



Marcos Vinicius Rodrigues Vivacqua

Política Monetária e Investimento no Brasil

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio.

Orientador: Ilan Goldfajn

Rio de Janeiro

Março de 2007

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.



Marcos Vinicius Vivacqua

Política Monetária e Investimento no Brasil

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Ilan Goldfajn
Orientador
PUC-Rio

Marcelo Medeiros
PUC-Rio

Mário Mesquita
Banco Central do Brasil

João Pontes Nogueira
Coordenador Setorial do Centro de Ciências Sociais - PUC-Rio

Rio de Janeiro, 16 de março de 2007

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem a autorização do autor, do orientador e da universidade.

Marcos Vinicius Vivacqua

Graduou-se em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro em 2004. Entre 2005 e 2006 cursou o Mestrado em Economia na PUC-Rio.

Ficha Catalográfica

Vivacqua, Marcos Vinicius Rodrigues

Política monetária e investimento no Brasil / Marcos Vinicius Rodrigues Vivacqua ; orientador: Ilan Goldfajn. – 2007.

51 f. ; 30 cm

Dissertação (Mestrado em Economia)– Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007.

Inclui bibliografia

1. Economia – Teses. 2. Política monetária. 3. Investimento. 4. Dados em painel. I. Goldfajn, Ilan. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD: 330

À minha família.

Agradecimentos

Agradeço muito ao Professor Ilan Goldfajn pela excelente orientação, pela atenção e pela grande ajuda ao longo do desenvolvimento da pesquisa.

Agradeço também ao Mário Mesquita pelos comentários e pela participação na banca examinadora do trabalho.

Reservo um agradecimento especial ao Marcelo Medeiros pela enorme ajuda no processo de aprimoramento da dissertação.

Aproveito a oportunidade para agradecer a todos os professores do Departamento que me acolheram ao longo desses sete anos desde que cheguei à PUC em 2000. Certamente cada um contribuiu de uma forma importante para a minha formação, tanto aqueles que me formaram Mestre quanto aqueles que me prepararam para que eu tivesse condições de chegar até aqui.

Agradeço aos amigos e companheiros do Mestrado que contribuíram com sugestões ao trabalho e com apoio ao longo de todo o curso. Especialmente a Diogo, Tomás, Nelson, Bernardo, Vivian, Felipe, Romero, Pedro e Joana. Além destes, aqueles que me acompanham há mais tempo, Rodrigo Junqueira, Bruno Tanno, Bruno Ferman, Marcelo Lopes, Diogo Bueno e Francisco Fonseca.

Agradeço à minha família, meu pai Paulo e minha mãe Márcia a quem certamente devo tudo que tenho e que me apóiam todo o tempo. À minha irmã Juliana que sempre me traz momentos de alegria e à minha companheira Diana que esteve ao meu lado todo o tempo.

Agradeço a CAPES pelo apoio financeiro durante o Mestrado.

Resumo

Vivacqua, Marcos Vinicius; Goldfajn, Ilan (Orientador). **Política Monetária e Investimento no Brasil**. Rio de Janeiro, 2007. 51p. Dissertação de Mestrado – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

O bom funcionamento do sistema de metas de inflação baseado na utilização da taxa de juros como instrumento de política monetária depende fundamentalmente da compreensão por parte do banco central, dos mecanismos pelos quais seu instrumento afeta a economia. No entanto, nossa compreensão dos canais de transmissão da política monetária ainda precisa avançar. Este trabalho tem como objetivo estudar o impacto da política monetária sobre o investimento privado no Brasil através de um experimento empírico com base em dados no nível da firma. O resultado obtido nos leva à conclusão de que o investimento privado no Brasil é sim afetado negativamente pelos juros. Há indícios que o BNDES amenize este efeito com a sua política de financiamentos ao setor privado.

Palavras-chave

Política monetária; investimento; dados em painel.

Abstract

Vivacqua, Marcos Vinicius; Goldfajn, Ilan (Advisor). **Monetary Policy and Investment in Brazil**. Rio de Janeiro, 2007, 51p. MSc Dissertation – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

The objective of monetary policy under the inflation target regime is to keep inflation and output at levels that foster a stable economic environment. To reach its objective, the monetary authority uses a policy instrument (such as the overnight interest rate) to achieve the inflation and output targets through the transmission mechanism. However, the transmission mechanisms of monetary policy are not deeply known. In this paper we try to estimate the effects that interest rates fluctuations have on private investment in Brazil. Using firm-level data we use econometrics for panel data and find evidence that monetary contractions have significant negative impacts over the private corporate investment in Brazil. We also tried to estimate how the National Development credit policy interfere in this transmission channel but find little evidence that it does.

Keywords

Monetary policy; investment; panel data.

Sumário

1	Introdução	10
2	Literatura e Evidência Empírica	13
2.1.	Canais de Transmissão da Política Monetária	13
2.2.	Abordagem empírica	15
2.3.	Incluindo o custo de capital nas equações que descrevem o investimento	17
3	Modelo Teórico e Especificação Econométrica	19
4	Dados	25
5	Metodologia e Resultados	28
5.1.	Metodologia	28
5.2.	Resultados	29
5.3.	Robustez Econométrica	31
5.4.	Outros Exercícios	32
5.5.	A Questão da Endogeneidade	38
6	O Papel do BNDES e o Crédito Externo	41
6.1.	O BNDES	41
6.2.	O papel do crédito externo	45
7	Conclusões	47
	Referências Bibliográficas	49

Lista de Tabelas

Tabela 1: Estatísticas Descritivas	27
Tabela 2: Referências	27
Tabela 3: Modelo Base	30
Tabela 4: Modelo Base com inferência Robusta	32
Tabela 5: Modelo com taxa de juros de 180 dias	34
Tabela 6: Modelo com taxa Selic em termos reais	35
Tabela 7: Testando a Inclusão do PIB dos Estados Unidos	37
Tabela 8: Testando a inclusão do Câmbio Real	38

1 Introdução

O bom funcionamento do sistema de metas de inflação baseado na utilização da taxa de juros básica da economia como instrumento de política monetária depende fundamentalmente da compreensão por parte da autoridade monetária dos mecanismos pelos quais seu instrumento afeta o nível de preços e a economia como um todo. Os juros afetam os preços via demanda agregada pelo seu efeito sobre as decisões de investimento e consumo dos agentes. Entretanto, mesmo que o impacto da atuação do Banco Central sobre a demanda agregada seja observado (indiretamente e defasadamente) pelo comportamento do nível de atividade e da inflação, os caminhos pelos quais a mudança dos juros afeta o ímpeto de consumo e investimento dos indivíduos e das firmas ainda são pontos de discussão na literatura.

No Brasil, a adoção do regime de metas para a inflação se deu no ano de 1999 e desde então muitos estudos foram publicados no país a respeito do sistema, especialmente pelo departamento de pesquisa do Banco Central do Brasil. Mesmo com o sucesso do processo de desinflação da economia brasileira, muito se discute acerca da influência dos juros sobre o ritmo de crescimento da nossa economia. O custo de oportunidade do capital ou a taxa de juros livre de risco é certamente uma variável muito relevante para a decisão de investir das firmas. Entretanto, sabemos muito pouco ou quase nada a respeito de como o impacto dos juros se dá sobre a formação de capital fixo no país.

A cada decisão anunciada pela autoridade monetária no Brasil sobre o nível da taxa Selic, muito se fala sobre os juros como sendo um obstáculo imposto pela autoridade monetária ao crescimento, mas o real impacto desta variável sobre o investimento e conseqüentemente sobre o ritmo de expansão da capacidade produtiva da nossa economia não é conhecido.

Isto posto, neste artigo estamos interessados em tentar estimar o efeito da política monetária sobre o investimento em capital fixo das empresas no Brasil, no intuito de contribuir para uma melhor compreensão dos custos associados à

perseguição da meta de inflação pelo Banco Central. Mais especificamente, a motivação do trabalho é identificar e quantificar o impacto da política monetária sobre a disposição das empresas em investir e expandir sua capacidade de produção no intuito de contribuir para a compreensão dos custos e benefícios associados ao sistema de metas de inflação que adotamos hoje. Além disso, tentaremos identificar heterogeneidades no efeito dos juros sobre os diferentes setores na economia. Analisaremos a influência do BNDES e do crédito externo sobre a capacidade dos juros de influenciar o investimento privado.

Nossa investigação empírica será composta basicamente de duas partes. Primeiramente estimaremos o impacto dos juros sobre o investimento das empresas. Em seguida, após separar as empresas contidas na nossa amostra entre as que possuem e as que não possuem linhas de crédito ativas com o BNDES, tentaremos medir se a presença desta fonte alternativa de crédito inibe o efeito negativo dos juros sobre o investimento destas firmas. Por último, tentaremos identificar outra possível heterogeneidade no impacto dos juros sobre as empresas separando-as também por acesso a crédito externo. Como as condições de crédito no exterior, para as empresas nacionais, não estão sob influência direta dos juros vigentes no país, empresas com acesso a recursos vindos do exterior deveriam estar quase imunes às flutuações da taxa Selic no Brasil por serem capazes de captar dinheiro no exterior a um custo baixo e não correlacionado com os ciclos da política monetária doméstica.

Há muitos bons estudos que tratam dos determinantes do investimento privado no Brasil. Entretanto, não conhecemos nenhum que trate diretamente o tema da influência da política monetária sobre o investimento privado e nem que adote o método de estimação ao nível da firma como fizemos neste trabalho.

A utilização de informação ao nível da firma requer a utilização de econometria para dados em painel, na medida em que temos observações do investimento de cada empresa da amostra ao longo de um intervalo de dez anos. Ou seja, cada observação da nossa amostra corresponde a uma determinada empresa i , em um determinado momento do tempo t . As vantagens da utilização desta abordagem econométrica são basicamente três. Primeiramente, o aumento dos graus de liberdade nos permite incluir maior número de parâmetros no modelo, sem comprometer o número de observações disponíveis para a estimação. Com isso, obtemos aquela que é a maior vantagem desta metodologia: a

possibilidade de incluir mais controles no experimento. Além disso, com um maior número de observações esperamos tirar maior proveito das propriedades assintóticas dos nossos estimadores, mesmo considerando que a inclusão da dimensão de tempo nos impõe custos decorrentes de eventual autocorrelação serial. Finalmente, podemos estimar os parâmetros relevantes com precisão sob um intervalo de tempo curto, amenizando as eventuais distorções causadas pela instabilidade dos parâmetros populacionais ao longo do tempo.

Com mais observações, coeficientes mais precisos, melhor controle do experimento e os resultados consistentes que obtivemos nas diferentes especificações econométricas testadas ao longo da pesquisa, consideramos o resultado obtido uma contribuição importante para a compreensão do efeito da política monetária sobre o investimento no país. Basicamente, as estimações que realizamos demonstram um efeito negativo dos juros sobre a taxa de investimento das firmas brasileiras, estatisticamente significativa. Economicamente, portanto, o resultado aponta para a existência de um custo em termos de crescimento do produto potencial da economia relacionado ao nível dos juros fixados pelo Banco Central. Segundo o resultado obtido, cada 1% a mais na taxa Selic deve representar uma queda do investimento privado como proporção do estoque de capital de 0,16 pontos percentuais aproximadamente. Os exercícios realizados para testar a influência do financiamento subsidiado do BNDES e do crédito estrangeiro sobre o efeito identificado não apresentaram resultados conclusivos.

2 Literatura e Evidência Empírica

2.1. Canais de Transmissão da Política Monetária

Usualmente, a literatura identifica dois canais de transmissão da política monetária pelos quais a estratégia de investimento das empresas é influenciada pelos juros básicos da economia: o canal do custo do capital e o canal do crédito. Certamente, o nível dos juros básicos da economia é um fator importante no momento da tomada de decisão de investimento da empresas na medida em que o custo de financiamento dos projetos deve estar ligado ao custo de oportunidade do capital que pode ser considerado como os juros básicos da economia. Ou seja, quanto mais apertada a política monetária, o custo de oportunidade do capital será maior e, portanto, menos oportunidades de investimento serão consideradas atrativas para as empresas. Este é o clássico canal de transmissão da política monetária pelo custo de capital.

Por sua vez, o canal do crédito¹ consiste no argumento de que a elevação dos juros da economia prejudica o fluxo de caixa das empresas, principalmente as mais alavancadas que teriam sua despesa corrente com juros elevada pelo encarecimento de sua dívida em momentos como este. Logo, sob a hipótese de que o fluxo de caixa disponível nas companhias é um fator relevante para a decisão de investimento das mesmas, juros mais altos deveriam reduzir o ímpeto de investimento das firmas ao reduzir sua disponibilidade de caixa. Cabe ressaltar que este canal de transmissão da política monetária só existe na existência de imperfeições no mercado (Teorema de Modigliani-Miller²). O ponto é que a decisão de investir da firma não deveria estar ligada à sua estrutura de capital, na medida em que sob a hipótese de mercados perfeitos a firma deveria remunerar tanto seu capital social quanto o capital de terceiros que dispõe à mesma taxa.

¹ Bernanke e Gertler, 1995.

² Modigliani, F., Miller, 1958.

Caso assim fosse, diante de uma oportunidade de investimento a firma deveria observar se o retorno esperado do projeto era superior àquele requerido como remuneração do seu capital. Uma vez sendo, ela deveria investir no projeto e a fonte de financiamento do investimento não deveria ser informação relevante na decisão na medida em que a remuneração exigida pelo capital de terceiros ou pelo seu capital social deveria ser equivalente e determinada apenas pelo risco associado à própria companhia em questão.

Caso haja assimetria de informações, custos de agência ou risco moral entre emprestadores e devedores, o custo de se financiar internamente ou externamente deixa de ser igual para a firma. No mundo real, os credores exigem em geral um retorno maior sobre o capital aplicado na companhia do que os acionistas na medida em que estas imperfeições de mercado o colocam em uma posição de maior risco do que aquela do acionista. Este efeito é maior ainda quanto mais alavancada for a companhia, quando seu risco de default aumenta. Conseqüentemente, com acesso mais restrito a crédito de terceiros, as companhias podem depender de recursos próprios para poder investir ficando vulnerável ao canal do crédito acima descrito.

Neste trabalho, vamos abordar o tema a partir do canal clássico de transmissão da política monetária. Ainda que seja muito bem documentado teoricamente, o efeito do custo de utilização do capital sobre o investimento que, à luz dos modelos neoclássicos deveria ser muito importante nas decisões de investimento das firmas, é de difícil identificação empírica. Por muitos anos, modelos baseados em dados agregados foram construídos para estimar tal efeito, contudo sem grande sucesso. Em razão dos estudos com dados agregados falharem com uma frequência maior do que a esperada em identificar o efeito em questão, Chirinko, Fazzari e Meyer (1999) motivaram então o uso de modelos com dados ao nível da firma. Segundo os autores, os problemas dos modelos agregados podem estar na questão da endogeneidade entre o investimento e os juros ou em problemas decorrentes da agregação dos dados individuais de firmas bastante heterogêneas.

2.2. Abordagem empírica

Precisamos justificar teoricamente a equação que utilizaremos para descrever a demanda por investimento das firmas. No que se refere ao referencial teórico e à derivação da especificação econométrica utilizada, a literatura que trata do investimento pode ser dividida em duas vertentes.

A primeira delas consiste dos modelos com dinâmica implícita, ou seja, modelos nos quais os elementos dinâmicos das especificações econométricas adotadas não decorrem explicitamente do problema de otimização da firma, assim como o papel das expectativas nas decisões dos agentes. Fundamentalmente, estes modelos decorrem da teoria Neoclássica do Investimento e seu modelo básico apresentado por Jorgensen (1963). Neste modelo, a firma maximiza o fluxo descontado dos lucros futuros, não existem custos de ajustamento do estoque de capital nem há tempo requerido na implementação dos investimentos e o capital se deprecia a uma taxa geométrica. Como consequência destas hipóteses, o capital se ajusta imediatamente ao nível ótimo a cada período e o problema intertemporal de otimização da firma se torna essencialmente estático. Sob a hipótese de expectativas estáticas ou adaptativas e tempo requerido para a implementação do investimento, é possível introduzir dinâmica nesses modelos. Entretanto, neste formato o modelo sofre a crítica de Lucas e também é criticado por inconsistência já que a hipótese de tempo requerido para implementação do investimento deveria ser incorporada no programa de otimização de lucro da firma.

A crítica de Lucas foi justamente a motivação para o desenvolvimento dos modelos da segunda vertente da literatura de investimento. De acordo com Lucas em seu artigo clássico de 1976, análises quantitativas de política a partir de modelos econométricos só podem ser confiáveis caso a sua especificação permita que os parâmetros do modelo referentes às expectativas sejam identificados separadamente dos parâmetros tecnológicos, uma vez que apenas estes últimos não se alteram em decorrência de mudanças na condução da política econômica. Nos modelos de dinâmica implícita, os coeficientes estimados combinam efeitos da tecnologia e de expectativas na medida em que defasagens de produção são utilizadas como aproximação para as expectativas. Assim, é impossível distinguir o efeito das expectativas do efeito das variáveis ligadas à produção nestes

modelos. Diante disso, Lucas critica a utilidade destes modelos para a prescrição de políticas econômicas sob o argumento de que os agentes racionalmente se adaptam às mudanças de regime e às medidas econômicas dos governos modificando seu comportamento e fazendo com que as mudanças produzam efeitos eventualmente bastante distintos daqueles previstos pelos modelos que não são capazes de endogeneizar o comportamento dos agentes e suas expectativas. Em outras palavras, equações reduzidas falham em suas previsões em momentos onde ocorrem quebras de regime.

Os modelos com dinâmica explícita tentam separar o aspecto expectacional do efeito dos fatores tecnológicos na identificação da demanda por investimento. Seu mais conhecido representante é a teoria Q de Tobin do Investimento (Tobin 1969). Ao longo do tempo, os modelos de dinâmica explícita se tornaram pouco usados em estudos empíricos. Sua má adequação aos dados e sua alta complexidade determinou que fossem preteridos em favor dos modelos baseados na teoria neoclássica. Atualmente, com a evolução dos pacotes econométricos e dos métodos computacionais, alguns artigos foram produzidos a partir destes modelos com resultados importantes. Entretanto, os modelos econométricos decorrentes da Teoria Neoclássica do Investimento ainda são muito utilizados na literatura dada sua tratabilidade e bom ajustamento aos dados.

Neste trabalho optamos entre um modelo estrutural onde as equações estimadas derivam explicitamente do problema de otimização da firma e um modelo de defasagens distribuídas (ADL – Adjusted Distributed Lags), amparado pela teoria neoclássica do investimento, mas onde a especificação exata da equação estimada não decorre explicitamente da maximização de lucros das companhias.

Os modelos ADL relacionam o investimento aos valores correntes e passados do custo de capital da empresa, das vendas da empresa e de seu fluxo de caixa tipicamente, com a inclusão eventual de outras variáveis. Como estes modelos têm boa aderência aos dados e são mais facilmente operacionalizados, são amplamente utilizados na literatura. Assim, seguindo artigos importantes como Chirinko Fazzari e Meyer (1999) e Sinai (1992), basearemos nosso estudo em um modelo neoclássico de investimento a partir do qual derivamos a especificação econométrica que utilizaremos no trabalho.

Em relação à literatura empírica que trata dos determinantes do investimento privado no Brasil, alguns artigos já foram produzidos sobre o tema, todos utilizando dados agregados. Dentre os mais recentes, cito o trabalho publicado em 1998 pelo IPEA, de autoria de Geovani Melo e Waldery Junior. Neste trabalho, os autores ressaltam o papel inibidor dos investimentos privados desempenhado pela instabilidade macroeconômica e pelos investimentos governamentais durante o período de 1970 a 1995 a partir da estimação de um modelo de correção de erros utilizando dados agregados. Os experimentos realizados apresentaram um efeito negativo e significativo da taxa de juros sobre o investimento privado. Contudo, o efeito encontrado foi consideravelmente menor do que este obtido com esta metodologia alternativa de estimação.

2.3.

Incluindo o custo de capital nas equações que descrevem o investimento

Há basicamente duas alternativas observadas nos artigos empíricos para se analisar o impacto da política monetária sobre o investimento utilizando dados ao nível da firma. Chirinko, Fazzari e Meyer (1999) constroem uma medida do custo de capital individual para cada firma em cada momento do tempo. Partindo também de uma mesma taxa de juros básica da economia influenciando uniformemente todas as firmas, eles diferenciam o custo de capital entre as empresas calculando-o a partir de uma equação que considera além da taxa de juros básica, informação sobre o custo dos bens de capital específicos de cada firma, o preço dos bens finais produzidos por cada indústria, incentivos fiscais e taxas de depreciação particulares de cada setor.

Alternativamente, Ber, Blass e Yosha (2000), com o intuito de estimar diretamente o efeito da política monetária no investimento das firmas utilizam a taxa de juros básica da economia em si como uma aproximação para o custo de capital, omitindo assim as variáveis binárias de tempo do modelo.

Neste estudo adotaremos esta última metodologia supracitada, ou seja, utilizaremos a taxa de juros básica como aproximação para o custo de capital das empresas na amostra. A razão fundamental por trás desta opção é o objetivo de chegar a uma estimativa direta do impacto da taxa de juros determinada pela autoridade monetária do Brasil sobre o investimento privado no país. Entretanto,

se por um lado teremos uma estimativa direta do efeito dos juros sobre o investimento, teremos também que tomar outros cuidados econométricos em decorrência desta opção que discutiremos mais adiante.

3

Modelo Teórico e Especificação Econométrica

A base teórica do experimento será a Teoria Neoclássica do Investimento, apresentada por Jorgensen (1963). Anteriormente ao artigo de Jorgensen, não havia um arcabouço teórico que modelasse formalmente a demanda por investimento. A Teoria Neoclássica deriva a demanda por investimento das firmas através da solução do seu problema de maximização de lucros usual, utilizando uma função de produção Cobb-Douglas. Partindo da demanda por capital decorrente do modelo de Jorgensen, chegamos a uma demanda por investimento através da introdução de dinâmica na equação. Supondo ainda que a função de produção Cobb-Douglas possui elasticidade de substituição (γ) constante entre capital e os demais insumos variáveis, obtemos a seguinte relação entre o estoque ótimo de capital da firma (K_t^*), o volume de produção (vendas) da firma (Y_t) e o custo de capital (UC_t):

$$K_t^* = \gamma Y_t UC_t^{-\sigma} \quad (1)$$

Esta equação, sob a hipótese de ausência de tempo requerido para implementação do investimento, implicaria em ajustamento instantâneo do estoque de capital. Ou seja, em todo período, a firma utilizaria seu nível ótimo de capital dado o seu nível de produção desejado. A introdução de dinâmica neste modelo se dá quando precisamos transformar a demanda por estoque de capital acima descrita em uma demanda por fluxo de investimento. Para isso, assumiremos K^* como sendo o estoque de capital desejado pela firma no longo prazo, variável esta que não é observável. Logo, para chegar à especificação do modelo econométrico que utilizaremos, precisaremos especificar um processo de ajustamento gradual ao longo do tempo do estoque de capital das firmas em direção ao nível ótimo desejado.

Seguiremos o procedimento adotado na literatura e utilizaremos um modelo ADL para introduzir uma dinâmica de ajustamento do nível de capital da firma ao nível ótimo obtido do seu problema de maximização de lucros como faz Bond, Elston e Mulkay (1997):

$$K_{it} = \alpha K_{it-1} + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 Y_{it-1} - \sigma_1 UC_{it} - \sigma_2 UC_{it-1} \quad (2)$$

Diferenciando a equação acima, introduzindo variáveis binárias de controle de características individuais da firma que são invariantes no tempo (f_i), variáveis binárias de controle de fatores característicos de cada momento do tempo (d_t) e um termo aleatório, temos a seguinte equação, considerando o investimento como proporção do capital como sendo a medida de variação do estoque de capital:

$$I_t / K_{it-1} = \beta_1 \Delta Y_{it} + \beta_2 \Delta Y_{it-1} - \sigma_1 \Delta UC_{it} - \sigma_2 \Delta UC_{it-1} + d_t + f_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde t é o índice de tempo e i o índice de identificação das empresas da amostra. Esta é a especificação econométrica que servirá de base para o modelo que vamos utilizar. Introduziremos três modificações a esta equação.

Primeiro, a eventual existência do canal do crédito nos levaria a introduzir alguma variável relativa à disponibilidade de caixa da firma nesta equação na medida em que esta deveria ser uma variável relevante para a decisão de investir dos agentes. Uma parte da literatura econômica debate a influência da restrição financeira sobre as decisões de investimento das firmas (Fazzari, Hubbard, and Petersen (1988) e Kaplan e Zingales (1997)). Assim, no intuito de garantir que nosso experimento não está sendo distorcido pela omissão de uma variável potencialmente relevante, incluiremos a variável fluxo de caixa dividido pelo estoque de capital da firma na regressão.

Segundo, como queremos estimar o efeito da política monetária diretamente, e como haveria problemas com ausência de dados caso optássemos

por estimar o custo de capital individual das firmas, utilizaremos a taxa de juros básica da economia no modelo, como aproximação para o custo de capital das firmas. Entretanto, como esta é uma variável cujo valor em cada momento do tempo é o mesmo para todas as firmas na amostra, temos que excluir as variáveis binárias de controle de fatores constantes no tempo entre as firmas da amostra para tentar identificar o efeito dos juros no investimento desta maneira. Caso contrário, haveria multicolinearidade perfeita no modelo.

Por último, a opção por excluir as variáveis binárias de controle de tempo do modelo pode vir a introduzir viés nos estimadores por omissão de variável relevante. Assim, precisamos controlar o experimento para outros fatores que sejam também invariantes na dimensão cross-section da amostra (ou seja, invariável entre as firmas em um mesmo momento do tempo) e que possam afetar a minha variável dependente. Como aproximação para o nível de confiança das firmas na economia brasileira, incluirei o “risco país”. Idealmente, gostaria de incluir entre as minhas variáveis de controle um componente de expectativas. Contudo, esta é uma variável não-observável. Assim, como penso que o risco país tem um papel importante na formação das expectativas de médio e longo prazo dos agentes e no seu nível de confiança na economia, a inclusão desta variável deve servir como controle para uma parte relevante do componente *forward-looking* da demanda por investimentos das empresas.

Deste modo, a especificação econométrica que utilizarei é a que segue:

$$I_t / K_{it-1} = \beta_1 \Delta Y_{it} + \beta_2 \Delta Y_{it-1} - \sigma_1 Selic_t + \beta_3 CF_t / K_{t-1} + \beta_4 CF_{t-1} / K_{t-2} + \beta_5 Risco_t + f_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

onde o investimento é a variável compra de ativos fixos presente na demonstração de origem e aplicação e recursos das empresas, a receita líquida presente na demonstração de resultados é a variável que uso como aproximação para as vendas do período, a taxa de juros é medida como a meta da taxa de juros nominal de um dia (anualizada) determinada pelo Banco Central, a Selic e o fluxo de caixa é o lucro operacional das firmas sobre seu estoque de capital no período inicial. A variável “Risco” é o risco país medido através do diferencial de juros dos títulos

equivalentes do governo brasileiro e norte-americano no mercado financeiro internacional, o “Embi Brasil”. Esta é a especificação base sobre a qual iniciamos o experimento. Ao longo da evolução do estudo, diversas especificações alternativas foram testadas com o objetivo de testar a robustez do resultado e também de aprimorar a especificação na busca por coeficientes mais precisos. Os resultados destes testes serão apresentados no capítulo 5.

A identificação do efeito da Selic sobre o investimento

Antes de seguir para a descrição dos dados utilizados e dos resultados obtidos, é importante discutir aqui a idéia pela qual acreditamos que a especificação que utilizamos nos permite identificar com confiança o efeito da Selic sobre os juros. O modelo econométrico que escolhemos tem como base a Teoria Neoclássica do Investimento como mostramos acima. Logo, existe uma justificativa teórica para as variáveis que incluímos no modelo como determinantes do investimento das firmas. Entretanto, ao substituir o custo de capital pela taxa de juros e retirar as variáveis binárias de tempo do modelo, é preciso que estejamos certos de que não estamos introduzindo viés de omissão de variável no nosso experimento. Acreditamos que mesmo com a ausência dos controles de tempo, nosso experimento está bem controlado como argumentaremos a seguir.

Segundo a Teoria Neoclássica o custo de capital das empresas é função, além da taxa de juros básica da economia, da taxa de depreciação, do preço relativo do capital da firma, do preço dos seus bens finais produzidos e dos impostos. Quando utilizamos a Selic como aproximação para o custo de capital individual da firma, não levamos em conta estas outras variáveis que afetam o mesmo. Aqui, pensamos que a omissão de variáveis decorrentes desta estratégia não é um problema para o coeficiente que queremos estimar por duas razões. Primeiramente, estas variáveis que deixaram de ser levadas em conta ao substituímos o custo de capital da firma pela taxa Selic não apresentam correlação com a mesma. Logo, não havendo correlação entre a variável explicativa do nosso modelo (Selic) e o distúrbio aleatório (que agora inclui as

variáveis omitidas), a exclusão das variáveis não introduz viés no coeficiente em questão. Além disso, dada a nossa janela temporal curta, tanto a taxa de depreciação quanto os impostos podem ser considerados fixos ao longo do tempo para cada empresa, variando eventualmente apenas entre as firmas. Assim sendo, estão controlados pelas variáveis binárias que usamos para representar as características individuais das firmas que são constantes no tempo (o efeito fixo).

Convencidos de que as variáveis que foram omitidas com a opção pela utilização da taxa Selic ao invés do custo de capital não estão causando nenhuma inconsistência no coeficiente de interesse do experimento, devemos considerar ainda as consequências da exclusão das variáveis binárias de controle de tempo do modelo. A ausência destes controles poderia prejudicar o resultado das estimações sob a hipótese de que alguma variável (constante entre as firmas em cada momento do tempo) que seja relevante para as decisões de investimento das firmas ausente do modelo seja correlacionada com a taxa Selic. Como discutimos no parágrafo anterior, acreditamos que as variáveis omitidas que afetam o custo de capital segundo a Teoria Neoclássica não nos causam problema. Ainda assim, teoricamente seria possível que variáveis cuja presença nas estimações não decorre da Teoria de Jorgensen estivessem prejudicando nosso resultado.

Neste sentido, decidimos incluir no modelo base do nosso estudo o risco país como aproximação para o nível de confiança do empresário na economia nacional na medida em que consideramos que esta é uma variável que pode ser relevante para as decisões de investimento e que não está na equação original. O nível do risco país tem um papel fundamental na formação das expectativas de médio e longo prazo dos agentes e no seu nível de confiança na economia. Logo, a inclusão desta variável deve servir como controle para uma parte relevante do componente *forward-looking* da demanda por investimentos das empresas como argumentamos anteriormente. Por último, já com o objetivo de testar a robustez do resultado, incluímos outras variáveis constantes no tempo no modelo para testar a eventual existência de algum viés de variável omitida a comprometer o resultado como o câmbio real multilateral e o crescimento dos Estados Unidos, buscando sempre uma justificativa teórica para a inclusão destas variáveis. O primeiro poderia ser uma boa aproximação para o preço relativo dos bens de capital na medida em que os mesmos em geral são bens “comercializáveis”. O PIB norte-americano pode ser uma boa fonte de informação a respeito do

crescimento mundial, eventualmente relevante para o investimento em capacidade instalada de firmas exportadoras ou que são subsidiárias de multinacionais estrangeiras atuando no país. Descreveremos os resultados a seguir.

4 Dados

A fim de estimar então o impacto da política monetária do Banco Central brasileiro sobre o investimento privado no país, utilizamos basicamente três fontes de dados. Os dados de balanços patrimoniais anuais das empresas foram obtidos da base de dados Económica e as séries de taxas de juros utilizadas como aproximação para o custo de utilização do capital estão disponíveis no Banco Central do Brasil. Idealmente, gostaríamos de obter dados sobre todo o investimento privado no país, desde as microempresas até as maiores companhias abertas brasileiras em operação. Entretanto, a disponibilidade de dados restringe nossa pesquisa às empresas de capital aberto. Deste modo, nossa amostra é inicialmente composta pelas 452 empresas que em algum momento dos 11 anos decorridos entre 1995 e 2005 tiveram seu capital aberto e divulgaram informações de balanço na Comissão de Valores Mobiliário do Brasil – CVM. Os dados que utilizamos são anuais e a determinação da janela temporal de observação do experimento se baseia em duas razões. A primeira delas é restringir o estudo ao período pós-estabilização monetária no país. Excluindo, portanto, os anos anteriores a 1994 da pesquisa. Além disso, mesmo que optássemos por incluir o período anterior ao ano de 1994, não teríamos dados para isso já que as séries de dados desagregados disponível na base Económica têm início em 1995.

O tratamento dos dados teve como consequência algumas modificações na amostra inicial, mas procuramos mexer nos dados o mínimo possível. Como a definição da variável investimento do modelo que utilizamos pondera a compra de ativos fixos das empresas no ano pelo estoque de capital do período anterior, imediatamente perdemos um ano de observações reduzindo a dimensão temporal da nossa amostra em um ano (1996 a 2005). O único tratamento que realizamos nos dados foi retirar da amostra as empresas que apresentavam patrimônio líquido negativo em algum momento do tempo. Poderíamos retirar da amostra apenas as observações específicas destas empresas nos momentos do tempo onde o patrimônio líquido destas empresas apresentasse valor negativo. Contudo,

optamos por excluir estas empresas da amostra em toda a janela de observação sob o argumento de que a disposição da firma a investir enquanto estiver em processo de falência ou concordata não decorre mais de uma otimização do nível de capital ótimo da companhia em face da restrição jurídica que lhe é imposta na administração do seu caixa. Como a janela temporal do nosso estudo é pequena e não podemos precisar o período exato em que a firma iniciou seu processo de recuperação judicial, optamos por retirar da amostra todas as empresas que apresentaram patrimônio líquido negativo em algum ponto da observação. Finalmente, após este breve tratamento dos dados, nossa amostra final conta com dados anuais de 334 empresas colhidos de 1996 a 2005. A grande diferença em relação ao número inicial de empresas se deve ao fato de que muitas delas não apresentam mais informações financeiras disponíveis na CVM após terem finalizado suas operações ou mesmo fechado seu capital, mesmo em relação ao período em que tiveram ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo.

A Tabela 1 fornece estatísticas descritivas da nossa amostra final com dados para as 334 empresas que possuem ao menos uma observação disponível para a variável dependente do modelo – o investimento - ao longo dos 10 anos de 1996 a 2005. A variável “investimento” (I_t/K_{t-1}) representa o investimento bruto das empresas ao longo do ano e é medida pela razão entre a compra de ativos fixos feita pela empresa no ano sobre o estoque de capital da mesma ao final do ano anterior. A variável que mede a liquidez das firmas no nosso estudo, chamada “Cash Flow” (CF_t/K_{t-1}) é medida como o lucro operacional das empresas ponderado também pelo seu estoque de capital ao final do ano anterior seguindo a literatura. Como aproximação para a taxa de crescimento das vendas (que é a variável que deveríamos utilizar no modelo segundo a Teoria Neoclássica) utilizamos a variação da receita das empresas medida como a diferença percentual entre a receita corrente e a receita apresentada pela firma no ano anterior. A aproximação que utilizamos para o custo de capital das firmas é a taxa de juros básica da economia representada pela taxa Selic e testamos alternativas a esta variável como taxas mais longas praticadas no mercado de juros futuros no país (BM&F), a TJLP e também estas mesmas taxas medidas em termos reais.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

	Média	D.P.
Investimento/ K_{t-1}	0.161	0.135
$\Delta\%$ Receita	0.112	0.548
Cash Flow	0.295	3.365

A média do investimento bruto em 16% é razoável e consistente com um crescimento moderado do estoque de capital, se supusermos uma taxa de depreciação ao entre 8% e 10% ao ano e comparando com a literatura, não há grandes discrepâncias. O crescimento médio da receita em 11% está consideravelmente acima do valor encontrado nos estudos semelhantes realizado em outros países que apresentam valores mais próximos de 5% para a média desta variável (Chatelain, Generale, Hernando, Von Kalckreuth and Vermeulen, ECB 2001). O fluxo de caixa ponderado pelo estoque de capital apresenta valores para a média bem próximos aos encontrados na literatura e um desvio-padrão bem maior do que aquele observado em outros estudos. A tabela embaixo mostra estatísticas descritivas de trabalho semelhantes realizados em quatro países: Alemanha, Espanha, Itália e França³.

Tabela 2: Referências

		I/K	CF	Receita
Alemanha	Média	0.181	0.276	0.021
	D.P	0.219	0.464	0.158
França	Média	0.122	0.330	0.029
	D.P	0.141	0.330	0.153
Itália	Média	0.124	0.196	0.034
	D.P	0.155	0.220	0.196
Espanha	Média	0.186	0.370	0.043
	D.P	0.217	0.469	0.171

³ Estudo do Banco Central Europeu – Working Paper 112, 2001.

5 Metodologia e Resultados

5.1. Metodologia

Realizamos estimações utilizando o modelo de efeitos fixos para dados em painel. A escolha do modelo econométrico a seguirmos decorre das hipóteses que desejamos fazer sobre a relação entre as variáveis utilizadas no experimento e dos testes de especificação feitos ao longo do estudo. O modelo de efeitos fixos consiste basicamente na estimação por mínimos quadrados ordinários com a inclusão de controles para características individuais das firmas da amostra que são imutáveis ou aproximadamente constantes no tempo como, por exemplo, a qualidade dos executivos de uma empresa ou sua localização geográfica.

Conforme discutimos anteriormente, o ganho econométrico da estimação feita com dados em painel está intimamente ligado à possibilidade de um tratamento mais cuidadoso do problema da omissão de variáveis relevantes na determinação da variável dependente do modelo adotado. Caso as variáveis omitidas em questão não sejam correlacionadas com as variáveis explicativas do modelo não teríamos grandes problemas. Entretanto, caso a correlação entre o efeito não-observável e as variáveis explicativas seja diferente de zero, nossos estimadores seriam viesados. O modelo de estimação por efeitos-fixos que utilizamos resolve o problema de variáveis eventualmente omitidas que são correlacionadas com os distúrbios do modelo e constantes pra cada firma ao longo do tempo.

A hipótese de que o efeito não observável presente nos distúrbios é constante ao longo do tempo (variando apenas na dimensão cross-section) é usualmente adotada nas estimações de modelos em painel e é a razão fundamental para a adoção do assim chamado modelo de efeitos fixos que seguiremos no trabalho.

A adequação do modelo de efeitos fixos aos dados de que dispomos foi testada de duas formas. Primeiramente, o teste F realizado no modelo base estimado rejeita fortemente a hipótese nula de que todos os parâmetros de efeito não observável são iguais a zero. Hipótese esta que se fosse verdadeira nos levaria a concluir que o modelo de mínimos quadrados ordinários simples era o mais adequado. Além disso, realizamos um

teste Hausman⁴ de especificação para testar a hipótese de correlação do efeito fixo com as demais variáveis explicativas do modelo, a fim de concluir se o modelo de efeitos fixos era o mais adequado ou se o modelo de efeitos aleatórios o era. Fundamentalmente, a ausência de correlação entre o efeito fixo e as variáveis explicativas do modelo nos permitiria adotar o modelo de efeito aleatório e a adoção do modelo de efeito fixo seria mais apropriada no caso de presença de correlação entre os regressores e as variáveis binárias de efeito fixo. O resultado do teste nos levou a adotar o modelo de efeitos fixos na medida em que o teste rejeitou a hipótese nula de que a diferença entre os coeficientes estimados segundo os dois modelos não era sistemática. Cabe ressaltar aqui, que apesar do teste ter apontado para a significância estatística da diferença nos coeficientes estimados segundo as duas metodologias alternativas, em valor absoluto, os resultados foram bem parecidos no que se refere ao sinal e à magnitude dos coeficientes estimados. Isto nos dá mais confiança no resultado, indicando que o problema da correlação do efeito fixo com os erros do modelo não está influenciando muito nossos estimadores.

A determinação do número de defasagens do modelo seguiu a metodologia adotada na literatura, ou seja, partindo do geral para o específico. Como a inclusão de mais defasagens não apresentou significância decidimos nos restringir às defasagens significantes das variáveis explicativas. Assim, apresentaremos os resultados obtidos para os modelos estimados com até duas defasagens para as variáveis explicativas utilizadas.

5.2. Resultados

Apresentaremos aqui os resultados das regressões que montamos. Os resultados do modelo básico estimado estão na tabela 3 abaixo:

⁴ Wooldridge 1999, capítulo 10.

Tabela 3: Modelo Base

	Variável Independente: Investimento		
	A	B	C
Cash Flow	0.000	0.001	0.002
	0.800	0.598	0.158
Cash Flow (t-1)	0.002		
	(0.028)**		
Cash Flow (t-2)	0.003	0.003	
	(0.021)**	(0.018)**	
Receita	0.024	0.028	0.030
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Receita (t-1)	0.016		
	(0.004)***		
Receita (t-2)	-0.006	0.016	
	0.261	(0.002)***	
Selic	-0.144	-0.152	-0.171
	(0.046)**	(0.027)**	(0.013)**
Risco	-0.022	-0.026	-0.025
	(0.024)**	(0.008)***	(0.012)**
Constant	0.205	0.209	0.215
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1545	1651	1651
Number of indice	308	316	316
R-squared	0.052	0.050	0.037

p values in parentheses

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Como podemos ver, resultado obtido foi satisfatório. Os coeficientes encontrados apresentam os sinais esperados e quase todos são significativos. O impacto dos juros estimado pelo coeficiente da taxa Selic no modelo implica que 1% a menos na média da taxa Selic real levaria a uma reposição do estoque de capital maior em 0,15 pontos percentuais aproximadamente. É um efeito significativo estatisticamente (ao nível de confiança de 5%) e bastante superior ao efeito encontrado nos artigos que tratam da economia brasileira com dados agregados citados anteriormente. Além disso, este resultado está bem próximo ao resultado obtido pela literatura empírica sobre o tema (Chirinko (1999), Bond, Elston Mairesse e Mulkay (1997), ECB (2001)). Em termos de proporção do investimento no Brasil e de proporção do PIB, os números são os seguintes: a taxa de investimento no país está em torno de 20% do PIB e o investimento das

empresas privadas representa aproximadamente 85%⁵ desse valor (os 15% restantes são investimentos do setor público). Considerando que o resultado que obtivemos se aplica a todo o setor privado, 1% a menos na média da Selic no ano, representaria 0,15 pontos percentuais a mais no investimento como proporção do estoque de capital de todo o setor corporativo do país. Com uma média de 16% de reposição anual do estoque de capital, o setor privado responde por um investimento de 18,5% do PIB. Logo, utilizando uma regra de três simples podemos concluir que 1% a menos na Selic média no ano representaria um acréscimo de aproximadamente 0,17 pontos percentuais no PIB do ano.

5.3. Robustez Econométrica

A partir do modelo base, cujo resultado está descrito acima, fizemos vários testes econométricos no intuito de examinar a consistência dos resultados obtidos. Um primeiro e fundamental aspecto que devemos abordar aqui é a possibilidade de correlação serial ou heterocedasticidade nos resíduos da regressão estimada. Caso algum destes dois problemas esteja presente nos resíduos do nosso modelo base, as estatísticas de teste exibidas acima podem não ser de todo confiáveis e nossas conclusões podem estar equivocadas.

Uma maneira de se tratar o problema é utilizar, ao estimar o modelo, a matriz de variância e covariância robusta a heterocedsticidade e a autocorrelação nos resíduos. “*The robust variance matrix estimator is valid in the presence of any heteroskedasticity or serial correlation in $\{u_{it}: t=1, \dots, T\}$, provided that T is small relative to N .*”⁶ Como nosso experimento se encaixa perfeitamente neste caso uma vez que a inclusão do risco país na equação estimada nos deixa com apenas seis observações na dimensão temporal em contraponto a 334 empresas (dimensão cross-section), realizamos a estimação robusta a heterocedasticidade. Felizmente, os resultados se mantiveram e o desvio-padrão dos coeficientes estimados não foi significativamente alterado, o que fez com que ainda assim nosso resultado permanecesse estatisticamente significativo a 5%, com exceção do modelo com

⁵ Fonte: IBGE

⁶ Wooldridge 2002, págs., 275 e 276.

duas defasagens para as variáveis explicativas onde o coeficiente da Selic foi significativo apenas a um nível de significância de 10% (o p-valor observado foi de 5,8%).

Tabela 4: Modelo Base com inferência Robusta

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	0.000	0.001	0.002
	0.866	0.738	0.342
Cash Flow (t-1)	0.002	0.003	
	0.199	0.115	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.188		
Receita	0.024	0.028	0.030
	(0.012)**	(0.004)***	(0.001)***
Receita (t-1)	0.016	0.016	
	(0.052)*	(0.028)**	
Receita (t-2)	-0.006		
	0.559		
Selic	-0.144	-0.152	-0.171
	(0.061)*	(0.042)**	(0.024)**
Fisco	-0.022	-0.026	-0.025
	(0.014)**	(0.004)***	(0.006)***
Constant	0.205	0.209	0.215
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1545	1651	1651
Number of indice	308	316	316
R-squared	0.052	0.05	0.037
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

5.4. Outros Exercícios

Além da inferência robusta, testamos a substituição da taxa Selic como aproximação para o custo de capital por outras taxas de juros. Ao longo dos testes econométricos, replicamos todas as estimações que fizemos utilizando uma taxa em termos reais ex-ante, a Selic real e uma taxa de juros mais longa de mercado medida através do Swap DI-Pré de 180 dias negociado na BM&F – Bolsa de Mercadorias e Futuros. A taxa real foi calculada retirando-se da taxa Selic nominal média no ano a expectativa de inflação para os próximos doze meses

(média no ano) construída a partir das expectativas de mercado para o IPCA, divulgadas pelo Banco Central no Boletim Focus. Os resultados foram bastante coerentes e apontam para a mesma direção o que nos deixa confiantes no resultado obtido. O coeficiente de interesse da pesquisa, que reflete o efeito dos juros sobre o investimento, apresentou-se próximo daquele encontrado no exercício com a taxa Selic como aproximação para o custo de capital quando utilizamos a taxa de juros de seis meses e um pouco menor em módulo mas ainda negativo quando utilizamos a taxa Selic em termos reais. Contudo, o coeficiente se manteve estatisticamente significativo apenas nos exercícios realizados com o Swap nominal de 180 dias.

Apesar dos resultados não significantes encontrados nos exercícios realizados com a taxa Selic em termos reais, é preciso considerar que a medida de taxa de juros reais está sempre distorcida pela imprecisão inerente aos dados disponíveis de expectativas de inflação. As tabelas que apresentam as estimações para estas duas medidas alternativas de juros mostram resultados obtidos sob estimação robusta a heterocedasticidade (vale ressaltar que os resultados são os mesmos sob a hipótese de homocedasticidade).

Tabela 5: Modelo com taxa de juros de 180 dias

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	0.000	0.001	0.002
	0.860	0.743	0.347
Cash Flow (t-1)	0.003	0.003	
	0.197	0.114	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.190		
Receita	0.024	0.028	0.031
	(0.012)**	(0.003)***	(0.001)***
Receita (t-1)	0.016	0.016	
	(0.049)**	(0.026)**	
Receita (t-2)	-0.006		
	0.555		
Swap180	-0.143	-0.158	-0.181
	0.147	(0.099)*	(0.063)*
Risco	-0.018	-0.020	-0.017
	(0.095)*	(0.048)**	(0.078)*
Constant	0.202	0.207	0.213
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1545	1651	1651
Number of indice	308	316	316
R-squared	0.051	0.049	0.036
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

Tabela 6: Modelo com taxa Selic em termos reais

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	-0.001	-0.001	-0.001
	0.575	0.691	0.764
Cash Flow (t-1)	0.000	0.001	
	0.835	0.749	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.183		
Receita	0.021	0.026	0.026
	(0.031)**	(0.006)***	(0.003)***
Receita (t-1)	0.018	0.021	
	(0.043)**	(0.014)**	
Receita (t-2)	-0.010		
	0.336		
Selic Real	-0.064	-0.057	-0.091
	0.675	0.685	0.521
Risco	-0.027	-0.029	-0.024
	(0.007)***	(0.001)***	(0.002)***
Constant	0.190	0.192	0.198
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1391	1483	1483
Number of indice	293	301	301
R-squared	0.045	0.041	0.028
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

Conforme já argumentamos anteriormente, a exclusão das variáveis de controle de tempo não deveria estar trazendo problemas de variável omitida para o nosso experimento. Ainda assim, testamos a consistência do resultado obtido à inclusão de mais variáveis constantes na dimensão cross-section do modelo. Ou seja, variáveis cujo valor não é constante no tempo, mas que em cada ano específico da amostra seu valor é o mesmo para todas as firmas. Seguindo a idéia de incluir variáveis que tenham alguma razão teórica para estarem presentes no modelo, testamos a inclusão da taxa de crescimento do PIB dos Estados Unidos e da taxa de câmbio real.

A taxa de crescimento do PIB dos Estados Unidos serve como uma aproximação para o ritmo de crescimento da economia mundial. Tendo em vista que muitas empresas nacionais têm parte relevante de suas receitas oriundas de

operações de exportação, a taxa de crescimento dos Estados Unidos pode ser uma boa aproximação para o ritmo de expansão da economia do mundo que, por sua vez, pode ser importante para as decisões de investimento em capacidade instalada das firmas nacionais. Por outro lado, a taxa de câmbio real pode ser uma aproximação razoável para o preço relativo dos bens de capital no Brasil. Uma vez que o câmbio real reflete o preço dos bens “comercializáveis” em relação aos “não comercializáveis”, pode ser entendido como uma aproximação para o preço relativo dos bens de capital na nossa economia, já que os bens de capital considerados bens em geral “comercializáveis”. Cabe aqui lembrar que a diferença fundamental entre bens comercializáveis ou não é a existência da possibilidade de se importar ou exportar determinado bem. Assim sendo, aqueles bens cuja comercialização com o exterior não apresenta nenhuma restrição deveriam ter seu preço determinado globalmente e não no mercado doméstico como no caso dos bens “não-comercializáveis”. A medida que utilizamos como câmbio real é a taxa de câmbio efetiva real disponível no site do IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Como podemos ver pelo resultado dos testes, a inclusão destas variáveis não altera significativamente os resultados como esperávamos. É verdade que na equação em que incluímos o PIB dos Estados Unidos o coeficiente da taxa Selic perde a significância estatística. Contudo, é importante lembrar que com a curta dimensão temporal da nossa amostra, a inclusão de qualquer variável constante para as firmas em cada momento do tempo tem o efeito de aumentar a variância dos estimadores, principalmente se as variáveis apresentarem forte correlação. Além disso, os resultados mostram que apesar do coeficiente da taxa Selic perder a significância estatística quando incluímos o câmbio real no modelo, o mesmo apresenta sempre o sinal esperado e sua magnitude não varia demasiadamente, conferindo consistência ao resultado.

Tabela 7: Testando a Inclusão do PIB dos Estados Unidos

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	-0.004	0.002	0.003
	0.850	(0.060)*	(0.016)**
Cash Flow (t-1)	0.003	0.003	
	0.195	(0.056)*	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.192		
Receita	0.024	0.027	0.026
	(0.014)**	(0.003)***	(0.003)***
Receita (t-1)	0.015	0.014	
	(0.055)*	(0.021)**	
Receita (t-2)	-0.006		
	0.545		
Selic	-0.111	-0.166	-0.176
	0.180	(0.029)**	(0.024)**
Risco	-0.028	-0.029	-0.022
	(0.011)**	(0.038)**	(0.037)**
PIBEJA	-0.003	-0.001	-0.001
	0.349	0.702	0.605
Constant	0.211	0.211	0.198
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1391	1483	1483
Number of indice	293	301	301
R-squared	0.079	0.079	0.028
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

Tabela 8: Testando a inclusão do Câmbio Real

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	-0.004	0.002	0.003
	0.850	(0.065)*	(0.016)**
Cash Flow (t-1)	0.003	0.003	
	0.195	(0.065)*	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.192		
Receita	0.025	0.027	0.029
	(0.011)**	(0.003)***	(0.001)***
Receita (t-1)	0.016	0.015	
	(0.048)**	(0.017)**	
Receita (t-2)	-0.006		
	0.559		
Selic	-0.076	-0.098	-0.120
	0.397	0.227	0.137
Risco	-0.028	-0.029	-0.027
	(0.004)***	(0.038)**	(0.006)***
Cambio Real	0.271	0.267	0.245
	0.141	(0.085)*	0.113
Constant	0.164	0.168	0.176
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1391	1483	1483
Number of indice	293	301	301
R-squared	0.065	0.058	0.042
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

5.5. A Questão da Endogeneidade

Por último, é importante deixar claro alguns aspectos a respeito da técnica econométrica que adotamos. A consistência dos estimadores no modelo de efeitos fixos depende fundamentalmente da exogeneidade estrita das variáveis explicativas do modelo (exceto pela condição de posto da matriz de variáveis independentes, que precisa ser satisfeita para que seja possível se calcular o coeficiente estimado). O conceito de exogeneidade estrita de que tratamos aqui implica que os valores futuros e passados das nossas variáveis explicativas não

podem ser correlacionados com os choques ocorridos na variável dependente no momento presente.

Ao analisar este conceito face ao nosso modelo, podemos ver que existe a possibilidade de que choques no investimento hoje tenham efeitos sobre a receita e o fluxo de caixa futuros das firmas. Em relação aos valores passados, dado que consideramos as defasagens ausentes do modelo como não sendo relevantes para o investimento corrente, consideramos que os mesmos não estão violando a condição de exogeneidade estrita. Logo, a consistência dos nossos estimadores pode não estar garantida.

Diante disso, testamos a estimação do nosso modelo pela metodologia de Arellano-Bond, adequada para a situação onde não é possível garantir a exogeneidade estrita das variáveis explicativas do modelo. A técnica consiste na estimação da equação em diferenças com a utilização das defasagens do nível das variáveis explicativas como instrumentos para as variáveis explicativas que julgamos não serem estritamente exógenas. A hipótese que ainda precisamos ter para garantir a consistência do estimador de Arellano-Bond é a exogeneidade seqüencial, segundo a qual valores passados das variáveis explicativas não podem afetar os erros correntes do modelo. Este conceito é mais fraco do que a exogeneidade estrita necessária para a consistência do estimador por efeito fixo que descrevemos acima, e bem adequado ao nosso modelo onde choques no investimento podem de fato ter correlação com valores futuros das nossas variáveis explicativas, mas cuja correlação com os valores passados das mesmas é bem menos provável.

Assim, se há alguma suspeita em relação à consistência dos nossos estimadores nas estimações por efeito fixo, podemos ser bem mais confiantes nas estimações pela metodologia de Arellano-Bond. Felizmente, os resultados obtidos segundo esta técnica são bem próximos daqueles obtidos inicialmente o que indica que provavelmente se havia viés nos nossos coeficientes, estes não eram relevantes. O resultado se manteve consistente, com o efeito da Selic sobre o investimento negativo estatisticamente significativo. Vale ressaltar que consideramos que apenas o risco país respeitava a hipótese de exogeneidade estrita enquanto todas as demais variáveis respeitavam apenas a hipótese de exogeneidade seqüencial.

Tabela 9: Estimação por Arellano-Bond

Variável Dependente: D(Investimento)			
Investimento (t-1)	0.103 (0.017)**	0.139 (0.003)***	0.199 (0.000)***
D(Cash Flow)	-0.001 0.677	0.002 0.307	0.003 0.152
D(Cash Flow (t-1))	0.002 (0.0038)**	0.003 (0.006)***	
D(Cash Flow (t-2))	0.002 (0.073)*		
D(Receita)	0.013 (0.051)*	0.013 (0.038)**	0.022 (0.001)***
D(Receita(t-1))	0.01 (0.093)*	0.020 (0.002)***	
D(Receita(t-2))	-0.011 (0.027)**		
D(Selic)	-0.132 (0.086)*	-0.151 (0.061)*	-0.161 (0.048)**
D(Risco)	-0.002 (0.075)*	-0.002 (0.023)**	-0.002 (0.031)**
Observations		1174	1174
Number of indice		264	264
p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

**6.1.
O BNDES**

Uma vez confiantes nos resultados encontrados em relação à influência dos juros sobre o investimento na economia, partimos para uma segunda fase do estudo. Buscamos qualificar um pouco mais o resultado testando heterogeneidades no efeito dos juros sobre o investimento das diferentes empresas da amostra. Neste sentido, testamos duas conjecturas: a hipótese das empresas que possuem linhas de crédito com o BNDES estarem sob menor influência dos juros de mercado no país e também das empresas que possuem acesso a crédito no exterior estarem na mesma situação.

A influência dos juros básicos da economia brasileira sobre a demanda por investimentos das nossas empresas certamente sofre interferência da política de distribuição de financiamentos subsidiados do BNDES. Esta constatação nos motivou a montar um segundo experimento sobre a base de dados que dispomos. A fim de tentar medir a influência do BNDES sobre o modo como a demanda por investimento das firmas reage ao nível dos juros no país, realizamos dois testes econométricos. O primeiro consiste na inclusão da taxa de juros cobrada pelo BNDES – TJLP em seus empréstimos ao setor privado na nossa regressão básica. O segundo teste foi feito através da inclusão, nas regressões acima, de uma variável referente à participação do BNDES como fonte de financiamento das empresas no experimento.

A inclusão da TJLP na equação do modelo base não apresentou significância estatística juntamente com a taxa Selic. A alta correlação entre a TJLP e a Selic, contudo pode ser a razão por trás deste resultado, na medida em que nossa inferência pode estar sendo prejudicada em função de multicolinearidade entre estas variáveis. A confiança nesta hipótese cresce na medida em que após a exclusão da taxa Selic do modelo, a TJLP se mostrou fortemente significativa independente do número de defasagens que utilizamos

para as demais variáveis explicativas do modelo e com a variância robusta à heterocedasticidade. O resultado das estimações feitas utilizando a TJLP como aproximação para o custo de capital das firmas se encontra na tabela abaixo:

Tabela 10: Modelo com a TJLP

	Variável Dependente: Investimento		
	A	B	C
Cash Flow	0.000	0.001	0.002
	-0.856	-0.749	-0.347
Cash Flow (t-1)	0.003	0.003	
	-0.192	-0.107	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	-0.205		
Receita	0.025	0.028	0.031
	(0.012)**	(0.003)***	(0.001)***
Receita (t-1)	0.016	0.016	
	(0.054)*	(0.031)**	
Receita (t-2)	-0.006		
	-0.540		
TJLP	-0.558	-0.445	-0.524
	(0.045)**	(0.086)*	(0.044)**
Risco	-0.021	-0.020	-0.024
	(0.013)**	(0.002)***	(0.004)***
Constant	0.235	0.226	0.236
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1545	1651	1651
Number of indice	308	316	316
R-squared	0.052	0.049	0.036
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

Seguiremos então para o segundo experimento. Nosso objetivo era tentar estimar o quanto o acesso a crédito subsidiado do BNDES amenizava o impacto negativo dos juros sobre o investimento das empresas. Neste sentido, para tentar captar o impacto do BNDES sobre o efeito inibidor dos juros sobre o investimento, tivemos que desenvolver uma maneira de medir a participação do BNDES como fonte alternativa de financiamento para as empresas. Dado que a

participação do BNDES no crédito das firmas é algo sobre o que não temos informações, fomos levados a construir uma medida para isso.

Diante desta dificuldade, optamos pela seguinte abordagem: fizemos uma pesquisa detalhada nos balanços de cada uma das empresas da nossa amostra em busca de informação, geralmente nas notas explicativas dos balanços, sobre as fontes de financiamento da firma. Pela dificuldade em compilar estes dados, analisamos os balanços apenas do último ano da nossa amostra (2005) e construímos uma variável binária “BNDES” que está ativa quando há no balanço da empresa linha de crédito ativa com o banco de fomento estatal. A variável que introduzimos no modelo a fim de testar como o BNDES afeta o impacto da Selic sobre o investimento das empresas é a interação da variável binária descrita acima com a taxa Selic, apresentada na tabela como “Selic*Bndes”. Das 334 empresas com dados disponíveis, 66% (239) delas tinham linhas de financiamento ativas com o BNDES em 2005.

Neste experimento, acrescentamos na equação, além da interação da taxa Selic com a variável BNDES descrita acima, a interação da TJLP com a variável BNDES com o intuito de controlar o experimento para o nível da TJLP. Na medida em que as empresas que se financiam no BNDES tomam suas decisões de investimento com base na TJLP, o nível desta taxa deve ser relevante para determinar a capacidade do BNDES de amenizar o impacto da Selic sobre o investimento. Assim, esperávamos obter um coeficiente mais preciso da variável “Selic*BNDES” ao incluir este controle na regressão.

Mesmo com todo nosso empenho em tentar medir satisfatoriamente a participação do BNDES, o coeficiente de interesse não apresentou significância estatística, apesar de apresentar o sinal positivo esperado (indicando que as firmas com acesso ao BNDES têm suas decisões de investimento menos afetadas pela política monetária). As dificuldades em medir a participação do BNDES como fonte de crédito barato as empresas são grandes e talvez outras metodologias sejam capazes de captar o efeito que queríamos identificar. Vale ressaltar que ainda que não tenha se mostrado significativo estatisticamente, o coeficiente da variável de interesse “Selic*BNDES” é positivo e de magnitude a praticamente a eliminar o efeito da Selic sobre o investimento das firmas que têm acesso ao crédito no BNDES. Além disso, a variável “TJLP*BNDES” apresentou o sinal esperado e significância estatística reforçando a relevância do nível da TJLP para

as firmas que tomam decisões de investimento com base em financiamentos do BNDES. É possível que com uma janela temporal mais longa e um efeito menor de multicolinearidade sobre a variância dos estimadores, obtenhamos melhores resultados deste experimento. Os resultados deste teste seguem na tabela abaixo.

Tabela 11: Estimando a influência do BNDES no canal de transmissão

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	-0.001	-0.001	0.001
	0.557	0.984	0.510
Cash Flow (t-1)	0.003	0.003	
	0.125	(0.006)***	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	0.183		
Receita	0.025	0.028	0.031
	(0.014)**	(0.000)***	(0.001)**
Receita (t-1)	0.015	0.016	
	(0.071)*	(0.002)***	
Receita (t-2)	-0.007		
	0.494		
Selic	-0.071	-0.169	-0.175
	0.637	0.197	0.243
Risco	-0.022	-0.024	-0.023
	(0.016)**	(0.010)**	(0.010)***
Selic* BNDES	0.103	0.192	0.175
	0.630	0.295	0.405
TJLP* BNDES	-0.961	-0.768	-0.815
	(0.079)*	(0.098)*	0.120
Constant	0.245	0.241	0.249
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1391	1483	1483
Number of indice	293	301	301
R-squared	0.082	0.077	0.057
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

6.2. O papel do crédito externo

Prosseguindo com a exploração dos dados disponíveis, consideramos que o acesso a crédito estrangeiro deveria ser outro fator a diminuir a influência dos juros no Brasil sobre a demanda por investimentos das firmas. Entretanto, mais uma vez, como precisamos de uma métrica para o acesso ao crédito externo das empresas, adotamos a mesma estratégia utilizada anteriormente para medir a disponibilidade de crédito no BNDES: analisando as notas explicativas dos balanços das firmas da amostra na parte referente aos créditos e financiamentos das companhias, construímos uma variável binária “Ext” ativa quando encontrávamos financiamento estrangeiro presente nas companhias. A pesquisa feita nos balanços disponíveis na CVM se restringiu também apenas ao último ano da amostra, 2005.

Das 334 empresas com dados disponíveis no período para as quais obtivemos informações sobre os balanços, 198 ou 58% delas apresentavam linhas de crédito estrangeiro ativas em 2005. Da mesma forma como ocorreu com o teste realizado com a variável binária “BNDES”, interagimos a variável construída com a Selic para obtermos uma estimativa de como o acesso ao crédito externo mudaria o impacto da Selic sobre o investimento de cada firma.

Este exercício não apresentou resultados conclusivos e as estimações seguem abaixo. Infelizmente os dados não nos permitem garantir a validade da conjectura que fizemos. Contudo, é possível que outras abordagens sejam mais bem sucedidas no sentido de documentar este efeito.

Tabela 12: O crédito externo

Variável Dependente: Investimento			
	A	B	C
Cash Flow	-0.002	-0.001	0.000
	0.098	0.360	0.984
Cash Flow (t-1)	0.004	0.004	
	(0.000)***	(0.002)***	
Cash Flow (t-2)	0.003		
	(0.004)***		
Receita	0.019	0.027	0.032
	(0.004)***	(0.000)***	(0.000)***
Receita (t-1)	0.013	0.012	
	(0.039)**	(0.042)**	
Receita (t-2)	-0.016		
	0.600		
Selic	-0.234	-0.070	-0.081
	0.151	0.647	0.602
Fisco	-0.014	-0.019	-0.017
	0.276	0.114	0.165
Selic* Ext	0.103	-0.140	-0.168
	0.596	0.447	0.366
Constant	0.207	0.208	0.213
	(0.000)***	(0.000)***	(0.000)***
Observations	1391	1483	1483
Number of indice	293	301	301
R-squared	0.072	0.064	0.035
Robust p values in parentheses			
* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%			

7 Conclusões

Este estudo utiliza uma metodologia alternativa em relação a estudos anteriores feitos sobre a economia brasileira para tratar dos determinantes do investimento no país. Acreditamos que os resultados encontrados aqui oferecem uma dimensão do efeito da política monetária sobre o investimento no Brasil, evidência não explorada de maneira direta ainda na literatura que trata os determinantes do investimento no Brasil, e nunca antes abordada ao nível da firma como fizemos. A utilização de dados desagregados nos permite ter maior controle do nosso experimento, coeficientes mais precisos e melhor tratamento do problema da endogeneidade presente nos estudos que utilizam dados agregados para explorar o tema. Com os resultados consistentes que obtivemos ao longo da pesquisa, consideramos o resultado obtido uma contribuição importante para a compreensão do efeito dos juros sobre o investimento na nossa economia.

Encontramos um efeito bastante significativo do nível dos juros sobre o ritmo de reposição do estoque de capital das empresas. Uma variação de 1% na media da Selic no ano afeta o investimento como proporção do estoque de capital das empresas em 0,15 pontos percentuais na direção oposta à variação dos juros. O resultado é próximo ao obtido por estudos similares realizados em outros países e, em relação aos estudos com dados agregados que existem para a economia brasileira, trata-se de um efeito consideravelmente maior.

Além disso, há indicativos de que o BNDES contribui para que o investimento no país sofra menor impacto da política monetária, principalmente pelos resultados que apontam para uma forte influência da TJLP sobre o investimento. Contudo, os resultados não são conclusivos e uma estimação mais precisa deste efeito seria uma extensão interessante do trabalho realizado aqui, assim como uma avaliação do impacto dos juros sobre outros componentes da demanda agregada como o consumo das famílias.

A política monetária é de fundamental importância para a estabilidade macroeconômica e deve manter o foco na sua missão de ter a inflação sob

controle. Missão esta que lhe é dada por todos nós enquanto cidadãos na medida em que a meta de inflação a ser perseguida pelo Banco Central é determinada pelo CMN – Conselho Monetário Nacional – e passível de ser alterada por decreto presidencial a qualquer momento do tempo. À autoridade monetária, cabe apenas cumprir o que lhe foi determinado pelo CMN. Sendo bem sucedido nessa tarefa, o Banco Central contribuirá para fornecer condições necessárias para que o Brasil possa acelerar seu crescimento de longo prazo de forma sustentada e não para frear os investimentos do setor privado.

Neste sentido, o resultado que apresentamos aqui deve ser uma contribuição no sentido apenas de quantificar o impacto da Selic sobre o investimento e não de justificar qualquer prescrição de política monetária. A compreensão melhor dos custos de eventuais subidas de juros certamente é relevante nas decisões de um Banco Central que busca minimizar flutuações de inflação e também de produto. Entretanto, vale ressaltar que certamente os benefícios associados à manutenção dos juros em níveis baixos caso possam ser mensurados superarão com folga os custos de eventuais medidas contracionistas. Afinal, o conforme os resultados obtidos aqui, o impacto dos juros sobre a demanda por investimento das firmas existe, mas um eventual descontrole monetário acompanhado de instabilidade macroeconômica certamente seriam bem mais nocivos ao investimento dos agentes privados no Brasil do que a política monetária praticada pelo Banco Central no intuito manter a inflação alinhada com a meta determinada pelo CMN.

Referências Bibliográficas

ARELLANO, M. AND S. BOND. “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Investment Equations” – **Review of Economic Studies** (58), pp.277-297, 1991.

BER, H., A. BLASS AND O. YOSHA – “Investment and Monetary Policy in an Open Economy: a Micro Data Analysis”, **mimeo 2000**.

BERNANKE, B. S. – “Irreversibility, Uncertainty and Cyclical Investment” – **The Quarterly Journal of Economics**, Vol. 98, No. 1 (Feb., 1993), pp. 85-106, 1993.

BERNANKE, BEN AND GERTLER, MARK – “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission” – **The Journal of Economic Perspectives**, Vol. 9, No. 4, pp. 27-48, 1995.

BOND, S., J. ELSTON, J. MAIRESSE AND B. MULKAY, “Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany and the UK: a Comparison using Company Panel Data”, **NBER Working paper No. 5900**, 1997.

CHIRINKO, R. S., “Business Fixed Investment Spending: Modeling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications”, **Journal of Economic Literature**, Vol. XXXI, pp. 1875-1911. 1993.

CHIRINKO, R. S., S. M. FAZZARI AND A. P. MEYER, “How Responsive is Business Capital Formation to its User Cost? An Exploration with Micro Data”, **Journal of Public Economics**, No. 74, pp. 53-80, 1999.

CLARK, P. K., GREENSPAN, A. AND GOLDFELD, S. M. – “Investment in the 70’s: Theory, Performance and Prediction.” – **Brookings Papers on Economic Activity**, Vol. 1979, No. 1, pp. 73-124, 1979.

DIXIT, A. AND PINDYCK – “Investment under uncertainty.” – **Princeton University Press**, 1994.

HALL, B. H., B. MULKAY AND J. MAIRESSE – “Firm-Level Investment in France and the United States: an Exploration”, **NBER Working Paper No. 7437**, 1999.

HALL, B. H., B. MULKAY AND J. MAIRESSE, “Firm level investment and R&D in France and the United States: A Comparison”, **NBER Working Paper No. 8038**, 2000.

HALL, R.E., JORGENSON, D.W., Tax policy and investment behavior, **American Economic Review** 57, 391-414, 1967.

HAUSMAN, J.A., “Specification tests in econometrics” – **Econometrica** 46, 1251-1271, 1978.

HUBBARD, GLEN – “Is there a credit channel for monetary policy?” – **Federal Reserve Bank of St. Louis**, Proceedings, pp. 63-77, May 1995.

JORGENSON, D. W. – “The theory of investment behavior.” In: FERBER, R. (ed.) **Determinants of investment behavior— New York: Columbia University Press**, 1967.

JORGENSON, D. W. – “Capital Theory and Investment Behavior” – **American Economic Review** , 53(2), pp. 247-59. Maio, 1963.

KAPLAN, S. N. AND L. ZINGALES, “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Finance Constraints?”, **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 112, pp. 169-215, 1997.

KAPLAN, S. N. AND L. ZINGALES, “Investment-Cash Flow Sensitivities Are Not Valid Measures of Financing Constraints”, **Quarterly Journal of Economics**, 115, pp. 707-712, 2000.

LUCAS, R.E., “Econometric policy evaluation: a critique.” In: **Brunner, K. and Meltzer, A.H. (Eds.), The Phillips Curve and Labor Markets, North-Holland. Amsterdam**, 19-46, 1976.

MELO, G. M. E JÚNIOR, W. R. – “Determinantes do Investimento Privado no Brasil: 1970-1995” – **Texto para discussão No. 605, IPEA** – 1998.

MODIGLIANI, F., MILLER, M. H. – “The cost of capital, corporate finance and the theory of investment.” – **American Economic Review**, v. 48, p. 201-297, 1958.

MYERS AND MAJLUF – “Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have” – **Journal of Financial Economics**, v. 13, 1984.

ROCHA, C. E TEIXEIRA, J. – “Complementaridade versus substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90.” **Revista Brasileira de Economia**, v.50, n.3, jul./set. 1996.

RONCI, M. – “Política econômica e investimento privado no Brasil (1955-82)” — Rio de Janeiro: **FGV**, 1991.

STUDART, G. – “Investimento público e formação de capital do setor privado no Brasil: análise empírica da relação de curto e de longo prazo durante o período 1972—1989” – **Rio de Janeiro, Dissertação de mestrado, PUC 1992**.

SOUZA, F. E. P. – “O investimento antes e depois do Plano Real.” *In*: VELLOSO, J. P. R. (org.) **O Real, o crescimento e as reformas** — Rio de Janeiro: J. Olympio p.95-121. 1996.

TOBIN, JAMES AND BRAINARD, WILLIAM C., - “General Equilibrium Approach to Monetary Theory” – **Journal of Money, Credit and Banking** 1, 15-29, 1969.

WHITED, T. M. – “Debt Liquidity Constraints and Corporate Investment: Evidence from Panel Data” – **Journal of Finance**, Vol. 47, No. 4, pp. 1425–1460. 1992.

WOOLDRIDGE – “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data” – **The MIT Press**, 2002.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)