

RESTRIÇÕES FINANCEIRAS E DECISÕES DE INVESTIMENTO: ANÁLISES CLÁSSICA E BAYESIANA

Aquiles Elie Guimarães Kalatzis (aquiles@prod.eesc.usp.br)

Prof. do Departamento de Engenharia de Produção USP
Av. Trabalhador São-carlense, 400 - Cx P. 359, São Carlos - SP

Carlos Roberto Azzoni (cazzoni@usp.br)

Prof. Titular FEA/USP -Cidade Universitária - São Paulo
Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 - FEA2.

Jorge Alberto Achcar (jachcar@power.ufscar.br)

Prof. Titular Departamento de Estatística- UFSCar - São Carlos
Via Washington Luís, km 235 - São Carlos - SP

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 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 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 model I is the best. The results indicate that recessive periods and moments in which the economy starts to growth are particularly important for investment decisions.

Key Words: Investment Decisions, Financial Restrictions, longitudinal data and Capital Intensity.

1 - Introdução

O objetivo deste trabalho é identificar os principais determinantes dos investimentos a partir da análise de uma amostra de empresas brasileiras, com dados longitudinais, 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 contornar a presença de heterocedasticidade, 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. Para verificar a presença de restrições financeiras da empresas brasileiras diferentes modelos são estimados.

Na análise decisões de investimentos também são considerados dois modelos sob um enfoque econométrico bayesiano, tendo como objetivo corroborar ou não os resultados obtidos no 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.

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. 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. 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 (Kaplan e Zingales, 1995). Para Bond e 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.

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 constrangidas 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.

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 e diversos outros têm mostrado 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 firma¹.

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 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 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 (Bernanke 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 (1969), Blinder e Maccini (1991) e Bernanke e 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.

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{jt} = a + b_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1} + b_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1}^2 + b_3 \left(\frac{FC}{K}\right)_{jt-1} + b_4 \left(\frac{V}{K}\right)_{jt-1} + b_5 \left(\frac{FIN}{K}\right)_{jt-1} + e_{jt} \quad (1)$$

onde,

I_{kjt} é o investimento da firma e definido como $K_t - K_{t-1}$; t é ano, variando de 1 a T ;

¹ 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).

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 e_{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 autocorrelação. 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 - Apresentação da Amostra e Diagnóstico

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.

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 1994².

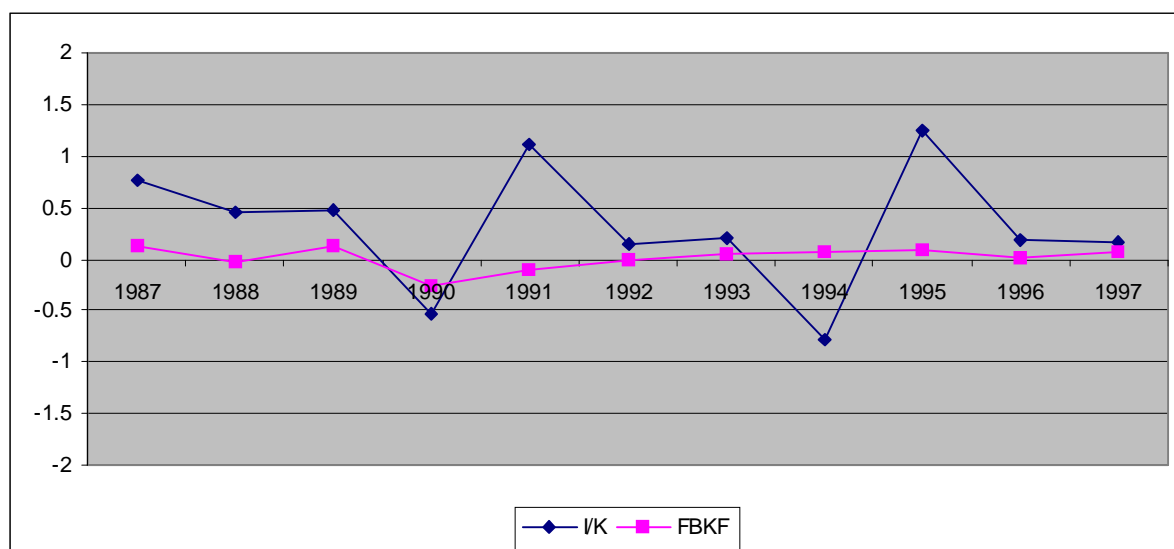


Figura 1 - Comportamento do Investimento Agregado (Formação Bruta de Capital Fixo) e do investimento das firmas analisadas.

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 todo³. 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. Na análise dos resíduos constatou-se a presença de heterocedasticidade, como era de se espera, devido à própria heterogeneidade das firmas. Os testes de heterocedasticidade de Cook-Weisberg e de White rejeitam a hipótese de variância constante⁴.

4 - Análise de Dados em Painel: Abordagem Clássica

A presença de heterogeneidade das firmas pode ser considerada através de um componente específico para cada firma, enquanto a introdução de um componente temporal procura considerar a variação temporal nas decisões empresariais. O modelo estimado tem a forma:

² Cabe lembrar que no período analisado foram implementados seis planos econômicos. Os dados das empresas foram analisados considerando as desvalorizações da moeda realizadas nos planos econômicos e deflacionados pelo IGP-DI.

³ Estimou-se uma regressão simples do investimento em relação ao tempo, constatando-se uma tendência declinante significativa ao longo período.

⁴ O teste proposto por Cook-Weisberg (1983) apresentou a seguinte estatística: $C^2 = 514.92$ e Prob. > 0.000, enquanto no teste de White obteve-se seguinte estatística: $C^2 = 39.88$ e Prob. > 0.0034.

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{jt} = a_j + w_t + b_1 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1} + b_2 \left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1}^2 + b_3 \left(\frac{FC}{K}\right)_{jt-1} + b_4 \left(\frac{V}{K}\right)_{jt-1} + b_5 \left(\frac{FIN}{K}\right)_{jt-1} + e_{jt} \quad (2)$$

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 ; a_j é efeito específico da firma; w_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 e_{jt} é o termo erro, independente e identicamente distribuído, com média zero e variância S_e^2 .

O efeito específico da firma a_j pode absorver o comportamento peculiar no que se refere às características específicas e cada firma e que são constantes no tempo, como por exemplo, a capacidade gerencial. Já o componente temporal w_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 para um período curto de tempo mesmo que $N \rightarrow \infty$. 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:

$$F = \frac{(SQR_{re} - SQR_{fe})}{SQR_{fe}} \times \frac{(NT - K - M)}{M}, \quad (3)$$

onde SQR_{re} e SQR_{fe} a soma dos quadrados dos resíduos do modelo de efeito aleatório e fixo, respectivamente.

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 $E\{a_j / x_{jt}\} = 0$. 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.

Os resultados dos parâmetros estimados pela equação (1) e (2) para diferentes modelos são apresentados na tabela 3. A interpretação econômica dos coeficientes é analisada no item 7. Apesar da significância dos parâmetros do modelo de efeito fixo, permanece a

crítica de que os parâmetros possam ser viesados ou até inconsistentes devido ao problema de endogeneidade, já que o termo erro poderia estar correlacionado com a variável dependente defasada. Esta correlação surge em função da transformação do modelo para eliminar os efeitos específico da firma e temporal e devido à presença de um período curto de tempo mesmo que $N \rightarrow \infty$ ⁵. Uma alternativa para corrigir o possível problema de inconsistência dos parâmetros é através da utilização de variável instrumental para a variável endógena, utilizada como explicativa. Outra possibilidade é através dos mínimos quadrados em dois estágios (2SLS). Anderson e Hsiao (1982) propuseram a utilização da segunda defasagem da variável dependente y_{t-2} ou de $(y_{t-2} - y_{t-3})$ como instrumentos para y_{t-1} na estimação dos parâmetros. Arellano e Bond (1991), propuseram um procedimento que consiste em obter a primeira diferença do modelo e aplicar o método dos momentos generalizados (GMM), utilizando defasagens em níveis como instrumentos para as variáveis dependente e independente. Para os modelos de efeito fixo utilizando variáveis instrumentais e para o método dos momentos generalizados (GMM) considerou-se o seguinte modelo:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{jt} = a_j + w_t + b_1\left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1} + b_2\left(\frac{I}{K}\right)_{jt-1}^2 + b_3\left(\frac{FC}{K}\right)_{jt} + b_4\left(\frac{V}{K}\right)_{jt} + b_5\left(\frac{FIN}{K}\right)_{jt} + e_{jt} \quad (4)$$

Na estimação do modelo (3), a variável defasada em $t-2$ foi utilizada como instrumento para a variável considerada endógena. A utilização de y_{t-2} parece mais apropriada já que evitaria perda de mais um período de tempo. Na estimação do GMM foi utilizado o método proposto por Arellano e Bond (1991). Na tabela 4 são apresentados os resultados das estimações dos modelos: mínimos quadrados em dois estágios (2SLS), de variáveis instrumentais (IV) e GMM. A principal crítica ao estimador de Arellano e Bond (1991) refere-se à existência de uma fraca correlação entre as primeiras diferenças das variáveis e seus níveis defasados, além de comprometer o sentido econômico da variável transformada. A utilização de maiores defasagens pode levantar suspeitas sobre a validade dos instrumentos como dos resultados, principalmente em se tratando de um período em que seis planos econômicos foram implementados.

Como as empresas são heterogêneas em termos de suas características, suspeita-se da presença de heterocedasticidade, implicando na invalidade do erro padrão e dos testes de hipótese. Aplicando-se o teste Cook-Weisberg (1983), confirma-se a presença de heterocedasticidade⁶.

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:

$$h = \left(1 - \frac{d}{2}\right) \sqrt{\frac{n}{1 - n\hat{S}_{y_{t-1}}^2}}, \quad (5)$$

onde d é a estatística de Durbin-Watson padrão⁷; n é o número de observações da amostra e $\hat{S}_{y_{t-1}}^2$ é variância da variável dependente defasada⁸. Aplicando a estatística acima, obteve-se o

⁵ Embora a dimensão temporal (T) não seja tão curta é provável que os parâmetros estimados sejam viesados. Hsiao; Pesaran e Tahmiscioglu (2002) e Kiviet (1995) apresentam resultados de simulações para $T=3$ e $T=6$, quando $N \rightarrow \infty$.

⁶ O teste segue uma distribuição C^2 dada por: $C^2 = 4335.18$, com $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$, portanto, rejeita-se a hipótese de homocedasticidade.

⁷ A estatística padrão de Durbin-Watson não é apropriada para modelos em que a variável dependente defasada é incluída como explicativa.

valor de $h = 0.01475$ para o modelo da equação (2) e de $h = -0.10200$ para o modelo da equação (3)⁹. Sendo a hipótese nula de que há autocorrelação, não se deve rejeitar a hipótese a hipótese nula, ou seja, não há autocorrelação.

5 - Heterogeneidade das Firmas

Embora a estimação robusta pela matriz de White procure contornar o problema de 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, em que as são classificadas em alta e baixa intensidade, procurando assim 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 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. 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.

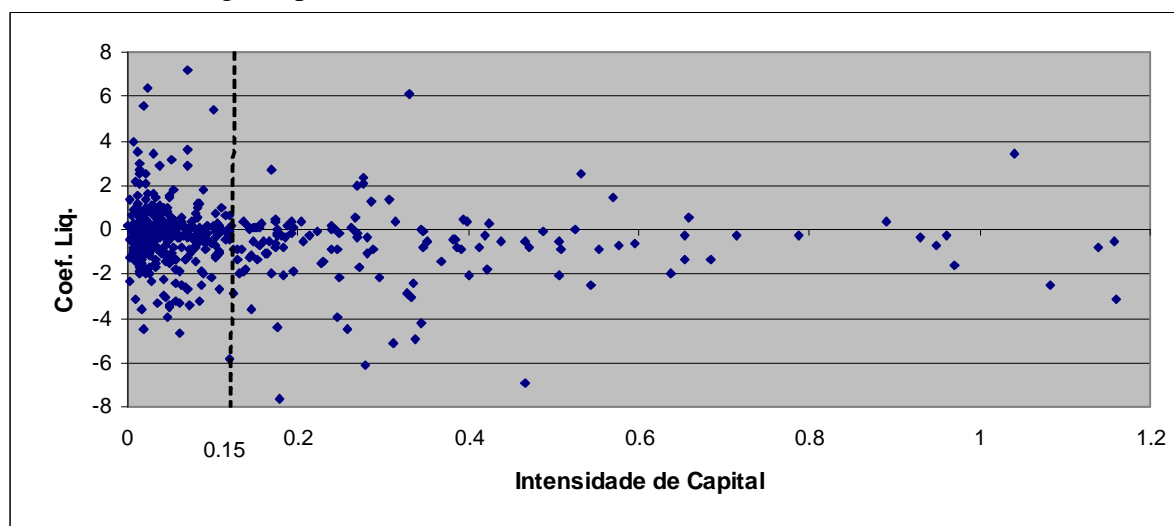


Figura 2 - Diagrama de dispersão dos coeficientes de liquidez de cada firma e suas médias de intensidade capital.

⁸ 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 $\hat{S}_{y_{t-1}}^2 > 1/n$ (Greene, 2000), porém, segundo Gujarati (2000), isso raramente ocorre na prática.

⁹ O valor da estatística foi obtido através do Stata. Para Gujarati (200), se h estiver entre -1,96 e 1,96, não rejeite a hipótese nula de que não há autocorrelação de primeira ordem.

6 - 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 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 seqüencial para contornar o problema de determinação da priori¹⁰. 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 q , da mesma forma que no modelo clássico, informações contidas nos dados y ; a outra, denominada de informações 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 $p(q)$, e outra representando a distribuição das informações contidas nos dados, denotada por $f(y/q)$, isto é, a função verossimilhança dos parâmetros. Através da combinação de ambas informações obtém-se a função densidade de probabilidade a posteriori, denotada por:

$$p(q/y) = \frac{p(y/q)p(q)}{p(y)} \propto p(q) \cdot f(y/q) \quad (6)$$

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 $p(y)$, omitido no segundo termo do lado direito de (5), é considerado como um fator de normalização, o qual, como não depende de q 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 $\{q_0, q_1, q_2, \dots, q_p\}$ de tal forma que a distribuição de q_t depende somente de q_{t-1} , ou seja, $P(q_t/q_{t-1})$. Formalmente, uma cadeia de Markov é expressa como:

¹⁰ A idéia do método seqüencial 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 q , a ser estimado. Estas informações são formalmente traduzidas por uma distribuição de probabilidade.

$$\Pr(q_t \in S/q_0, \dots, q_{t-1}) = \Pr(q_t \in S/q_{t-1}) , \quad (7)$$

representando a probabilidade de q_t ser igual um particular valor S , que depende somente de seu valor passado mais recente q_{t-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 completas¹¹, $p(q_i/\theta_{-i})$, onde $\theta_{-i} = (q_1, \dots, q_{i-1}, q_{i+1}, \dots, q_p)$ 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 $q^{(0)} = (q_1^0, q_2^0, \dots, q_p^0)$, simulam-se os valores da seguinte forma:

$$\begin{aligned} q_1^{(1)} & \sim p(q_1/q_2^{(0)}, \dots, q_p^{(0)}, y) \\ q_2^{(1)} & \sim p(q_2/q_1^{(1)}, q_3^{(0)}, \dots, q_p^{(0)}, y) \\ & \vdots \\ q_p^{(1)} & \sim p(q_p/q_1^{(1)}, \dots, q_{p-1}^{(1)}, y) \end{aligned} , \quad (8)$$

obtendo-se por iteração a primeira observação $q^{(1)} = (q_1^{(1)}, \dots, q_p^{(1)})$. Após a p -ésima observação simulada, completa-se o ciclo correspondente à transição do vetor inicial $q^{(0)}$ para o vetor subsequente $q^{(1)}$. 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 e 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:

$$\sqrt{\hat{R}} = \sqrt{\frac{\left(\hat{V}/W\right)df}{(df-2)}} , \quad (9)$$

onde \hat{R} representa o valor do fator de redução potencial de escala, \hat{V} é a variância estimada, definida como $\sqrt{\hat{V}} = \sqrt{\hat{S}^2 + \frac{B}{m \times n}}$;

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

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

¹¹ 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).

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

$df = \frac{2\hat{V}^2}{VAR(\hat{V})}$ 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, $\hat{S}^2 = \frac{n-1}{n} \times W + \frac{1}{n} \times B$.

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.

6.1 - Modelos

Nesta seção serão apresentados dois modelos sob enfoque bayesiano. O modelo I bayesiano é semelhante ao modelo clássico, 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. No modelo II incorporou-se um efeito interação entre firma e ano g_{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.

$$\begin{aligned} \text{I. - } \left(\frac{I}{K} \right)_{jt} &= a_j + w_t + b_1 \left(\frac{I}{K} \right)_{jt-1} + b_2 \left(\frac{I}{K} \right)_{jt-1}^2 + b_3 \left(\frac{FC}{K} \right)_{jt-1} + b_4 \left(\frac{V}{K} \right)_{jt-1} + b_5 \left(\frac{FIN}{K} \right)_{jt-1} + e_{jt} \\ \text{II - } \left(\frac{I}{K} \right)_{jt} &= a_j + w_t + g_{jt} + b_1 \left(\frac{I}{K} \right)_{jt-1} + b_2 \left(\frac{I}{K} \right)_{jt-1}^2 + b_3 \left(\frac{FC}{K} \right)_{jt-1} + b_4 \left(\frac{V}{K} \right)_{jt-1} + b_5 \left(\frac{FIN}{K} \right)_{jt-1} + e_{kjt} \end{aligned} \quad (10)$$

onde

$j = 1, 2, \dots, 497; t = 1, 2, \dots, 10; X_{lj} =$ covariadas para $l = 1, 2, \dots, 5$;

$a_j \sim N(0, S_a^2)$; $w_t \sim N(0, S_w^2)$; $e_{jt} \sim N(0; S^2)$.

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) $a_j \sim N(0, s_a^2); \quad j=1,2,\dots,497$;
- (ii) $w_t \sim N(0, s_w^2); \quad t=1,2,\dots,10$;
- (iii) $g_{jt} \sim N(0, s_g^2); \quad t=1,2,\dots,10; j=1,2,\dots,497$
- (iv) $b_l \sim N(a_l, b_l^2); \quad a_l, b_l \text{ conhecidos}; \quad l=1,2,\dots,5$;
- (v) $s^2 \sim IG(a_6, b_6); \quad a_6, b_6 \text{ conhecidos};$

Segundo estágio:

- (vi) $s_a^2 \sim IG(a_7, b_7); \quad a_7, b_7 \text{ conhecidos};$
- (vii) $s_w^2 \sim IG(a_8, b_8); \quad a_8, b_8 \text{ conhecidos}.$
- (viii) $s_g^2 \sim IG(a_9, b_9); \quad a_9, b_9 \text{ conhecidos}.$

Considerando que as distribuições a priori para os parâmetros acima definidos são independentes e combinando (9) e (10) pela fórmula de Bayes em (5), obtém-se as distribuições a posteriori conjunta para cada modelo. Para a obtenção da amostra da distribuição a posteriori conjunta utilizou-se o MCMC (Gelfand e Smith, 1990) e (Chib e Greenberg, 1996).

6.2 - Seleção e Discriminação dos Modelos

Na discriminação, análise e seleção dos modelos utilizou-se o critério de convergência de Gelman e 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. Nota-se que os valores são próximos da unidade, indicando a convergência do algoritmo *Gibbs Sampling* para os parâmetros dos três modelos.

Tabela 1 - Valores dos Índices de Gelman e Rubin para diagnóstico de convergência do algoritmo.

Modelos	Variação	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	s 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

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 ordenadas¹².

¹² 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

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).

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

$$c_i = f(y_{jt} / y_{(jt)}, x_{jt}) = \int \dots \int f(y_{jt} / q_{jt}, x_{jt}) p(q_{jt} / y_{(jt)}, x_{(jt)}) dq_{jt} \quad , \quad (11)$$

onde $i = 1, 2, 3$; $l = 1, 2, \dots, 5$; $j = 1, 2, \dots, 497$; $t = 1, 2, \dots, 10$; q 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 $p(q_{jt} / y_{(jt)}, x_{jt})$ 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:

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

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.

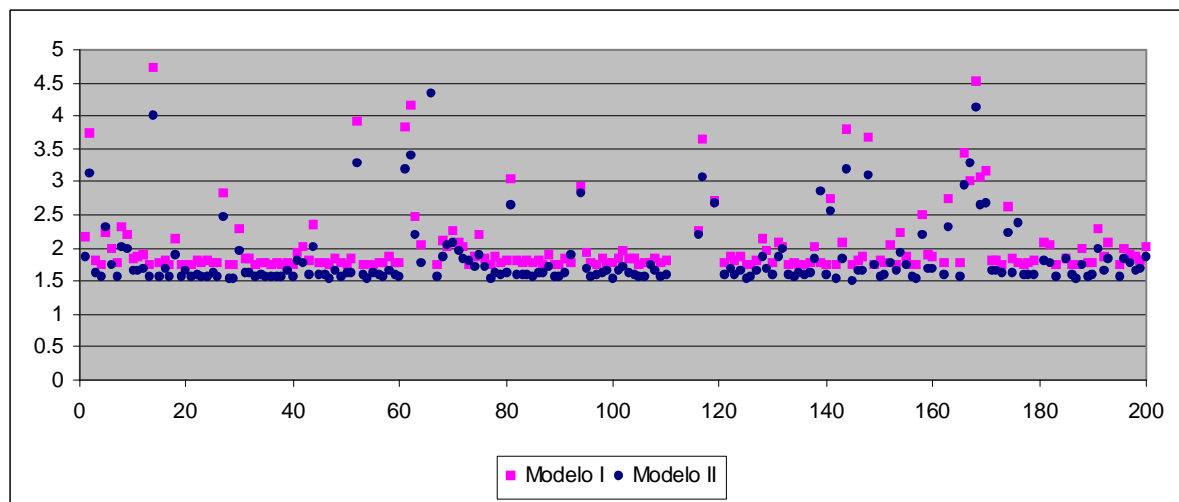


Figura 3 - Densidades Preditivas dos Modelos I II.

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 três 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 o que pode ser visualizado na figura 3, ou seja, de que a capacidade de previsão do modelo I é maior. 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 pode estar indicando que o efeito temporal não observado referente aos fatores macroeconômicos pode estar afetando todas as firmas de forma semelhante ou 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.

7 - Análise Econômica dos Resultados: Análise Clássica

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 dos modelos clássicos e bayesiano.

7.1 - Análise Clássica

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 2 e 4. 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.

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 as 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 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
Divida/Estoque de Capital Curto prazo	0.195806	0.143569
Divida/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
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 e de variáveis instrumentais (IV), agrupando a amostra por intensidade de capital são apresentados na tabelas 3. A variável que representa liquidez $\left(\frac{FC}{K}\right)$ 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 de agência.

Tabela 3 - Resultados dos Diferentes Modelos de Regressão.

Variável	OLS	Efeito Fixo	2SLS	IV	IV		GMM
					Alta Int	Baixa Int.	
<i>a</i>	0.305 (0.0148)	0.1149 (0.469)	0.867 (0.0367)	0.0708 (0.0401)	-0.2137 (0.067)	-0.070 (0.0473)	-0.0578 (0.0062)
$(I/K)_{t-1}$	-0.5138 (0.019)	-0.2093 (0.0287)	0.1561 (0.0484)	-0.0553 (0.0270)	0.01230 (0.039)	-0.0565 (0.034)	LD -0.171 (0.0164)
$(I/K)^2_{t-1}$	0.0599 (0.0031)	0.0117 (0.0037)	-0.0285 (0.0149)	-0.0013 (0.0035)	-0.0059 (0.0057)	-0.00056 (0.0043)	LD -0.1703 (0.0159)
$(FC/K)_t$	-0.00089 (0.015)	0.0364 (0.0139)	0.0816 (0.014)	0.0814 (0.014)	0.61313 (0.0416)	0.0432 (0.0155)	D1 0.2743 (0.055)
$(V/K)_t$	0.0239 (0.0028)	0.0181 (0.0032)	0.0285 (0.0035)	0.0291 (0.0034)	0.0196** (0.011)	0.0287 (0.0039)	D1 0.088 (0.0164)
$(FIN/K)_t$	-0.0129 (0.0126)	0.0389 (0.0137)	0.100 (0.0138)	0.102 (0.0138)	0.2063 (0.0281)	0.0936 (0.0168)	D1 0.3173 (0.039)
Nº de Observ.	4970	4970	4473	4473	1179	3294	3479
R^2	0.1252	0.5029	0.5679	0.5695	0.7136	0.5652	0.6762
S^2	0.69474	0.4391	0.3841	0.3826	0.1923	0.4327	1.139

*A variável dependente é $(I/K)_t$. Os valores entre parênteses são os erros padrão. 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 teste Sargan apresentou uma estatística $C^2 = 1258$ e Prob. > 0.000, rejeitando assim a validade dos instrumentos.

** Significante a 10%.

O coeficiente da variável $\left(\frac{FIN}{K}\right)$, representando 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. Semelhantemente, a tabela 2 mostra que as firmas menos intensivas em capital apresentam uma dívida de curto prazo maior que a de longo prazo. Já as firmas mais intensivas em capital a dívida de curto e longo prazo não apresentam grandes diferenças. 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.

Segundo Diamond (1993) dívida de curto prazo proporciona sensíveis informações; o que é desejável por causa dos benefícios aos tomadores de empréstimos que esperam uma melhora em seus riscos de crédito ou liquidez (*rating credit*). Tal sensível informação estaria sinalizando aos credores que os devedores não estariam dispostos em fazer uso dos recursos de forma arriscada, evitando assim o problema relacionado ao risco moral, conseqüentemente, reduzindo os custos de agência. Diamond (1991) define risco de liquidez e analisa a escolha da dívida de curto prazo como:

Liquidity risk is the risk that a borrower will lose the nonassignable rents due to excessive liquidation incentives of lenders. [...]. Short-term debt matures before the cash flows arrive from a firm's investments and must be refinanced at terms that depend on its future credit rating. [...]. Debt maturity choice is analyzed as a trade-off between a borrower's preference for short-term debt due to private information about the future credit rating, and liquidity risk. (Diamond, 1991, p. 709).

Neste sentido, utilização de empréstimos de curto prazo, sinalizando para o mercado a intenção em melhorar a classificação de risco de liquidez tem como objetivo revelar que tais recursos não serão utilizados em projetos de investimentos que possam reduzir o valor dos títulos da dívida de seus credores.

A variável vendas como razão do estoque de capital $\left(\frac{V}{K}\right)$ 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.

Para todos os modelos a variável dependente defasada apresentou-se com sinal negativo. Conforme já dito, isto se deve provavelmente ao período analisado. 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 IV, para as empresas de alta

intensidade de capital. Já o coeficiente da variável vendas apresenta o maior valor para o modelo de GMM.

Nota-se pela tabela que os modelos 2LSL e o de variáveis instrumentais (IV) apresentam resultados muito próximos. Para estes dois modelos tanto o fluxo de caixa como o financiamento externo apresentaram os maiores coeficientes. O coeficiente de determinação R^2 e a variância s^2 também exibem valores muito próximos. Os resultados dos dois modelos agrupando as firmas por intensidades exibem valores muito semelhantes¹³. Pode-se constatar também que o fluxo de caixa apresenta um maior coeficiente para as firmas mais intensivas em capital, indicando uma maior sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa para estas firmas. O modelos estimados em que se corrigi o problema de endogeneidade os coeficientes do fluxo de caixa e financiamentos apresentaram-se maior.

Já a estimação do modelo GMM, embora tenha apresentado coeficientes maiores aos outros modelos, os seus instrumentos não foram considerados válidos quando se aplicou o teste de Sargan (1958). Este teste é utilizado para determinar a validade dos instrumentos utilizados e detectar restrições de sobreidentificação do modelo. A hipótese nula do teste é de validade dos instrumentos, com uma distribuição $\chi^2(n)$ e n graus de liberdade. É provável que a utilização de maiores defasagens utilizadas no modelo GMM possa ter proporcionado a rejeição dessas variáveis como instrumentos, principalmente por se tratar de um período conturbado na economia brasileira, em que a defasagem de dois ou três anos pode implicar na implementação de dois ou até três planos econômicos consecutivos¹⁴.

Na interpretação dos resultados descritos acima considerou-se 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 4 apresenta os coeficientes estimados para os novos pontos de corte para o modelo de variáveis instrumentais (IV), podendo-se notar que os parâmetros apresentam pouca variação entre si. Nota-se que ao variar os pontos de corte na definição de intensidade de capital os resultados não se alteram, corroborando assim 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.

¹³ Como os resultados do 2SLS e de IV são muito próximos, optou-se por exibir somente os resultados do modelo de IV no agrupamento das firmas.

¹⁴ Como os instrumentos do modelo GMM não são considerados válidos pelo teste de Sargan optou-se por não exibir os seus resultados para as firmas agrupadas por intensidade de capital, embora não sejam diferentes dos outros modelos, isto é, a firmas mais intensivas em capital continuam apresentando os coeficientes da variável de liquidez e de financiamentos mais elevados que os das firmas menos intensivas.

Tabela 4 - Sensibilidade dos Parâmetros por Alta e Baixa Intensidade de Capital a outros pontos de corte para o modelo IV.

Variáveis	Baixa Intensidade de Capital		Alta Intensidade de Capital	
	$(K/V+DE) \leq 0.10$	$(K/V+DE) \leq 0.20$	$(K/V+DE) > 0.10$	$(K/V+DE) > 0.20$
$(I/K)_{t-1}$	-0.049 (0.039)	-0.0581 (0.0324)	-0.0045 (0.0348)	-0.009 (0.0405)
$(I/K)^2_{t-1}$	-0.00105 (0.0053)	-0.0001 (0.00410)	-0.00036 (0.00492)	-0.0009 (0.0058)
$(FC/K)_t$	0.0373 (0.0165)	0.0497 (0.0150)	0.3868 (0.03142)	0.3344 (0.0475)
$(V/K)_t$	0.0273 (0.0042)	0.02796 (0.00378)	0.0529 (0.0087)	0.0374 (0.011)
$(FIN/K)_t$	0.1132 (0.0191)	0.0979 (0.0161)	0.08168 (0.0210)	0.138 (0.02851)
Nº de Observ.	2898	3533	1575	940

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

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 A.1 apêndice A).

7.2 - Análise Bayesiana

Os resultados obtidos sob o enfoque bayesiano para o modelo de efeito fixo corroboram os resultados apresentados sob o enfoque clássico. Da mesma forma que no modelo clássico as firmas foram agrupadas por alta e baixa intensidade de capital. Nota-se

pela tabela 5 que o resultado também são muito próximos aos resultados do modelo clássico¹⁵.

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, cujos prováveis motivos já foram apontados.

Tabela 5 - Parâmetros Estimados pelo Método Bayesiano por Intensidade de Capital - Modelo I e II.

Variáveis	N	Modelo I			Modelo II	
		Model I	Baixa Int.	Alta Int.	Baixa Int.	Alta Int.
$(I/K)_{t-1}$	5.000	-0.2314 (0.0287)	-0.2394 (0.02923)	-0.2182 (0.04782)	-0.239 (0.02916)	-0.2172 (0.04795)
$(I/K)^2_{t-1}$	5.000	0.0133 (0.0037)	0.01518 (0.00379)	-0.00141 (0.00809)	0.01511 (0.00376)	-0.00141 (0.00791)
$(FC/K)_{t-1}$	5.000	0.1329 (0.0576)	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)	0.0205 (0.0033)	0.02452* (0.01517)	0.02057 (0.00329)	0.02481* (0.01468)
$(FIN/K)_{t-1}$	5.000	0.0365 (0.0136)	0.03207 (0.01368)	0.1009 (0.03736)	0.03176 (0.01383)	0.0994 (0.03649)
$(FIN/K)_{t-1}$ Dummy de Inclinação	5.000	-0.1029* (0.0582)	-----	-----	-----	-----
s^2	5.000	0.4349	0.4343 (0.00917)	0.4342 (0.00913)	0.4317 (0.00948)	0.4325 (0.00929)
Nº. of Obs		4,970	3,732	1,238	3,732	1,238

* 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

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

¹⁵ Apesar da permanência da crítica de que os parâmetros possam ser viesados devido ao problema de endogeneidade, simulações realizadas por Hsiao, Pesaran e Tahmiscioglu (1997) em painel dinâmico para diferentes métodos bayesianos constataram que o estimador de Bayes hierárquico apresentou bom desempenho, mesmo para um período curto de tempo.

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. 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.

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.

8 - 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 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 Tahmisciolglu (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 colaterais¹⁶.

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.

¹⁶ 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.

9 - Referências

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.

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. Microeconometric Models of Investment and Employment. *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.

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.

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.

DIAMOND, D. Debt Maturity Structure and Liquidity Risk. *The Quarterly Journal of Economics*, 1981, vol. 106, p. 709-737, n. 3.

EISNER, R.; NARDIRI, M. I. Investment Behavior and Neo-Classic Theory. *The Review of Economics and Statistics*, 1962, vol. 52, p. 190-203.

EISNER, R. Investment and frustration of econometricians. *The American Economic Review*, 1969, vol. 59, p. 50-64, n.2.

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.; 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.

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.

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.

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.

GUJARATI, D., N. *Econometria Básica*. São Paulo: Makrons Books, 3.ed., 2000.

GREENE, W. *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice-Hall, 4th ed., 2000.

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 switching regression approach using U. S. firms panel data. *Boston College department of economics*. Working Paper, 284, 1994.

HSIAO, C.; PESARAN, M. H.; TAHMISIOGLU, A. K. Maximum likelihood estimation of fixed effects dynamic panel data covering short time periods. *Journal of Econometrics*, 2002, v. 109, p. 107-150.

HSIAO, C.; PESARAN, M. H.; TAHMISIOGLU, A. K. 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, 1997.

HSIAO, C.; TAHMISIOGLU, A. K. A panel analysis of liquidity constraint and firm investment. *Journal. American Statistical Association*, 1997, v. 92, n. 438, p. 455-65.

JORGENSEN, W. D. *Investment Capital Theory and Investment Behavior*. USA: MIT Press, vol.1, 1996.

JORGENSEN, 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.

KIVIET, J. On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 1995, v. 68, p. 53-78.

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

RAFTERY, A. E. Hypothesis Testing and Model Selectio with Posterior Simulation. In GILKS, R.W.; SPIEGELHALTER, D. J.; RICHARDSON, S. *Pratical Markov Chain Monte Carlo*. London: Chapman and Hall, 1995.

SCHALLER, H. Asymmetric information, liquidity constraints, and Canadian investment. *Canadian Journal of Economics*, 1993, v. 26, p. 552-74, n.3-4.

SCHERER, F. M. *Industrial Market Structure and Economic Perfomance*. New York: Houghton Mifflin, 1980.

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.

WOOLDRIDGE, J. M.. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. USA:MIT Press, 2002

APÊNDICE A

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

VARIÁVEIS	<i>Efeito Fixo</i>	<i>IV</i>
$(I/K)_{t-1}$	-0.2315 (0.0287626)	-0.0540 (0.02682)
$(I/K)^2_{t-1}$	0.01337 (0.0037034)	-0.0013 (0.00351)
$(FC/K)_{t-1}$	0.02993 (0.0140226)	0.0614 (0.01408)
$(V/K)_{t-1}$	0.02002 (0.0032199)	0.0287 (0.00341)
$(FIN/K)_{t-1}$	0.03662 (0.0136004)	0.1035 (0.01365)
$(FC/K)_{t-1}$ Dummy de Inclinação	0.10161 (0.0579516) ¹	0.3889 (0.04789)

* A variável dependente é $(I/K)_t$. O erros padrão estão entre parênteses.

¹ Significativo a 10%.