

## DETERMINANTES DO INVESTIMENTO PRIVADO NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE PAINEL SETORIAL

Joana Duarte Ouro Alves<sup>\*</sup>  
Viviane Luporini<sup>\*\*</sup>

**Resumo:** Esse artigo analisa os determinantes do investimento privado no Brasil a partir de dados setoriais do período 1996 a 2005. As séries de formação bruta de capital fixo, comumente utilizadas nos estudos empíricos sobre o investimento agregado, eliminam os ajustamentos irregulares das unidades produtivas individuais devido ao processo de agregação. A utilização de dados setoriais, ao evitar a suavização presente na série agregada, pode ajudar na compreensão da dinâmica do investimento agregado. Os resultados encontrados revelam a importância do volume de recursos financeiros disponíveis para o investimento e a complementaridade entre investimento público e privado. Os resultados indicam ainda que as elevadas taxas de juros reais praticadas no mercado não afetaram o investimento do setor privado de forma negativa no período considerado, como seria esperado. As alternativas de financiamento do investimento a partir de recursos próprios e de crédito subsidiado parecem ter sido mais importantes. Como esperado, a instabilidade econômica afetou negativamente o investimento privado no período analisado.

**Palavras-Chave:** investimento privado, Brasil

**Abstract:** This paper analysis the main determinants of private investment in Brazil using panel data for the Brazilian industrial sector during 1996 through 2005. The aggregate series for business fixed investment spending commonly used in empirical studies of investment tends to eliminate irregular adjustments of capital by individual firms due to the aggregation process of the data. Using industrial sector data avoids this problem and may help to shed light on the dynamics of private aggregate investment spending in Brazil. The results emphasize the importance of the availability of financial resources for investment and the crowding in effect between private and public investment. Moreover, the results indicate that, for the period of analysis, the high real interest rate did not seem to affect private investment negatively as expected. Investment spending seems to depend more on internal resources to the firm and subsidized credit. As expected, economic instability affected investment spending negatively.

**Key words:** private investment, Brazil

**Área Anpec:** 3 (Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças).

**JEL Classification:** E22

---

<sup>\*</sup> Mestre em Economia pela Universidade Federal Fluminense (UFF).

<sup>\*\*</sup> Professora do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ).

## ***1. Introdução***

O nível, o padrão e o ritmo dos gastos de investimento em capital fixo são de fundamental importância para a compreensão da atividade econômica de um país. A volatilidade das decisões de investimento contribui para as flutuações econômicas e a falta de investimentos é muitas vezes entendida como a causa de baixas taxas de crescimento. No Brasil, a permanência da taxa de investimento em patamares abaixo dos 20% do Produto Interno Bruto (PIB), principalmente a partir de 1994, tem sido apontada como um dos principais fatores para a dificuldade de se alcançar taxas de crescimento mais elevadas, de forma sustentável.

Levando-se em conta os níveis históricos da taxa de investimento brasileira, para que o Brasil pudesse crescer de forma sustentável a taxas superiores a 5% ao ano, como já aconteceu no passado, analistas estimam que a taxa de investimento deveria ser superior a 21% do PIB. No entanto, a taxa de investimento em 2007 foi de 17,6%, considerado o nível mais alto dos últimos treze anos. Deste total, a participação relativa da formação bruta de capital fixo do setor privado representa cerca de 90%, devido à atualmente limitada capacidade de investimento do setor público. Assim, a compreensão dos determinantes do investimento privado é central para o entendimento da atividade econômica no Brasil. Sob essa perspectiva, estudos empíricos relacionados ao investimento privado estimulam e fornecem informações para discussões de política econômica.

A relação entre investimento privado e variáveis econômicas já foi verificada empiricamente por diversos trabalhos. Os estudos, de maneira geral, utilizam combinações das teorias de investimento existentes e dados de natureza macroeconômica. Dois dos principais trabalhos empíricos recentes que procuram identificar os determinantes do investimento privado no Brasil são os estudos de Melo e Rodrigues Júnior (1998) e Ribeiro e Teixeira (2001). Para a especificação de uma equação de investimento, os autores combinam diferentes teorias, como o modelo do acelerador, o modelo neoclássico, os efeitos da restrição de crédito, do investimento público e da instabilidade macroeconômica, e analisam o impacto dessas variáveis sobre o nível de investimento privado. Os resultados sugerem efeitos positivos da demanda agregada sobre o investimento, relação negativa entre investimento privado e público no curto prazo, influência positiva da disponibilidade de crédito e impacto adverso da instabilidade econômica sobre o investimento do setor privado no Brasil.

Caballero (1999), no entanto, chama atenção para o fato de que a análise do investimento agregado pressupõe a hipótese de que a agregação elimina as irregularidades dos ajustamentos em nível microeconômico. O autor ressalta a importância de se atentar para os ajustamentos irregulares das unidades produtivas individuais, o que pode causar divergências nas evidências empíricas resultantes de estudos agregados de investimento. Caballero (1993) sugere que dados microeconômicos podem ajudar a entender a dinâmica do investimento agregado. Nesse sentido, a proposta do presente artigo é utilizar um painel de dados de investimento dos principais setores da indústria da transformação brasileira (período de 1996 a 2005) para verificar em que medida os resultados obtidos pelos estudos agregados podem ser qualificados quando especificidades do investimento de cada setor industrial são levadas em consideração na estimação dos modelos.

## 2. Determinantes do Investimento

Os trabalhos empíricos sobre os determinantes do investimento consideram diversas variáveis apontadas pela teoria econômica como importantes para a formação de capital fixo. As teorias sobre os determinantes do investimento relacionam a aquisição de novas unidades de capital fixo a uma comparação entre custos e benefícios dessa aquisição. Na teoria Keynesiana, uma das primeiras a tratar o investimento como resultado de uma decisão, que responde a mudanças em outras variáveis econômicas, o investimento seria função da diferença entre a eficiência marginal do capital e seu custo de oportunidade, ao longo da vida útil do equipamento. O custo de oportunidade do capital seria dado pela taxa a ser paga para a obtenção de fundos para o financiamento ou decorrente da aplicação de recursos no mercado financeiro. Empiricamente, esse custo de oportunidade tem sido medido pela taxa real de juros. As flutuações do investimento e, por conseguinte, da demanda agregada, seriam resultantes da escolha intertemporal do empresário entre a retenção de ativos de liquidez universal (moeda), e a de empreender a criação de ativos de liquidez específica (investimento), decisão que é dada pela comparação entre a taxa de juros (“recompensa” pela renúncia à liquidez) e a eficiência marginal do capital (retorno esperado para o investimento), sob condições de incerteza.

Já o modelo do acelerador (e do acelerador flexível) assume uma relação proporcional entre o estoque de capital desejado, ou ideal, e o nível de produto, de forma que o investimento líquido seria proporcional a variações no nível do produto. Empiricamente, esses modelos apontam para a importância de variáveis representativas do produto e do nível de atividade econômica para o investimento. A ausência de preços no modelo do acelerador, particularmente a ausência de uma variável de custo do capital, deu origem à chamada teoria neoclássica do investimento, segundo a qual o estoque de capital fixo desejado seria uma função do nível do produto e do custo de uso do capital. Segundo Servén e Solimano (1993a), o custo de uso seria uma função dos preços dos bens de capital, custos financeiros líquidos de impostos, da taxa de impostos sobre os lucros e do valor descontado da taxa planejada de depreciação.<sup>1</sup>

A teoria  $q$  do investimento, introduzida ainda na obra de Keynes (1936) e revitalizada e elaborada por Tobin (1969), pode ser entendida como uma primeira tentativa de modelar a dinâmica do investimento a partir de valores expectationais. De acordo com a teoria  $q$ , as despesas de investimento relacionam-se positivamente com a razão entre o valor de mercado da firma e o custo de reposição do estoque de capital existente. Nesse sentido, o valor  $q$  deveria concentrar todas as informações relevantes ao investimento sendo seu único determinante, além de choques inesperados. No entanto, Chirinko (1993) mostra que, empiricamente, outras variáveis como produto e liquidez têm se mostrado relevantes, e o desempenho da teoria  $q$  pode ser considerado insatisfatório tanto em termos da significância da variável utilizada para expressar  $q$  quanto no ajustamento geral da equação de investimento.

Derivando-se a equação do investimento a partir de um problema de otimização da firma e assumindo-se que incrementos no estoque de capital estão sujeitos a custos de ajustamento (crescentes na taxa de investimento e avaliados em termos de perda de produto), o estoque de capital desejado equaciona o benefício marginal (preço-sombra do capital) e seu

---

<sup>1</sup>As dificuldades de se medir a taxa efetiva de impostos leva a maioria dos estudos empíricos, inclusive o presente artigo, a ignorar esse importante componente do custo do capital.

custo marginal, representado pelo custo do capital propriamente dito e pelo chamados “custos afundados” do investimento. Uma diferença entre o preço-sombra esperado do capital e seu preço relativo (líquido de impostos) estimularia a firma a investir. Do ponto de vista empírico, as dificuldades em se associar o preço-sombra do capital a variáveis diretamente observáveis têm limitado o uso deste aspecto teórico do investimento.

Do ponto de vista do financiamento do investimento, a existência de assimetria de informação, seleção adversa e problemas de incentivos podem levar ao racionamento de crédito e compor os custos do financiamento externo à firma. O problema de racionamento de crédito é particularmente relevante para as economias em desenvolvimento como o Brasil, sendo a disponibilidade de recursos financeiros para o investimento mais importante que o custo do financiamento [Ronci (1988)]. Nesse sentido, as condições externas de um país podem também afetar as decisões de investimento privado por meio da existência de compromissos financeiros externos, do influxo de capitais, da probabilidade de crises externas e, principalmente, através de mudanças na taxa real de câmbio. A relação entre câmbio e investimento é, no entanto, complexa: uma desvalorização cambial pode, no curto prazo, encarecer a importação de máquinas e equipamento afetando negativamente o investimento, mas incentivar as exportações, levando, no longo prazo, a maiores níveis de investimento no setor de bens comercializáveis. Já a variabilidade da taxa real de câmbio, como medida de incerteza, pode exercer um efeito adverso significativo na formação de capital.

Os trabalhos empíricos para o Brasil consideram também o papel do investimento público para o investimento privado. Teoricamente, o investimento público pode ter um papel fomentador do investimento privado, principalmente, se o investimento gera externalidades positivas no sentido de ampliar a produtividade geral da economia como ocorre, por exemplo, em alguns projetos de infra-estrutura. Por outro lado, o investimento público pode deslocar o investimento privado através de aumentos na taxa de juros doméstica. Em economias em desenvolvimento que enfrentam restrições financeiras, em particular, além de aumentos na taxa de juros, o setor público acaba utilizando recursos físicos e financeiros que, de outra forma, estariam disponíveis para o setor privado. Uma menor disponibilidade de crédito, por exemplo, acaba reduzindo o investimento da economia, pelo menos no curto prazo.

### ***3. Descrição dos Dados Setoriais e Modelo Estimado***

A regressão de dados em painel considera, simultaneamente, em um único modelo estatístico, dados em corte transversal de um conjunto de indivíduos (“cross-section”) em repetidas observações (série temporal). Por unir características de análise de seção transversal a características de análise intertemporal, o uso de dados em painel tem algumas vantagens, como o fato de considerar a heterogeneidade das unidades individuais (setores industriais), maior nível de informação sobre as variáveis, maior variabilidade, menos colinearidade, mais graus de liberdade e mais eficiência no uso de toda a informação possível, além de reduzir um possível viés que decorreria da agregação dos dados.

Foram utilizados nas estimações os dados fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) disponíveis na Pesquisa Industrial Anual (PIA/IBGE-2005) discriminados por setor de acordo com a classificação nacional de atividades econômicas (CNAE) para o período de 1996 a 2005. Essa periodização se deve à disponibilidade dos dados da PIA, a qual, a partir de 1996, sofreu alterações em termos da classificação da divisão de atividades e de metodologia de amostragem.

Os modelos estimados baseiam-se no seguinte modelo geral:

$$Inv_{it} = \alpha_i + \beta_1 Prod_{it-1} + \beta_2 Utcap_{it} + \beta_3 R_t + \beta_4 Cred_{it} + \beta_5 IG_t + \beta_6 Inst_t + \beta_7 EE_t + \beta_8 E_t + \varepsilon_{it}$$

onde,

*Inv* = *proxy* para os gastos com investimentos setoriais; os dados referem-se às Aquisições de Ativo Imobilizado (Máquinas e Equipamentos) dos setores industriais (Indústria de Transformação), em milhares de Reais, a preços de 2005.

*Prod* = *proxy* para o nível de atividade econômica setorial; os dados referem-se ao Valor Bruto da Produção Industrial por setor industrial, em milhares de Reais, a preços de 2005.

*Utcap* = nível de Utilização de Capacidade (%); as séries históricas de utilização de capacidade instalada (UTCAP), por setor industrial, são disponibilizadas pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), e foram compatibilizadas para a CNAE de acordo com informações fornecidas pelo IBGE. Como os dados originais possuem frequência trimestral, a série utilizada é formada pela média anual da utilização da capacidade instalada de cada setor da indústria da transformação.

*R* = Taxa de Juro Real (%); representa a taxa de juros nominal dos *Certificados de Depósito Bancário (CDB)*, deflacionada pelo *Índice Geral de Preços (IGP-DI)* e anualizada, fornecidas pelo Banco Central do Brasil (BCB).

*Cred* = Indicador de crédito; representado pelos Desembolsos de Crédito do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), disponíveis para cada setor da indústria da transformação, em milhões de Reais, a preços de 2005.

*IG* = Investimento Público; representado pela série *Capital Fixo - Formação Bruta – Administração Pública*, em milhões de Reais de 2005, utilizando-se o deflator implícito da Formação Bruta de Capital Fixo disponibilizado pelo IBGE/Sistema de Contas Nacionais 2000 Anual - SCN\_FBKFGN.

*Inst* = Indicador de Instabilidade Econômica;  $INST = (1 + P) + \Delta R + \Delta E$ , onde *P* é a taxa de inflação(em%)/100, medida pela variação do Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), divulgado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV); *R* é a taxa de juro real (definida acima) e *E* é taxa de câmbio (R\$/US\$), ambas divulgadas pelo Banco Central do Brasil.

*EE* = Restrição Externa; *proxy* utilizada é a série *Serviço da dívida/PIB (%)* – anual-DEPEC-BCB, Banco Central do Brasil (BCB).

*E* = Taxa de câmbio Real. Taxa de câmbio - R\$ / US\$ (comercial - venda – média, R\$) - BCB Boletim/BP, Banco Central do Brasil, multiplicada pela razão  $\frac{P^{EUA}}{P^{BR}}$ , onde  $P^{EUA}$  é o *Índice de Preços ao Consumidor* para o Estados Unidos (IPC - média 2000 = 100 - FMI/IFS – Internacional) e  $P^{BR}$  é o *Índice Geral de Preços* para o Brasil (IGP-DI ago. 1994 = 100 - FGV/Conj. Econômica ); ambos os índices de preços foram transformados para base 2005=100.

Para a análise econométrica, todas as variáveis, com exceção da taxa de juros, foram log-linearizadas utilizando-se o logaritmo natural e, quando apropriado, calculadas a preços constantes de 2005. A tabela 1 apresenta os setores da indústria de transformação brasileira, segundo a divisão de atividades, e a respectiva classificação CNAE, que identifica os setores industriais; a tabela 2 fornece as principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

**Tabela 1**  
Indústria da Transformação: Setores Industriais Brasileiros

CNAE	Indústria de Transformação
15	Fabricação de produtos alimentícios e bebidas
16	Fabricação de produtos do fumo
17	Fabricação de produtos têxteis
18	Confecção de artigos do vestuário e acessórios
19	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados
20	Fabricação de produtos de madeira
21	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel
22	Edição, impressão e reprodução de gravações
23	Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool
24	Fabricação de produtos químicos
25	Fabricação de artigos de borracha e plástico
26	Fabricação de produtos de minerais não-metálicos
27	Metalurgia básica
28	Fabricação de produtos de metal - exceto máquinas e equipamentos
29	Fabricação de máquinas e equipamentos
30	Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática
31	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos
32	Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações
33	Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios
34	Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias
35	Fabricação de outros equipamentos de transporte
36	Fabricação de móveis e indústrias diversas
37	Reciclagem

Fonte: IBGE (2007a).

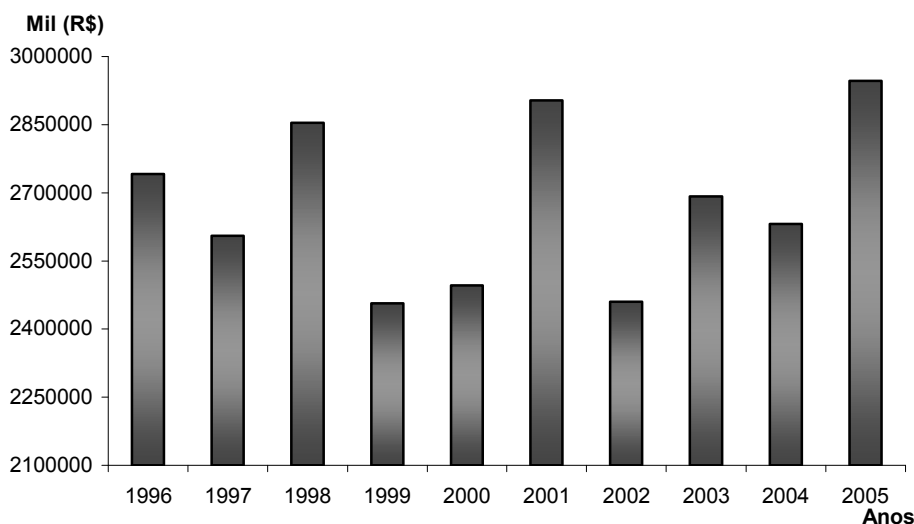
**Tabela 2**  
Estatísticas Descritivas

	Inv (R\$ Mil)	Prod (R\$ Mil)	Utcap (%)	R (%)	Cred (R\$ Milhões)	IG (R\$ Milhões)	EE (Índice)	E (R\$/US\$)
Média	2678698.	41251070	80.66257	9.421620	746.6330	36995.96	7.450000	2.059148
Mediana	1438792.	27333499	81.00000	8.696741	280.4364	35887.61	7.700000	2.089530
Máximo	14989105	2.18E+08	93.67500	25.25457	8373.261	50353.54	10.40000	3.077483
Mínimo	18978.51	259169.4	53.80000	-6.807173	0.757526	29739.97	3.100000	1.004242
Desvio Padrão	3057975.	43848002	6.312273	8.526939	1219.075	5714.228	2.338005	0.760121
Observações	230	230	230	230	230	230	230	230

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

A evolução da média do investimento setorial (aquisição média de ativos imobilizados por setor industrial em cada ano) no período pesquisado pode ser vista no gráfico 1, onde se verifica que a média do investimento dos setores industriais foi relativamente baixa nos anos de 1999, 2000 e 2002, em comparação aos outros períodos, o que pode ser reflexo do impacto das crises cambial, energética e instabilidades políticas no período, por exemplo.

**Gráfico 1**  
Evolução Anual da Média do Investimento Setorial



Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Como ocorre no estudo de séries de tempo, a existência de raiz unitária em dados de painel pode fazer com que as relações econométricas estimadas sejam espúrias. Para evitar esse problema, as variáveis foram submetidas aos testes de raiz unitária Levin, Lin e Chu (LLC), Im, Pesaran e Smith, (IPS), Fisher ADF e Fisher PP. O teste LLC assume a existência de uma raiz unitária comum, tal que  $\rho_i$  é idêntico para todas as “*cross-section*”, ou todos os setores industriais (onde coeficiente de autocorrelação é  $\alpha = \rho - 1$ ). Já os testes IPS, Fisher-ADF e Fisher-PP, assumem que o coeficiente  $\rho_i$  pode variar conforme o setor industrial em questão, caracterizando-se pela combinação de testes de raiz unitária individuais, derivando um resultado painel-específico. O número de defasagens em cada caso foi determinado pelo critério de informação de Schwarz (SC). Os resultados estão sintetizados na tabela 3.

**Tabela 3**  
Testes de Raiz Unitária - Variáveis em Nível

	Raiz Unitária Comum		Raiz Unitária Individual		Ordem de Integração
	LLC	IPS	Fisher ADF	Fisher PP	
<b>ln Inv</b>	-7.6521 <sup>a</sup>	-2.94015 <sup>a</sup>	83.0793 <sup>a</sup>	77.5651 <sup>a</sup>	I(0)
<b>ln Prod</b>	-8.03672 <sup>a</sup>	-0.36801	56.4353	77.0916 <sup>a</sup>	I(0) ou I(1)
<b>ln Utcap</b>	-6.07285 <sup>a</sup>	-2.35999 <sup>a</sup>	72.7484 <sup>a</sup>	89.7551 <sup>a</sup>	I(0)
<b>R</b>	-7.29845 <sup>a</sup>	-3.98498 <sup>a</sup>	88.1379 <sup>a</sup>	86.9769 <sup>a</sup>	I(0)
<b>ln Cred</b>	-11.3367 <sup>a</sup>	-5.6373 <sup>a</sup>	116.136 <sup>a</sup>	118.643 <sup>a</sup>	I(0)
<b>ln IG</b>	-18.0198 <sup>a</sup>	-8.90471 <sup>a</sup>	166.276 <sup>a</sup>	187.074 <sup>a</sup>	I(0)
<b>ln EE</b>	-10.643 <sup>a</sup>	-5.04583 <sup>a</sup>	104.72 <sup>a</sup>	276.016 <sup>a</sup>	I(0)
<b>ln E</b>	-5.3515 <sup>a</sup>	-0.00117	33.6665	34.2955	I(0) ou I(1)

<sup>(a)</sup> Indica rejeição da hipótese nula ao nível de 1% de significância.

<sup>(b)</sup> Indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância.

A análise dos resultados indica que a maior parte das séries é estacionária, ou seja, não apresenta raiz unitária. Para algumas variáveis, no entanto, como taxa de câmbio e produção industrial, os testes confirmam a ausência de raiz unitária comum, mas não eliminam a possibilidade de existir raiz unitária individual, ou seja, a média das estatísticas *t* de cada unidade do painel indica que as séries podem ser não-estacionárias. No caso da variável produção industrial, uma possível explicação para esse fato é justamente a heterogeneidade entre os diversos setores industriais, que, naturalmente, possuem dados de natureza quantitativa e qualitativa distintos, fazendo com que a média das estatísticas individuais forneça resultados que sugerem a existência de raiz unitária individual. No entanto, como a variável produção industrial exibe tendência temporal e, com base nos testes LLC e Fisher PP, optou-se por utilizar a variável em nível.

Vale ressaltar que, em relação às variáveis macroeconômicas (R, IG, INST, EE), os resultados para o período considerado (1996-2005) indicam que estas são estacionárias, não apresentam raiz unitária comum nem individual. A única exceção é feita em relação à série da taxa de câmbio (E), que precisa ser diferenciada para tornar-se estacionária.

Inicialmente, para identificar a viabilidade de utilização da metodologia de dados em painel, os modelos são estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com todas as unidades agrupadas (“*pool cross-section*” ou “*pooling*”), ou seja, sem levar em consideração possíveis efeitos setoriais específicos. A existência de fatores específicos em cada setor pode ser testada pela hipótese de que existem efeitos individuais significativos na regressão através de um teste de restrições conjuntas F. Se o valor da estatística F for superior ao valor crítico há evidências de que efeitos específicos setoriais estão presentes no modelo estimado [Greene (1999)].

Os resultados do teste F ( $H_0$ : efeitos fixos = 0) apresentados na tabela 4 sugerem que a utilização da metodologia de dados em painel fornece relevante ganho de informação, e, neste caso, a estimação por MQO (“*pooling*”) pode gerar resultados viesados. Sendo a metodologia de dados em painel mais adequada, a questão passa a ser a escolha do método de estimação, por efeitos fixos (EF) ou efeitos aleatórios (EA).



O teste de Hausman permite identificar a existência ou não de correlação entre o efeito individual e as variáveis explicativas. Verificada a presença de correlação, a estimação por efeitos fixos é mais apropriada; por outro lado, caso não haja correlação, o modelo de efeitos aleatórios é a melhor escolha [ver Greene (1999)]. O teste de Hausman foi aplicado aos modelos (ver tabela 4), e a estimação por efeitos fixos pareceu ser a mais apropriada, indicando a existência de correlação entre o componente individual do termo de erro e as variáveis explanatórias. Entretanto, nos modelos que utilizam mais de uma variável agregada, a variância do teste entre as unidades de corte transversal é inválida, fazendo com que a estatística de teste seja igual a zero.

Greene (1999) afirma ainda que no caso de estimações onde o número de unidades de corte transversal (N) for grande e o número de dados de séries temporais (T) for pequeno, a inferência estatística está condicionada às unidades de corte transversal observadas na amostra. Nesse caso, em que os dados utilizados não são extrações aleatórias de uma amostra maior, o modelo de efeitos fixos é o método de estimação mais adequado. Além disso, no modelo de efeitos fixos o estimador é robusto à omissão de variáveis explanatórias relevantes que não variem ao longo do tempo, e, mesmo quando a abordagem de efeitos randômicos é válida, o estimador de efeitos fixos é consistente, apenas menos eficiente. Portanto, a estimação por efeitos fixos pareceu ser a mais apropriada para os modelos de investimento setorial.<sup>2</sup>

#### **4. Principais Resultados**

As equações de investimento foram estimadas por efeitos fixos e são robustas para a presença de multicolinearidade entre as variáveis, sendo estimadas pelo método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) com ponderação para os indivíduos (setores industriais), o que torna o modelo também robusto a heterocedasticidade entre os termos de erro dos indivíduos. Além disso, os desvios-padrão foram calculados pela matriz de White (período) tornando-os robustos à correlação serial e heterocedasticidade na dimensão tempo do modelo. Os resultados são apresentados na tabela 4.

---

<sup>2</sup> Foram realizadas estimações dos modelos com dados agrupados (“*pooled regression*”), por efeitos fixos e por efeitos aleatórios, para cada uma das seis equações de investimento. No entanto, os resultados não foram reportados em virtude do elevado volume de informação (três estimações para cada equação, além dos coeficientes para cada um dos 23 setores industriais).

**Tabela 4**  
Equações de Investimento Setorial

<b>Estimação por Efeitos Fixos - Variável Dependente: ln Investimento Privado 1996 - 2005</b>						
Variáveis Explicativas <sup>(1) (2)</sup>	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5	EQ6
<b>C</b>	-1.91071 [-0.691414]	-3.40915 [-1.366477]	-7.28058 [-2.868632]*	-4.04450 [-1.441996]	-2.11848 [-0.799237]	-3.92152 [-1.984095]*
<b>ln PROD(-1)</b>	0.4902 [5.207495]*	0.17350 [5.939948]*	0.00460 [6.714193]*	0.15100 [6.021931]*	0.42520 [6.304357]*	0.04880 [8.773157]*
<b>ln UTCAP</b>	0.00000 [2.655494]*	0.00000 [4.012808]*	0.00000 [3.619872]*	0.00000 [2.217143]*	0.00000 [2.193355]*	0.00000 [2.430705]*
<b>R</b>	0.00860 [6.230669]*	0.00010 [6.476311]*	0.00040 [9.110468]*	0.02790 [6.370099]*	0.02960 [3.408211]*	0.01610 [2.722913]*
<b>ln CRED(-1)</b>	0.00000	0.00000 0.08161 [3.186953]* 0.00170	0.00000	0.00000	0.00080	0.00710
<b>ln IG(-1)</b>			0.33754 [3.99931]* 0.00010			
<b>ln INST</b>				-0.09697 [-3.49327]* 0.00060		
<b>ln EE(-1)</b>					-0.13923 [-3.614073]* 0.00040	
<b>Dln E(-1)</b>						-0.19601 [-6.013184]* 0.00000
<b>Teste F</b>	30.799811*	30.517756*	34.421353*	27.944349*	33.686374*	37.257543*
<b>p-valor</b>	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
<b>Teste de Hausman</b>	0.00000 1.00000	7.69735 0.10330	0.00000 1.00000	23.080887* 0.00010	10.992134* 0.02670	0.00000 1.00000
<b>R<sup>2</sup></b>	0.97895	0.97972	0.97903	0.97816	0.97886	0.97776
<b>R<sup>2</sup> Ajustado</b>	0.97605	0.97680	0.97600	0.97500	0.97581	0.97455
<b>Estatística DW</b>	1.70710	1.77195	1.74069	1.84598	1.79113	1.86850
<b>Estatística F</b>	336.737	334.525	323.196	310.025	320.540	304.361
<b>Prob (Estatística F)</b>	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
<b>Mecanismo de Correção</b>	MQG com ponderação	MQG com ponderação	MQG com ponderação	MQG com ponderação	MQG com ponderação	MQG com ponderação

(1) Estatística-t em [ ], seguida de p-valores.

(2) (\*) Variável estatisticamente significativa a 5%.

Os resultados da tabela 4 indicam que as variáveis quantitativas, produção industrial e utilização de capacidade, foram relevantes na explicação do investimento privado, apontando, como esperado, a demanda agregada como um fator determinante do investimento privado no Brasil. Os sinais encontrados para os coeficientes estimados foram positivos e significativos em todas as especificações, confirmando que aumentos na renda e na atividade econômica estimulam o investimento privado no país.

A taxa de juros real apresentou coeficiente positivo e significativo, contrariando o esperado pela teoria do investimento. No entanto, os coeficientes são de magnitude próxima a zero, indicando que, no período de 1996 a 2005, variações nos níveis da taxa de juros real não impactaram de forma efetiva o investimento do setor privado. Essa evidência também foi encontrada por Reis *et al* (1999), que estimam equações a partir de dados macroeconômicos para o período 1972-1996. Apesar da importância teórica do custo de oportunidade do investimento, a dificuldade de se encontrar coeficientes negativos e significativos para essa variável é bastante reportada na literatura, inclusive internacional (ver Chirinko, 1993). No caso do Brasil, o resultado encontrado para o efeito da taxa de juros sobre o investimento privado pode ser explicado pela prática comum das empresas brasileiras de recorrerem a recursos próprios para financiar o investimento. Terra (2003), por exemplo, reporta que o investimento das firmas brasileiras depende fundamentalmente do fluxo de caixa, resultado interpretado pela autora como uma indicação da existência de restrições financeiras ao investimento.<sup>3</sup> Uma vez decidida a ampliar o estoque de capital fixo, a empresa recorrerá ao capital próprio.

Uma outra explicação possível para o resultado encontrado para a taxa de juros pode estar relacionada à baixa disponibilidade de recursos. Como afirmado por Ronci (1988, p. 185), “em contraste com os países desenvolvidos, um dos principais entraves ao investimento nos países em desenvolvimento é muito mais a quantidade de recursos financeiros do que propriamente os seus custos”. Essa questão coloca-se relevante nas economias em desenvolvimento em virtude do baixo volume de recursos disponíveis para financiamento, dada a existência de racionamento de crédito por parte dos credores, e de um mercado de capitais ainda pouco desenvolvido, o que limita o financiamento do investimento privado ao uso de lucros acumulados e ao crédito bancário. Para Servén e Solimano (1993b), restrições de crédito podem afetar o investimento de forma direta, e antes mesmo dos impactos de mudanças nas taxas de juros, ou seja, apesar do custo de capital ser um fator determinante na escolha de projetos de investimento, essa análise pode se tornar secundária se a firma não tiver acesso aos recursos necessários para a implementação do investimento. Os resultados encontrados para o período recente (1996 a 2005) podem ainda estar relacionados às novas possibilidades de financiamento via abertura de capital por parte das firmas, mecanismo que, apesar de incipiente, vem crescendo nos últimos anos [ver Desafios (2006)].

A importância da disponibilidade de crédito sobre o investimento privado no Brasil é confirmada na estimação da equação 2 (tabela 4.4). Os resultados mostram que aumentos na oferta de crédito, por meio de elevações nos desembolsos de crédito do sistema BNDES destinados aos setores industriais, elevam o investimento nos períodos seguintes, indicando a relevância da existência de linhas de financiamento de longo prazo, com um montante de recursos estável, destinado a financiar os projetos de investimento do setor privado. O resultado obtido é compatível com os estudos de Sundararajan e Takur (1980), Blejer e Khan (1984), Garcia (1987), Left e Sato (1988), Studart (1992), Jacinto e Ribeiro (1998) e Ribeiro e Teixeira (2001).

Ratificada a evidência de que as empresas brasileiras enfrentam restrições de crédito, mostra-se relevante o incentivo às políticas públicas voltadas para a oferta de recursos, o desenvolvimento de alternativas e diversificação das fontes de financiamento direcionadas ao investimento privado no Brasil. O fortalecimento institucional do mercado de capitais

---

<sup>3</sup> Este tipo de evidência é apontada por Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) para o caso americano.

brasileiro, por exemplo, pode garantir que as firmas passem a ter acesso a um volume maior de crédito com menores custos e maiores prazos, destinados a financiar o crescimento de longo prazo do país.

O impacto do investimento público sobre o investimento do setor privado no Brasil, é testado na equação 3 (EQ3). O coeficiente da variável investimento público foi significativo e apresentou sinal positivo, indicando que o investimento público tende a complementar o investimento privado. A partir de dados macroeconômicos agregados, Studart (1992), Rocha e Teixeira (1996), Jacinto e Ribeiro (1998), Cruz e Teixeira (1999) encontram uma relação de “*crowding-out*” entre os investimentos público e privado no curto prazo, sugerindo a existência de uma competição por recursos físicos na economia brasileira. Já os resultados apresentados por Cruz e Teixeira (1999) apontam para complementaridade entre investimento público e privado no longo prazo, também a partir de dados macroeconômicos agregados.<sup>4</sup> Vale ressaltar que a relação entre investimento público e privado é complexa, e demanda análise específica que escapa ao escopo deste trabalho (para estudos detalhados da relação investimento público e privado, ver Ferreira e Araújo (2006)).

A equação 4 (EQ4) analisa o efeito da instabilidade econômica sobre o investimento dos setores industriais brasileiros. O coeficiente apresentou sinal negativo e significativo, sugerindo que períodos de alta instabilidade econômica (alta variabilidade da inflação, da taxa de juros e da taxa de câmbio) podem influenciar negativamente o investimento privado dos setores industriais, confirmando o efeito adverso desse fator sobre o investimento privado no Brasil no período recente e em níveis desagregados. Cardoso (1992) encontra efeitos negativos da instabilidade econômica sobre o investimento privado a partir de dados macroeconômicos agregados.

Em relação ao endividamento externo, a equação 5 (tabela 4) indica a existência de relação negativa entre investimento e serviços da dívida externa, ou seja, no período recente, a existência de restrições externas pode ter limitado o investimento do setor privado no Brasil. Esse resultado pode ser explicado pelo aumento do endividamento externo do setor privado na década de 1990 e redução da participação do setor público na captação de recursos e financiamento do investimento em períodos de crises externas nos anos recentes (1996 - 2005). Convém notar que, mais recentemente, a importância de restrições externas ao crescimento tem sido relativizada pelo expressivo aporte de recursos externos diretos ao país. Esse efeito não está captado na *proxy* para restrição externa utilizada neste trabalho a qual contempla a participação relativa dos serviços da dívida externa no PIB.

Finalmente, o coeficiente estimado para a taxa de câmbio foi significativo e negativo (ver EQ6 na tabela 4), sugerindo que uma taxa de câmbio mais desvalorizada desestimula a importação de bens de capital, pelo menos no curto prazo, e eleva os compromissos financeiros das empresas endividadas externamente. No longo prazo, o câmbio desvalorizado estimula o setor de *tradables*, podendo afetar positivamente o investimento.

Para avaliar especificidades de cada setor, estimamos a magnitude dos coeficientes de “efeitos fixos” setoriais. Cada coeficiente setorial estimado corresponde ao “efeito puro” de cada setor, ou seja, é a diferença do investimento médio de determinado setor, em relação à média anual por setor, que não é devida a variações nas variáveis dependentes [ver Greene

---

<sup>4</sup> Verificamos se o investimento público teve impactos setoriais específicos estimando-se a interação entre os identificadores do setor industrial e a variável investimento público. O coeficiente não se mostrou significativo, indicando a ausência de impactos setoriais específicos.

(1999, p. 565)]. Assim, o coeficiente representa o investimento realizado que está relacionado aos fatores específicos de cada setor industrial, independente das variáveis inseridas no modelo.

A tabela 5 exhibe os coeficientes setoriais encontrados. Observa-se que os sinais dos coeficientes variam de acordo com os setores, além de exibirem magnitudes distintas entre setores e entre modelos. Os setores que apresentam coeficientes positivos<sup>5</sup> realizaram investimentos relativamente superiores aos outros setores no período em questão, independentemente de mudanças nas variáveis explicativas consideradas no modelo.

**Tabela 5**  
Coeficientes: Efeitos Fixos Setoriais

Setores	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5	EQ6
15	0.48134	0.30463	0.37164	0.16344	0.37796	0.17750
16	-0.67889	-0.35100	-0.57854	-0.51022	-0.63251	-0.51563
17	0.18708	0.10124	0.16476	0.17032	0.18507	0.17052
18	-0.98512	-0.89121	-0.97092	-0.93025	-0.96703	-0.93458
19	-0.62208	-0.61999	-0.61237	-0.59990	-0.61604	-0.60259
20	0.25131	0.21978	0.28466	0.37010	0.29160	0.36476
21	0.58460	0.43019	0.53955	0.54244	0.57717	0.54315
22	-0.07574	0.03430	-0.07411	-0.09434	-0.08336	-0.09302
23	1.04589	1.06296	0.97251	0.88834	0.99856	0.89459
24	0.33753	0.23610	0.24090	0.08297	0.25655	0.09389
25	0.27663	0.21383	0.23692	0.21487	0.26035	0.21696
26	0.47585	0.43226	0.45811	0.44197	0.46612	0.44336
27	0.70023	0.51334	0.62248	0.55913	0.66030	0.56422
28	-0.17037	-0.21303	-0.19722	-0.20237	-0.17749	-0.20147
29	0.20234	0.08700	0.15636	0.07315	0.16065	0.07890
30	-0.90239	-0.63699	-0.83364	-0.73503	-0.85010	-0.74171
31	-0.05113	-0.05003	-0.03592	-0.05896	-0.05726	-0.05769
32	-0.24131	-0.21851	-0.24477	-0.29623	-0.26227	-0.29301
33	-0.39147	-0.17273	-0.30773	-0.18627	-0.32726	-0.19452
34	0.75193	0.59643	0.67916	0.55284	0.68804	0.56154
35	-0.50141	-0.71039	-0.46838	-0.43379	-0.48130	-0.43616
36	-0.30353	-0.25396	-0.28569	-0.27414	-0.29546	-0.27493
37	-0.37128	-0.11421	-0.11776	0.26192	-0.17228	0.23591

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados.

Um exemplo seria o setor 23 (setor responsável pelo refino de petróleo e derivados), que exhibe coeficiente de 1.04589 no primeiro modelo (vide tabela 5). Este resultado pode ser uma indicação de que as especificidades da indústria petrolífera, por exemplo, são determinantes no momento da efetivação do investimento, e os fatores específicos deste setor, que também determinam as decisões de investir, contribuíram para que o investimento realizado, no período considerado, fosse superior à média dos outros setores.

Uma das possíveis especificidades inerentes ao setor 23 é a magnitude da indústria do petróleo, que exige a realização de vultuosos gastos de investimento, relativamente superiores aos observados na indústria da transformação como um todo. Além disso, a busca pela auto-

<sup>5</sup> Setores com coeficientes positivos: 15, 17, 20, 21, 23, 24, 25, 26, 27, 29, 34.

suficiência no mercado de petróleo pela estatal Petrobrás também pode ter contribuído para o desempenho relativamente superior dos investimentos do setor. Essas características, por exemplo, são ignoradas ao se estimar modelos de investimento agregado, mas é levada em conta na estimação em painel.

Por outro lado, setores que exibem coeficientes negativos<sup>6</sup> são aqueles que, sem levar em conta variações nas variáveis explicativas utilizadas, tiveram um nível de investimento inferior à média anual por setor. Estes setores também possuem fatores específicos que contribuíram para o seu desempenho, como o setor 18 (confecção de artigos do vestuário e acessórios), por exemplo, que foi consideravelmente prejudicado pela abertura comercial dos anos 1990, em virtude, principalmente, da exposição à concorrência com os produtos de origem chinesa, fator que não é levado em conta nas estimações dos modelos agregados.

Além disso, o setor 18 apresenta baixa intensidade tecnológica [ver IEDI (2006)], o que pode ter influenciado o nível de investimento do mesmo, assim como o de outros setores com a mesma característica, no período considerado. De acordo com IEDI (2006), o reconhecimento do papel que a tecnologia ocupa no crescimento, desenvolvimento e competitividade das empresas é essencial. Na abordagem microeconômica, firmas intensivas em tecnologia conseguem explorar novas oportunidades mercadológicas, criar novos mercados, utilizar melhor os recursos do que suas concorrentes, inovar mais e, por conseguinte, obter maior produtividade. É de se esperar, portanto, que os determinantes do investimento de setores industriais com diferentes níveis de tecnologia sejam diferenciados, apresentando características e magnitude distintas.

Os setores da indústria brasileira que apresentaram coeficientes setoriais reduzidos, bem próximos de zero, nos diversos modelos estimados (setor 31 - fabricação de máquinas, aparelhos e material elétrico - por exemplo), investem relativamente mais de acordo com as mudanças nas variáveis explicativas, ou seja, possuem poucos efeitos específicos e estão relativamente bem representados pelos modelos estimados. Os setores que parecem estar mais bem representados pelos modelos (nos quais os coeficientes específicos são menores) são 17, 22, 29, 31, com destaque para este último (máquinas, aparelhos e materiais elétricos). Já os setores que possuem mais especificidades (setores 23 e 18, por exemplo) tendem a apresentar coeficientes setoriais mais elevados, indicando que investem conforme outros fatores, além dos previstos nos modelos empíricos.

Por fim, uma análise comparativa dos modelos sugere que a equação 2, que testa a hipótese da existência de restrições de crédito, fornece coeficientes setoriais de menor magnitude para um grande número de setores, seguida pela equação 4, que contém o indicador de instabilidade, indicando que estes dois modelos talvez sejam os que refletem melhor o investimento dos setores da indústria de transformação brasileira. O caso do setor 29 “Máquinas e Equipamentos” é emblemático neste aspecto (ver tabela 5). Assim, pode-se inferir que as variáveis crédito e instabilidade, dois dos indicadores apontados pela teoria econômica como determinantes do investimento nos países em desenvolvimento, também estão inseridas nos modelos que mais explicam o investimento na economia brasileira.

---

<sup>6</sup> Setores com coeficientes negativos: 16, 18, 19, 28, 30, 32, 33, 35, 36.

## 5. Comentários Finais

O presente artigo analisou os principais determinantes do investimento privado no Brasil a partir de uma análise de painel dos dados da indústria de transformação do período 1996 a 2005. Como indicado anteriormente, dada suavização dos dados de investimento provocada pela agregação, uma das motivações do artigo foi a tentativa de utilizar informações sobre a formação bruta de capital fixo do setor privado brasileiro através de dados desagregados e, portanto, menos sujeitos à suavização.

Os modelos de investimento estimados confirmaram a relevância das variáveis quantitativas, produção industrial e utilização de capacidade, na explicação do investimento privado, apontando novamente a demanda agregada como uma importante variável explicativa nos modelos de investimento. A relação encontrada entre taxa de juros e investimento privado foi positiva e significativa nos modelos setoriais, mas o coeficiente encontrado é próximo de zero, sugerindo que elevações nas taxas de juros reais, nos anos de 1996 a 2005, não exerceram impacto negativo sobre investimento privado. Essa evidência empírica, que aparentemente contraria a teoria econômica, pode estar relacionada às condições de financiamento do investimento privado no país, que em virtude do baixo volume de recursos disponíveis limita o investimento das firmas à utilização de lucros acumulados e ao crédito bancário.

Os resultados setoriais mostraram, ainda, que aumentos na oferta de crédito, por meio de elevações nos desembolsos de crédito do sistema BNDES destinados aos setores industriais brasileiros, elevaram o investimento privado nos períodos seguintes, confirmando a hipótese de que as empresas brasileiras dependem dos recursos financeiros de longo prazo, disponibilizados pelas agências de fomento oficiais. Também foi verificada uma relação positiva entre investimento público e privado no período recente (1996/2005), sugerindo que o aumento do investimento privado dos setores industriais estaria condicionado a maiores níveis de investimento público em infra-estrutura, capazes de elevar a produtividade geral da economia, combinados com medidas de controle financeiro sobre as contas públicas, evitando o surgimento de “*déficits*” fiscais que pudessem reduzir o volume de recursos financeiros que estariam disponíveis para o investimento do setor privado.

O efeito da instabilidade econômica sobre o investimento dos setores industriais brasileiros foi significativo e negativo, ratificando o efeito adverso da instabilidade sobre o investimento privado no Brasil, inclusive em níveis desagregados. Esta evidência confirma a hipótese de que a realização do investimento pressupõe estabilidade, econômica e política, que permita ao empresário fazer previsões com relativa segurança. Além disso, a existência de instabilidade também pode ser um fator prejudicial para o financiamento do investimento, pois gera incerteza e prejudica as fontes de recursos de longo prazo. A relação negativa entre taxa de câmbio diferenciada e investimento também reflete a aversão à incerteza e à instabilidade por parte do empresário, pois o resultado sugere que períodos de alta volatilidade da taxa de câmbio exercem impacto negativo sobre o investimento privado no país. Uma taxa de câmbio mais desvalorizada também desestimula a importação de bens de capital e eleva os compromissos financeiros das empresas endividadas externamente, o que reduz o investimento da economia.

Os resultados também indicaram que a existência de restrições externas pode ter limitado o investimento do setor privado no Brasil no período recente. A existência de dívidas

internacionais requer a transferência de recursos para o exterior que, sob condições de financiamento limitado e redução da participação do setor público na captação de recursos e financiamento do investimento em períodos de crises externas, levou à redução de recursos para a efetivação do mesmo.

Por fim, os coeficientes setoriais estimados (efeitos individuais dos setores da indústria da transformação brasileira) sugerem que determinados setores, como o setor responsável pelo refino de petróleo e derivados (23) e o setor de confecção de artigos do vestuário e acessórios (18), apresentam características específicas que não são consideradas nas estimações dos modelos de investimento agregado. Estes fatores específicos mostraram-se relevantes na determinação do investimento privado, fazendo com que a média de investimento dos setores com maiores especificidades varie de forma significativa em relação à média anual de investimento por setor, independente de mudanças nas variáveis inseridas no modelo.

Assim, em virtude do elevado número de setores da indústria da transformação brasileira, as especificidades inerentes a cada setor, e, conseqüentemente, o grande número de coeficientes estimados para cada um deles, mostra-se relevante a elaboração de trabalhos posteriores que direcionem o estudo do investimento privado no Brasil para o comportamento de cada setor industrial. A realização de análises comparativas entre os modelos de investimento, em função da maior ou menor adaptabilidade da equação e das variáveis utilizadas à realidade de cada setor industrial também é essencial para entender a dinâmica do investimento destes setores.

## 6. Referências Bibliográficas

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. (2007). Economia e Finanças. Séries Temporais. Disponível em <http://www4.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>
- \_\_\_\_\_. (2004). Relatório de Inflação. Indústria: capacidade produtiva e investimentos. Setembro, p. 21-27. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/?RELINF>
- BERNANKE, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty and cyclical investment. *Quarterly Journal of Economics*. v. 98, feb, p.85-106.
- BLEJER, M.; KHAN, M. (1984). Government policy and private investment in developing countries. *IMF Staff Papers*. n.31 (2), jun, p.379-403.
- CABALLERO, R. J. (1999). Aggregate investment. In: TAYLOR, J. B. e WOODFORD, M. *Handbook of Macroeconomics*. v. 1. Elsevier Science.
- \_\_\_\_\_. (1993) On the dynamics of aggregate investment. In: SERVÉN, L. e SOLIMANO, A. (eds.) *Striving for growth after adjustment*. The World Bank.
- CARDOSO, E. (1992). O investimento privado na América Latina. *Revista de Economia Política*, v. 12, n. 4 (48), out-dez.
- CHIRINKO, R. S. (1993). Business fixed investment spending: modeling strategies, empirical results, and policy implications. *Journal of Economic Literature*. v. 31, dec, p.1875-1911.



- CRUZ, B. O.; TEIXEIRA, J. R. (1999). The impact of public investment on private investment in Brazil, 1947-1990. *Cepal Review*. v. 67, abr, p.75-84.
- DESAFIOS (2006). Revista Desafios do Desenvolvimento. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Edição 19, Ano 3, fev, Reportagem Mercado Engessado. Por Ottoni Fernandes Jr., de São Paulo.
- DICKEY, D.; FULLER, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*. v. 49 (4), jul, p.1057-1072.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. (1996). H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, p.813-836.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. (2007). Divisão de Gestão de Dados (DGD). Disponível em [http://www2.fgv.br/dgd/asp/dsp\\_FGVDADOS.asp](http://www2.fgv.br/dgd/asp/dsp_FGVDADOS.asp)
- FAZZARI, S.; HUBBART, R.; PETERSEN, B. (1988). Financing constraints and corporate investment, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 141-95.
- FERREIRA, P. C. e C. H. ARAÚJO. On the economic and fiscal effects of infrastructure investment in Brazil. *Ensaios Econômicos EPGE* no. 613-06, 2006.
- GARCIA, E. (1987). *Neo-keynesian models in planning and macroeconomic policies: the experience of ILPES*. Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC). Santiago do Chile.
- GREENE, W. H. (1999). *Econometric Analysis*. 3ª Edição, Prentice-Hall, New Jersey.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. IBGE. (2007). Sistema de Contas Nacionais Consolidadas. Disponível em <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/referencia2000/2005/default.shtm>
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. IBGE. (2007a). Pesquisa Industrial Mensal. Empresas. Disponível em <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/pia/empresas/defaultempresa2005.shtm>
- INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL. IEDI. (2006). *Concentração e desigualdade na evolução da indústria: análise setorial e por intensidade tecnológica*. Março, 2006. Disponível em [http://www.iedi.org.br/admin\\_ori/pdf/20060310\\_ind\\_tec.pdf](http://www.iedi.org.br/admin_ori/pdf/20060310_ind_tec.pdf)
- JACINTO, P.; RIBEIRO, E. (1998). Co-integração, efeitos *crowding-in* e *crowding-out* entre investimento público e privado no Brasil: 1973-1989. *Teoria e Evidência Econômica*. Passo Fundo. v.6 (11), nov, p.143-156.
- KEYNES, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest, and money*. New York: A Harvest BHI Book.

- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*. v. 54, p.159-178.
- LEFF, N.; SATO, K. (1988). Estimating investment and savings functions for developing countries, with an application to Latin America. *International Economic Journal*. v.2 (3), p.1-17.
- MELO, G. M.; RODRIGUES JR, W. (1998). *Determinantes do investimento privado no Brasil: 1970-1995*. Texto para discussão n. 605. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília. 35 p.
- RIBEIRO, M. B.; TEIXEIRA, J. R. (2001). An econometric analysis of private-sector investment in Brazil. *Cepal Review*. n.74, ago, p.153-166.
- ROCHA, C.; TEIXEIRA, J. (1996). Complementariedade versus substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90. *Revista Brasileira de Economia*. v.50(3), jul/set, p.378-384,.
- RONCI, M. V. (1988). Uma nota sobre a especificação da função de investimento agregado para países em desenvolvimento. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro. v.42 (2), abr/jun, p.179-194.
- \_\_\_\_\_. (1991). *Política econômica e investimento privado no Brasil (1955-82)*. Rio de Janeiro: FGV.
- SERVEN, L. SOLIMANO, A. (1993). *Striving for growth after adjustment: the role of capital formation*. The World Bank.
- \_\_\_\_\_. (1993a). Private investment and macroeconomic adjustment: a survey. In: SERVÉN, L. e SOLIMANO, A. (eds.) *Striving for growth after adjustment*. The World Bank.
- STUDART, G. (1992). *Investimento público e formação de capital do setor privado no Brasil: análise empírica da relação de curto e de longo prazos durante o período 1972-1989*. Rio de Janeiro: PUC Dissertação de Mestrado.
- SUNDARARAJAN, V.; THAKUR, S. (1980). Public investment, crowding out and growth: a dynamic model applied to India and Korea. *IMF Staff Papers*. v. 27 (4).
- TERRA, C. M. (2003). "Credit constraints in Brazilian firms: evidence from panel data." *Revista Brasileira de Economia*, v.57 (2), abr/jun, p.443-464.
- TOBIN, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit, and Banking*. v.1 (1), p.15-29.