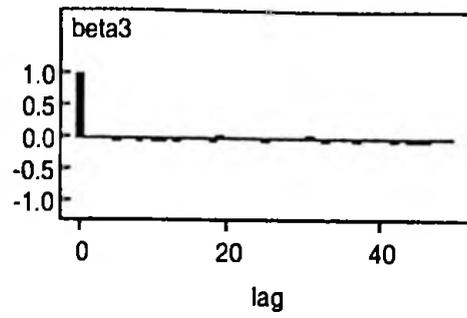
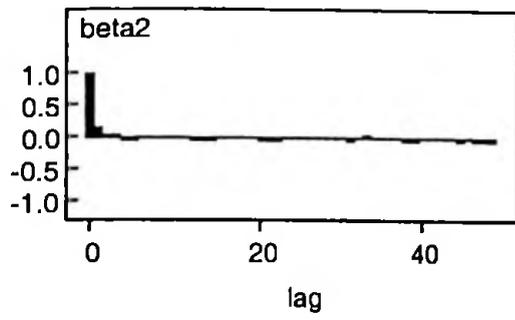


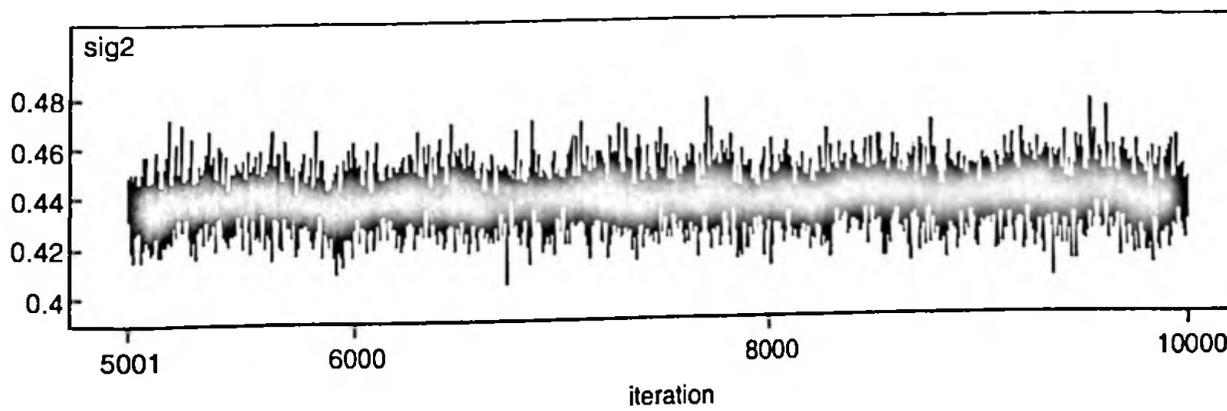
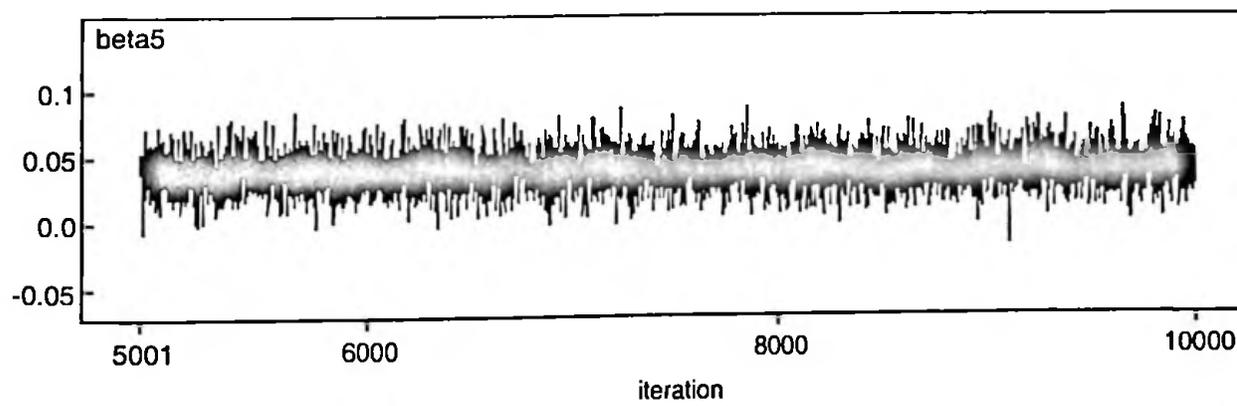
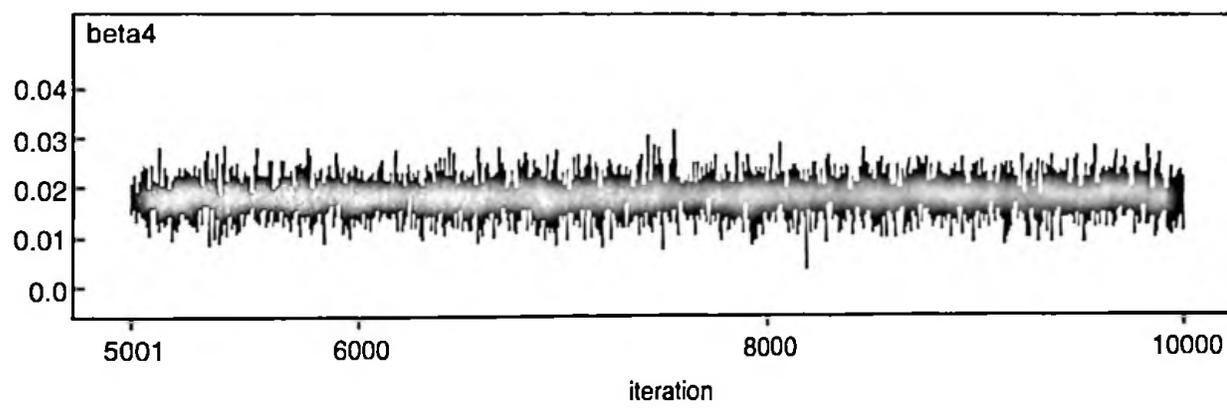
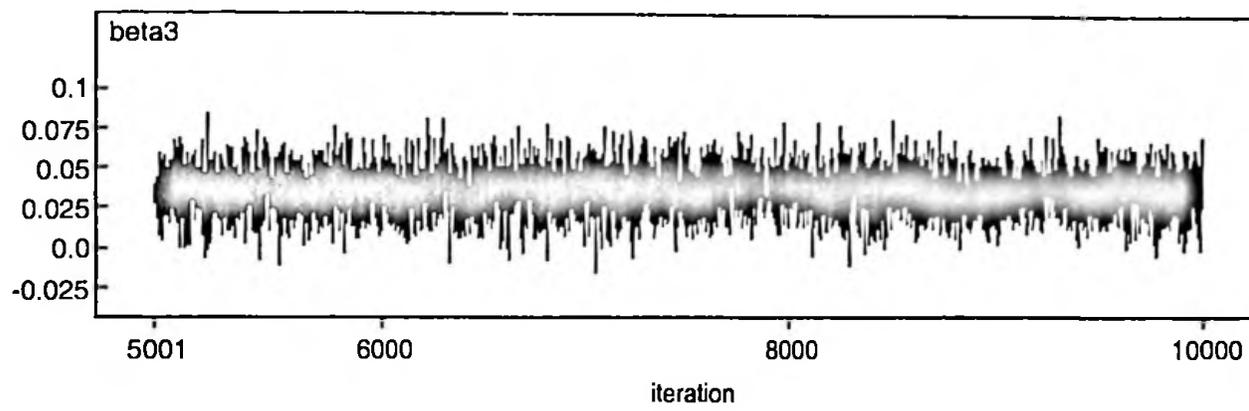
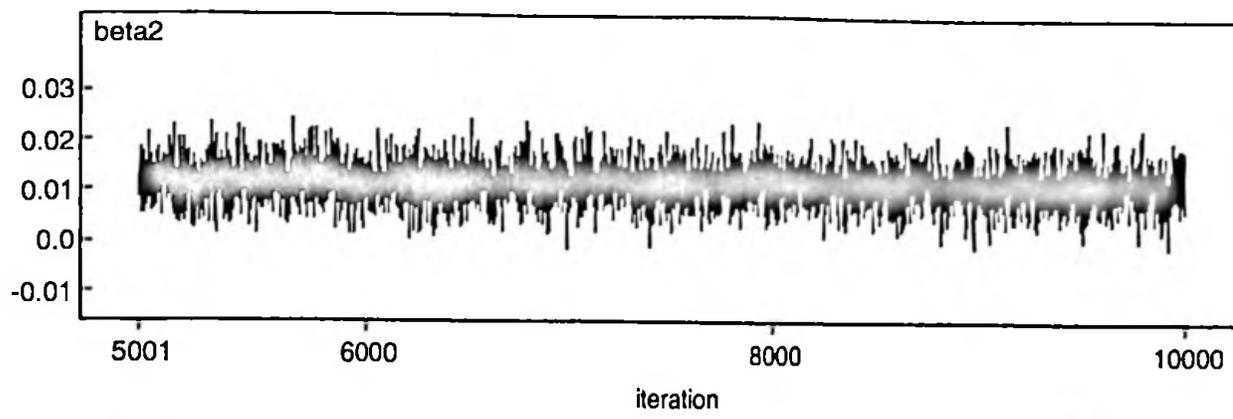




## APÊNDICE E - DENSIDADES, AUTOCORRELAÇÃO E CONVERGÊNCIA DO MODELO 1 BAYESIANO COM INTERAÇÃO POR INTENSIDADE DE CAPITAL







## APÊNDICE F - DENSIDADES, AUTOCORRELAÇÃO E CONVERGÊNCIA DO MODELO III BAYESIANO

