

UMA ABORDAGEM BAYESIANA PARA DECISÕES DE INVESTIMENTOS

Aquiles Elie Guimarães Kalatzis *

Departamento de Engenharia de Produção / EESC
Universidade São Paulo (USP)
aquiles@sc.usp.br

Carlos Roberto Azzoni

Departamento de Economia / FEA
Universidade de São Paulo (USP)
cazzoni@usp.br

Jorge Alberto Achcar

Departamento de Estatística
Universidade Federal de São Carlos (UFSCar)
jachcar@power.ufscar.br

* *Corresponding author* / autor para quem as correspondências devem ser encaminhadas

Recebido em 09/2005; aceito em 08/2006 após 1 revisão
Received September 2005; accepted August 2006 after one revision

Resumo

O objetivo deste trabalho é identificar a presença de restrição financeira nas decisões de investimento das firmas brasileiras a partir de uma análise econométrica bayesiana. A análise é feita através de uma amostra de 497 empresas brasileiras, considerando 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 contornar a presença de heterocedasticidade e identificar a presença de restrição financeira as firmas são 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 e utilizam a abordagem clássica.

Palavras-chave: decisões de investimento; restrições financeiras; intensidade de capital; dados longitudinais.

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 Bayesian econometric models. We use longitudinal 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 two different models, and the results suggest the presence of financial constraints, especially for capital-intensive firms.

Keywords: investment decisions; financial restrictions; capital intensity; longitudinal data.

1. Introdução

As principais discussões sobre as decisões de investimentos da firma nos últimos anos referem-se aos efeitos das restrições financeiras sobre os investimentos. O amplo reconhecimento de que esses fatores desempenham um papel importante decorre de resultados obtidos em diversos estudos empíricos. 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 & Puga (2001) mostraram 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. 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 & Puga, 2001).

Neste sentido, para se identificar a presença de restrição financeira da firma e sua decisão de investimento através de recursos internos e externos torna-se fundamental considerar a forma como as empresas são classificadas e sua heterogeneidade.

2. Decisões de Investimentos da Firma: Um modelo Dinâmico

A discussão sobre o papel financeiro nas decisões de investimento corporativo intensificou-se no final da década de 80 com o importante trabalho de Fazzari, Hubbard & Petersen (1988), embora Meyer & Kuh (1957), já tivessem apontado a importância de recursos

internos nas decisões de investimento da firma. Uma questão fundamental e intensamente discutida em recentes estudos 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 & Petersen (1988) analisando o comportamento do investimento de empresas americanas consideram 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. Do resultado encontrado os autores inferiram a existência de uma relação monotonicamente 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.

Para Kaplan & Zingales (1995), uma firma é considerada restrita financeira 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. Já Bond & Reenen (2002), uma firma é restrita financeiramente se um aumento inesperado na disponibilidade de seus recursos internos provocar um aumento nos gastos com investimentos, sem que este aumento proporcione qualquer tipo de informação sobre o potencial de lucratividade futura. Nesse sentido, presença do fluxo de caixa como uma variável estatisticamente significativa na determinação da equação do investimento não é suficiente para caracterizar uma firma como restrita financeiramente, já que esta variável poderia estar sinalizando um potencial de rentabilidade futura.

Hoshi, Kashyap & 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 & 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 & 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. Devereux & Schiantarelli (1990) classificando uma amostra de 720 firmas na Inglaterra por tamanho, maturidade e setor também encontraram que o fluxo de caixa mostra-se um importante determinante nas decisões de investimentos.

Esses e diversos outros estudos têm mostrado que a forma como as firmas são classificadas é fundamental para apontar a presença de restrições financeiras em suas decisões de investimento. 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, utilizando uma versão do modelo Acelerador proposto por Jorgenson (1963).

Um tema muito questionado nas decisões de investimento é a ausência do custo do custo de capital de forma explícita na equação do investimento, dada sua pequena influência constatada na maioria dos estudos empíricos, além da dificuldade em considerar custos distintos para diferentes 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. Bernanke & 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. Outros estudos empíricos têm também mostrado que a taxa de juros tem pouca influência sobre as decisões de investimento, como Eisner & Nardiri (1968), Eisner (1969), Blinder & Maccini (1991) e Bernanke & Gertler (1995).

O modelo utilizado no presente trabalho, sintetizado na equação 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.

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

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 ε_{jt} é o erro.

No modelo descrito em (1) busca-se identificar o papel das principais variáveis que possam impactar sobre as decisões de investimento da firma, tais como fluxo de caixa, vendas e financiamentos. Em especial busca-se verificar a presença de restrição financeira, a qual pode ser considerada através da variável de liquidez, isto é, o fluxo de caixa. A presença desta variável explicativa nas decisões de investimento da firma procura também identificar o papel de recursos próprios em suas decisões de investimentos.

Embora a variável fluxo de caixa (em proporção ao estoque de capital) procure considerar o efeito de possíveis restrições de liquidez sobre o comportamento do investimento, ela pode também representar o potencial de rentabilidade futura. 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. Já 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. A idéia subjacente é 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-se contemplar o aspecto dinâmico do comportamento investimento, além de evitar o problema de autocorrelação. A variável quadrática foi introduzida considerando a forma quadrática de ajustamento de custos.

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.

3. Apresentação da Amostra e Diagnóstico

Nesta seção apresentam-se os dados a partir dos quais se realiza o estudo empírico e uma avaliação preliminar do comportamento das variáveis. 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.

A Figura 1 compara a evolução do investimento das empresas incluídas na amostra com a evolução do investimento nacional – formação bruta de capital fixo ao longo do período analisado. Para o investimento privado nota-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 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.

Observa-se também 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.

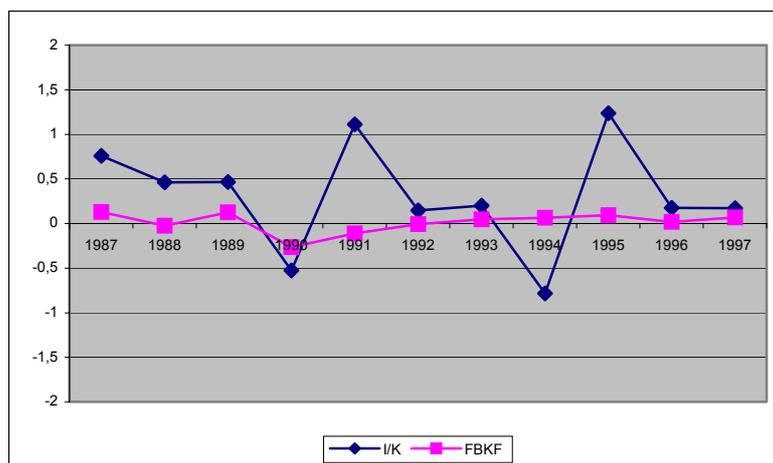


Figura 1 – Comportamento do investimento agregado (formação bruta de capital fixo) e do investimento das firmas analisadas.

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

Um aspecto interessante indicado pela Figura 1 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.

Analisando os resíduos do modelo (1) constatou-se a presença de heterocedasticidade, como era de se esperar, devido à própria heterogeneidade das firmas. Os testes de heterocedasticidade de Cook-Weisberg e de White rejeitam a hipótese de variância constante, apresentando as seguintes estatísticas respectivamente, $\chi^2 = 514.92$ e Prob. > 0.000, enquanto no teste de White obteve-se seguinte estatística: $\chi^2 = 39.88$ e Prob. > 0.0034.

4. Heterogeneidade das Firmas

Embora possam se estimar os parâmetros contornando o problema da heterocedasticidade nos dados, parece mais prudente, agrupar a amostra, já que a mesma está constituída por empresas de características distintas. Utilizou-se para tanto a intensidade de capital das firmas, as quais são classificadas em alta e baixa intensidade, procurando 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). Na escolha do ponto

de divisão em alta e baixa intensidade da capital considerou-se o mesmo critério adotado por Hsiao & Tahmiscioglu (1997), em que os autores analisam os coeficientes de liquidez contra os seus respectivos valores médios de intensidade de capital como uma forma de definir o ponto de corte. A Figura 2 apresenta o gráfico de dispersão dos coeficientes de liquidez estimados contra o grau de intensidade de capital.

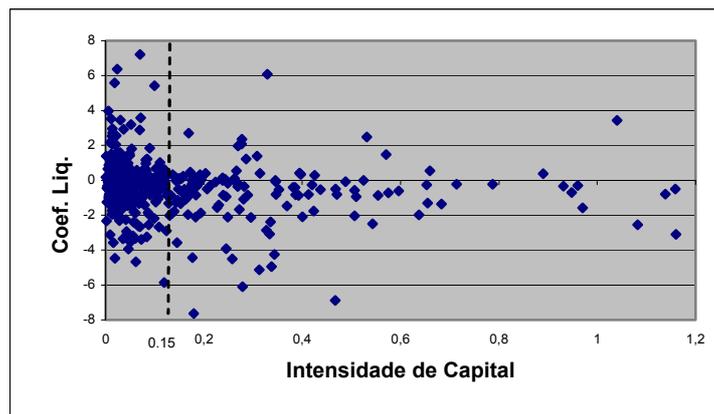


Figura 2 – Diagrama de dispersão dos coeficientes de liquidez de cada firma e suas médias de intensidade capital.

Pela inspeção visual do gráfico, adotou-se o ponto de corte de 0.15 para separar as firmas em dois grupos com comportamentos distintos. Portanto, a estimação dos parâmetros por grupos distintos foi realizada através de uma variável categórica interagindo com as variáveis explicativas fluxo de caixa, vendas e financiamento em que:

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

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

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.

5. Análise Econométrica 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 & 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 seqüencial para contornar o problema de determinação da priori. Naquela época, uma das grandes dificuldades na estimação dos modelos bayesianos devia-se à sua dependência de uma área computacional pouco 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 θ , da mesma forma que no modelo clássico, informações contidas nos dados y ; a outra, denominada de informações prévias não necessariamente 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 as informações obtém-se a função densidade de probabilidade a posteriori, denotada por:

$$\pi(\theta/y) = \frac{\pi(y/\theta)\pi(\theta)}{\pi(y)} \propto \pi(\theta) \cdot f(y/\theta) \quad (2)$$

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 (5), é considerado como um fator de normalização, o qual, como não depende de θ com y fixo, pode ser considerado como uma constante.

As 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 θ_i depende somente de θ_{i-1} , ou seja, $P(\theta_i/\theta_{i-1})$. Formalmente, uma cadeia de Markov é expressa como:

$$\Pr(\theta_i \in S/\theta_0, \dots, \theta_{i-1}) = \Pr(\theta_i \in S/\theta_{i-1}) \quad (3)$$

representando a probabilidade de θ_i ser igual um particular valor S , que depende somente de seu valor passado mais recente θ_{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, $\pi(\theta_i/\theta_{-i})$, 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:

$$\begin{aligned} \theta_1^{(1)} &\sim \pi(\theta_1/\theta_2^{(0)}, \dots, \theta_p^{(0)}, y) \\ \theta_2^{(1)} &\sim \pi(\theta_2/\theta_1^{(1)}, \theta_3^{(0)}, \dots, \theta_p^{(0)}, y) \\ &\vdots \\ \theta_p^{(1)} &\sim \pi(\theta_p/\theta_1^{(1)}, \dots, \theta_{p-1}^{(1)}, y) \end{aligned} \quad (4)$$

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.

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

$$\sqrt{\hat{R}} = \sqrt{\frac{(\hat{V}/W)df}{(df-2)}} \quad (5)$$

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.

5.1 Modelos

Nesta seção serão apresentados dois modelos sob enfoque bayesiano. O modelo I é semelhante ao modelo clássico de efeito fixo, porém com algumas adaptações para que sejam equivalentes, já que sob o enfoque bayesiano os parâmetros estimados são tratados como aleatórios e não como fixos. Neste sentido, procurou-se proporcionar uma equivalência entre ambas as abordagens. Para isso, atribuiu-se uma distribuição a priori difusa para obter as densidades a posteriori, isto é, com uma distribuição normal com variância bem grande. No modelo II incorporou-se um efeito interação entre firma e ano firma e ano γ_{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.

Neste sentido, na tentativa de explicar o comportamento do investimento das empresas brasileiras estimou-se os seguintes modelos:

$$\begin{aligned}
 \text{I - } \left(\frac{I}{K}\right)_{jt} &= \alpha_j + \omega_t + \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{FC}{K}\right)_{jt-1} + \beta_4 \left(\frac{V}{K}\right)_{jt-1} + \beta_5 \left(\frac{FIN}{K}\right)_{jt-1} + \varepsilon_{jt} \\
 \text{II - } \left(\frac{I}{K}\right)_{jt} &= \alpha_j + \omega_t + \gamma_{jt} + \beta_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1} + \beta_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1}^2 + \beta_3 \left(\frac{FC}{K}\right)_{jt-1} + \beta_4 \left(\frac{V}{K}\right)_{jt-1} + \beta_5 \left(\frac{FIN}{K}\right)_{jt-1} + \varepsilon_{jt}
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

onde,

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

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

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

A presença da variável dependente defasada como explicativa pode implicar na estimação viesada dos parâmetros devido ao problema de endogeneidade, onde a presença da variável dependente defasada como explicativa no modelo implica na correlação do termo erro a variável dependente defasada. Esta correlação surge em função da transformação do modelo para eliminar os efeitos específicos da firma e o efeito temporal devido a um curto período de tempo, mesmo quando $N \rightarrow \infty$. Experimentos via simulações MCMC realizadas por Hsiao, Pesaran & Tahmiscioglu (1997) para diferentes modelos mostraram que o estimador bayesiano hierárquico apresentou o melhor desempenho entre todos, isto é, o menor viés, mesmo para um período curto de tempo. Para os autores “Since the comparison of alternative estimators in this study in undertaken to a large extent using the sampling properties of estimators, econometricians who adopt the sampling theory framework should find the Bayesian approach more attractive in the light of our findings” (p. 26). Nas simulações realizadas para os diversos modelos os autores utilizaram um período temporal de 5 e 20, sendo que o menor viés foi para o modelo bayesiano hierárquico, mesmo com um $T=5$, inferior ao utilizado aqui.

Como se trata de uma abordagem bayesiana hierárquica, faz-se necessário escolher as densidades de probabilidade a priori para os parâmetros dos modelos acima, definidos em dois estágios:

Primeiro estágio:

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

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) $\sigma_\gamma^2 \sim IG(a_9, b_9); \quad a_9, b_9 \text{ conhecidos,}$

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 do modelo II acima definidos são independentes, tem-se que a densidade conjunta a priori é representada por:

$$\begin{aligned} \Pi(\alpha, \beta, \omega, \gamma, \sigma^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\omega^2, \sigma_\gamma^2) &\propto \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \alpha_j^2\right\} \cdot \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\omega^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\omega^2} \omega_t^2\right\} \cdot \\ &\prod_{j=1}^n \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\gamma^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\gamma^2} \gamma_{jt}^2\right\} \cdot \prod_{l=1}^5 \exp\left\{-\frac{1}{2b_l} (\beta_l - a_l)^2\right\} \cdot (\sigma^2)^{-(a_6+1)} e^{-\frac{b_6}{\sigma^2}} \cdot (\sigma_\alpha^2)^{-(a_7+1)} e^{-\frac{b_7}{\sigma_\alpha^2}} \\ &\cdot (\sigma_\omega^2)^{-(a_8+1)} e^{-\frac{b_8}{\sigma_\omega^2}} \cdot (\sigma_\gamma^2)^{-(a_9+1)} e^{-\frac{b_9}{\sigma_\gamma^2}} \end{aligned} \quad (8)$$

para $i = 1, \dots, 5$

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

$$L(\alpha, \omega, \gamma, \beta, \sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-\frac{nT}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \gamma_{jt} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt}\right)^2\right\} \quad (9)$$

$l = 1, \dots, 5$

Considerando as distribuições a priori (8) e a verossimilhança (9), obtém-se a densidade a posteriori conjunta para os parâmetros de interesse, dada por:

$$\begin{aligned} \Pi(\alpha, \beta, \omega, \gamma, \sigma^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\omega^2, \sigma_\gamma^2 / y, x) &\propto \left[\prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\alpha^2} \alpha_j^2\right\} \right] \cdot \left[\prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\omega^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\omega^2} \omega_t^2\right\} \right] \cdot \\ &\left[\prod_{j=1}^n \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\gamma^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_\gamma^2} \gamma_{jt}^2\right\} \right] \cdot \left[\prod_{l=1}^5 \exp\left\{-\frac{1}{2b_l} (\beta_l - a_l)^2\right\} \right] \cdot (\sigma^2)^{-(a_6+1)} e^{-\frac{b_6}{\sigma^2}} \cdot (\sigma_\alpha^2)^{-(a_7+1)} e^{-\frac{b_7}{\sigma_\alpha^2}} \cdot \\ &(\sigma_\omega^2)^{-(a_8+1)} e^{-\frac{b_8}{\sigma_\omega^2}} \cdot (\sigma_\gamma^2)^{-(a_9+1)} e^{-\frac{b_9}{\sigma_\gamma^2}} \times (\sigma^2)^{-\frac{nT}{2}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T \left(y_{jt} - \alpha_j - \omega_t - \gamma_{jt} - \sum_{l=1}^5 \beta_l x_{ljt}\right)^2\right\} \end{aligned} \quad (10)$$

onde x_{ljt} = covariadas para $l = 1, 2, \dots, 5$.

As densidades a posteriori conjunta para os parâmetros de interesse dos modelos I são obtidas de forma similar. A partir da densidade a posteriori conjunta (10), encontramos as distribuições condicionais a posteriori de $\alpha_j, \beta_l, \omega_t, \sigma^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_\omega^2$ e σ_γ^2 , que são necessárias para aplicar as simulações baseadas no método de Monte Carlo em Cadeia de Markov (MCMC) (Gelfand & Smith, 1990; Chib & Greenberg, 1996). O amostrador de Gibbs foi implementado através do *software* WinBUGS – versão Windows do BUGS – *Bayesian Inference Using Gibbs Sampler* (Spiegelhalter *et al.*, 1995), o qual utiliza o método MCMC para análise bayesiana.

5.2 Seleção e Discriminação dos Modelos

Na discriminação, análise e seleção dos modelos utilizou-se o critério de convergência de Gelman & Rubin (1992) e o critério das preditivas ordenadas. Para cada modelo gerou-se 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 1 apresenta os valores referentes ao critério de convergência de Gelman e Rubin para as 3 cadeias. Exceto para a variável σ_γ^2 , que representa a variância do termo de interação, todos os outros valores são próximos da unidade, indicando a convergência do algoritmo *Gibbs Sampling*.

Tabela 1 – Valores de Gelman e Rubin para diagnóstico de convergência do algoritmo.

Modelos	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	σ_ϵ^2	σ_γ^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	1.005	1.295

A verificação do modelo que melhor ajusta-se aos dados é 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.

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 & Migon (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 & Dey, 1994).

As densidades preditivas de cada modelo de regressão para y_{jt} dado o vetor $y_{(jt)}$ são dadas por:

$$c_i = f(y_{jt} / y_{(jt)}, x_{jt}) = \int \dots \int f(y_{jt} / \theta_{jt}, x_{jt}) \pi(\theta_{jt} / y_{(jt)}, x_{(jt)}) d\theta, \quad (11)$$

onde $i = 1, 2, 3$; $l = 1, 2, \dots, 5$; $j = 1, 2, \dots, 497$; $t = 1, 2, \dots, 10$; θ são os parâmetros de interesse; $y_{(j)} = (y_1, \dots, y_{j-1}, y_{j+1}, \dots, y_n)$ e $x_{(i)} = (x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n)$ e $\pi(\theta_{jt} / y_{(jt)}, x_{jt})$ é a distribuição a posteriori dado $y_{(jt)}$. A partir das amostras geradas pelo algoritmo de Gibbs Sampling, a densidade em (9) pode ser aproximada pela estimativa de Monte Carlo como:

$$\hat{c}_i = \hat{f}(y_{jt} / y_{(jt)}, x_{jt}) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S f(y_{jt} / \theta_{jt}^{(s)}) \quad (12)$$

Na elaboração do gráfico através 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. A comparação dos modelos pelo método das densidades preditivas ordenadas 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 confirma o resultado apresentado no gráfico. 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 $\hat{c}(l)$. Computando estes índices para comparar os dois modelos obteve-se os seguintes valores: $c(I) = 5.008.68$ para o modelo I e $c(II) = 2.913.26$ para o modelo II. Estes índices corroboram a maior capacidade de previsão do modelo I.

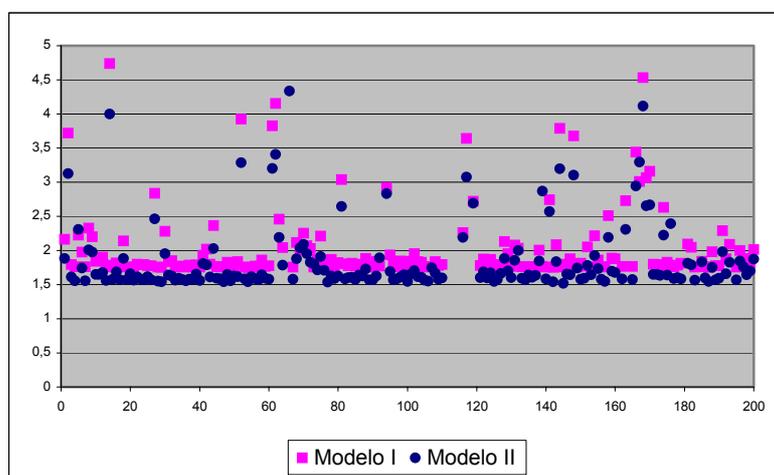


Figura 3 – Densidades preditivas dos modelos I e II.

Pode-se notar na Figura 3 que a maioria dos valores da densidade preditiva apresentados são maiores para o modelo I, o que permite a conclusão de que esse modelo é preferível.

A escolha do modelo sem interação pelo critério das densidades preditivas indica que este pode estar explicando melhor o conjunto de dados que o modelo com interação. A estimação dos parâmetros sem interação revela que os coeficientes descrevem melhor o comportamento do investimento diante das diversas medidas econômicas implementadas neste período.

6. 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 das equações definidas em (6). A Tabela 2 apresenta as médias das principais variáveis para cada grupo. Nota-se que as variáveis 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.

Tabela 2 – 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
Dívida/Estoque de Capital Curto Prazo	0.195806	0.143569
Dívida/Estoque de Capital Longo Prazo	0.117479	0.149152
Lucro Líquido/ Estoque de Capital	0.171538	0.078962
Variação de Capital de Giro/Estoque de Capital	0.062802	-0.0306876
Dívida/ Patrimônio Líquido	0.344694	1.382808
Número de Firms	3732	1238

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 apresentassem valores menores que os das 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 das firmas mais intensivas em capital podem estar refletindo maior necessidade de caixa e expectativas de que os parâmetros estimados de liquidez dessas firmas sejam maiores do que os das firmas de menor intensidade de capital. Isto poderia estar indicando que 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 as firmas menos intensivas em capital apresentem um coeficiente maior, já que estas possuem uma lucratividade maior.

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 & 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 ou ainda a possíveis dificuldades 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 sim, que possam ter dificuldades 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. Nota-se também que as firmas menos intensivas em capital apresentam uma proporção maior da dívida de curto prazo que as firmas mais intensivas em capital. Titman & Wessels (1988) apontam que empresas menores apresentam uma proporção maior da dívida de curto prazo maior do que as firmas de grande porte. Esta prática financeira poderia estar indicando maiores custos de transação para a captação de recursos de longo prazo e maiores custos de falência, conseqüentemente, mais sensíveis em períodos economicamente conturbados, de elevadas flutuações de demanda e recessivos.

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 obtidos pela estimação do modelo I indicam que as variáveis financeiras são importantes nas decisões de investimento da firma, principalmente para as firmas mais intensivas em 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. 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 devido a elevados custos fixos e maior exigência de capital que as menos intensivas, como apontado por Hsiao & Tahmiscioglu (1997). Para Devereux & 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 as terem um fluxo de caixa relativamente baixo e uma

estrutura de propriedade mais diversificada, aumentando os custos de agência. Já para Schaller (1993), firmas com uma estrutura de propriedade mais concentrada são menos dependentes do fluxo de caixa do que as firmas com uma estrutura de propriedade mais diversificada, devido a redução no conflito de interesse entre os acionistas e gestores da firma, o que diminuiria os custos de agência.

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 3.

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.

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 as 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.

Tabela 3 – Parâmetros estimados pelo método bayesiano por intensidade de capital – Modelos I e II.

Variáveis	N	Model I	Model II	Model I Intensidade		Model II Intensidade	
				Baixa	Alta	Baixa	Alta
$(I/K)_{t-1}$	5.000	-0.2314 (0.0287)	-0.2315 (0.0288)	-0.2394 (0.02923)	-0.2182 (0.04782)	-0.239 (0.0292)	-0.2172 (0.0479)
$(I/K)^2_{t-1}$	5.000	0.0133 (0.0037)	0.0133 (0.0037)	0.01518 (0.00379)	-0.00141 (0.00809)	0.01511 (0.00376)	-0.00141 (0.0079)
$(FC/K)_{t-1}$	5.000	0.1329 (0.0576)	0.1323 (0.05763)	0.03138 (0.014)	0.1675 (0.07336)	0.03094 (0.01412)	0.1649 (0.0724)
$(V/K)_{t-1}$	5.000	0.0199 (0.0032)	0.020 (0.00327)	0.0205 (0.0033)	0.02452* (0.01517)	0.02057 (0.00329)	0.02481* (0.01468)
$(FIN/K)_{t-1}$	5.000	0.0365 (0.0136)	0.0364 (0.0137)	0.03207 (0.0137)	0.1009 (0.03736)	0.03176 (0.0138)	0.0994 (0.0365)
$(FIN/K)_{t-1}$ <i>Dummy de Inclinação</i>	5.000	-0.1029* (0.0582)	-0.1027* (0.0577)	-----	-----	-----	-----
σ^2	5.000	0.4349	0.4342	0.4343 (0.00917)	0.4342 (0.0091)	0.4378 (0.0095)	0.4325 (0.0093)
Nº. of Obs		4970	4970	3732	1238	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.

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. 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.

Como o objetivo de testar se o coeficiente do fluxo de caixa é distinto para ambos os grupos, utilizou-se uma *dummy* de inclinação. Um aspecto interessante da estimação com *dummy* de inclinação é que ela proporciona um teste estatístico para a diferença dos coeficientes do fluxo de caixa para cada grupo de firmas, em que a hipótese nula é dada pela igualdade dos coeficientes. Neste sentido, pode-se afirmar que o fluxo de caixa das firmas mais intensivas em capital é maior e estatisticamente distinto daquele apresentado pelas firmas menos intensivas em capital, refletindo um maior grau de restrição de liquidez das primeiras.

7. Considerações Finais

O principal resultado econômico deste trabalho 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. A presença de maiores valores dos parâmetros do fluxo de caixa em períodos recessivos é uma clara indicação de que esta variável não esteja atuando como uma *proxy* de rentabilidade futura, já que nesses períodos ocorre uma deterioração nos indicadores de lucratividades das empresas.

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 & Devereux (1990), Hsiao & Tahmisciolglu (1997) e Schaller (1993).

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 menos importante para as firmas com uma estrutura de propriedade mais concentrada, como relatado por Schaller (1993). O coeficiente da variável financiamentos também mostrou-se menor para as firmas menos intensivas em capital devido ao seu maior grau de lucratividade e a maior proporção de dívida de curto prazo, reduzindo assim o problema do risco moral e os custos de agência.

Referências Bibliográficas

- (1) Bernanke, B. & Gertler, M.M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *The American Economic Review*, **79**(1), 14-31.

- (2) Bernanke, B. & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *The Journal of Economic Perspectives*, **9**(4), 27-48.
- (3) Bond, S. & Meghir, C. (1994). Dynamic Investment Models and Firm's Financial Policy. *Review Of Economics Studies*, **61**, 197-222.
- (4) Bond, S. & Reenen, V.J. (2002). Microeconomic Models of Investment and Employment. ifs.org.uk/innovation/bondvanr.
- (5) Blinder, A. & Maccini, L.J. (1991). Taking Stock: A Critical Assessment of Recent Research on Inventories. *Journal of Economics Perspectives*, **5**, 73-96.
- (6) Clark, J.M. (1917). Business Acceleration and the law of Demand: A Technical Factor in Economic Cycles. *The Journal of Political Economy*, **25**(3), 217-235.
- (7) Devereux, M. & Schiantarelli, F. (1990). Investment, Financial Factors, and Cash Flow: Evidence from U.K Panel Data. In: *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment* [edited by R.G. Hubbard], Chicago University Press, Chicago.
- (8) Eisner, R. & Nardiri, M.I. (1962). Investment Behavior and Neo-Classic Theory. *The Review of Economics and Statistics*, **52**, 190-203.
- (9) Eisner, R. (1969). Investment and frustration of econometricians. *The American Economic Review*, **59**(2), 50-64.
- (10) Fazzari, S.M. & Hubbard, G. & Petersen, B. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, **1**, 141-95.
- (11) Fazzari, S.M.; Hubbard, G. & Petersen, B.C. (1996). Financing Constraints and corporate investment: Response to Kaplan and Zingales. National Bureau of Economic Research, Working Paper Series n.5462.
- (12) Galindo, A. & Schiantarelli, F. (2003). Editors. *Credit Constraints and Investment in Latin America*. Inter-American Development Bank.
- (13) Gamerman, D. & Migon, H. (1997). *Inferência Estatística: Uma Abordagem Integrada*. Instituto de Matemática, Rio de Janeiro.
- (14) Gelfand, A. & Dey, K.D. (1994). Bayesian Model Choice: Asymptotics and Exact Calculations. *Journal of the Royal Statistician Society, Series B*, **56**(3), 501-514.
- (15) Gelfand, E.A. & Smith, F.A. (1990). Sampling-Based Approaches to Calculating Marginal Densities. *Journal of American Statistical Association*, **85**(410), 398-409.
- (16) Gelman, A. & Rubin, D. (1992). Inference form Iterative Simulation Using Multiple Sequence. *Statistical Science*, **7**(4), 457-472.
- (17) Gertler, M. & Gilchrist, S. (1994). Monetary Policy, Business Cycles, and Behavior of Small Manufacturing Firms. *The Quarterly Journal of Economics*, **109**(2), 309-340.
- (18) Hoshi, T.; Kashyap, A.K. & Scharfstein, D. (1991). Corporate structure, liquidity, and investment: evidence from Japanese industrial groups. *Quarterly Journal of Economics*, **106**, 33-60.

- (19) Hu, X. & Schiantarelli, F. (1994). Investment and financing constraints: a switching regression approach using U. S. firms panel data. Boston College Department of Economics. Working Paper, 284.
- (20) Hsiao, C.; Pesaran, M.H. & Tahimiscioglu, A.K. (2002). Maximum likelihood estimation of fixed effects dynamic panel data covering short time periods. *Journal of Econometrics*, **109**, 107-150.
- (21) Hsiao, C.; Pesaran, M.H. & Tahimiscioglu, A.K. (1997). Bayes Estimation of Short-Run Coefficients in Dynamic Panel Data. Revised version of the paper presented at the *Seventh International Conference on Panel Data*, Paris, June.
- (22) Hsiao, C. & Tahmiscioglu, A.K. (1997). A panel analysis of liquidity constraint and firm investment. *Journal American Statistical Association*, **92**(438), 455-65.
- (23) Jensen, M. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review*, **76**(2), 323-329.
- (24) Jorgenson, W.D. (1996). *Investment Capital Theory and Investment Behavior*. Vol. 1, MIT Press, USA.
- (25) Kaplan, S. & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *Quarterly Journal of Economics*, **122**(1), 169-215.
- (26) Kashyap A. & Stein, J.C. & Wilcox, D. (1993). Monetary policy and credit conditions: evidence from the composition of external finance. *American Economic Review*, **83**, 78-98.
- (27) Kass, R. & Raftery, E.A. (1995). Bayes Factors. *Journal of the American Statistician Association*, **90**(430), 773-795.
- (28) Myers, S. & Majluf, N. (1984). Corporate financing and investment decision when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, **13**(2), 187-221.
- (29) Modigliani, F. & Miller, M.H. (1958). The cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, **48**(3), 162-97.
- (30) Moreira, M.M. & Puga, F.P. (2000). Como a Indústria financia seu crescimento: Uma Análise do Brasil Pós-Plano Real. *Texto para Discussão 84* – BNDES.
- (31) Oliner, D.S. & Rudebusch, D.G. (1996). Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy? *FRBSF Economic Review*, **4**, 3-13.
- (32) Raftery, A.E. (1995). Hypothesis Testing and Model Selectio with Posterior Simulation. **In:** *Practical Markov Chain Monte Carlo* [edited by R.W. Gilks; D.J. Spiegelhalter and S. Richardson], Chapman and Hall, London.
- (33) Scherer, F.M. (1980). *Industrial Market Structure and Economic Performance*. Houghton Mifflin, New York.
- (34) Schiantarelli, F. (1996). Financial Constraints and Investment: Methodological Issues and International Evidence. *Oxford Review of Economics Policy*, **12**(3), 70-89.

- (35) Schiantarelli, F. & Hu, X. (1998). Investment and Capital Market Imperfections: A Switching Regression Approach Using U. S Firm Panel Data. *The review of Economics and Statistics*, **80**(3), 466-479.
- (36) Spiegelhalter, D.J.; Best, N.G.; Carlin, B.P. & van der Linde, A. (2002). Bayesian measures of model complexity and fit (with discussion). *J. Roy. Statist. Soc. B.*, **64**, 583-640.
- (37) Stiglitz, J. & Weiss A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, **71**(3), 393-410.
- (38) Tiao, G. & Zellner, A. (1964). Baye's Theorem and the Use of Prior Knowledge in Regression Analysis. *Biometrika*, **51**(1/2), 219-230.