

DETERMINANTES DA FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO NO BRASIL: 1996-2011

Rodrigo da Rocha Gonçalves¹

Marcelo de Oliveira Passos²

Gibran Teixeira³

Diogo Sá Carvalho⁴

Área temática: Temas especiais.

Resumo: O objetivo deste artigo é analisar quantitativamente os determinantes macroeconômicos da formação bruta de capital fixo (*proxy* para o investimento) no Brasil no período 1996-2011. A análise dos dados foi realizada por intermédio da estimação de um modelo vetorial de correção de erro (VECM), para verificar - por meio de estimativas de funções de impulso-resposta (FIR) e do teste de causalidade de Granger - a relação entre a formação bruta de capital fixo e outras variáveis macroeconômicas, tais como poupança interna, crescimento do PIB, inflação, poupança externa e taxa de juros. O teste de causalidade de Granger indicou uma causalidade unidirecional entre: (i) o investimento e o crescimento do PIB, com significância de 1%, (ii) a poupança interna e investimento, com uma significância de 10%, (iii) a inflação e investimento, com 10% de significância (iv) taxa de juros e de investimento, com uma significância de 10%. As FIRs e o modelo VECM mostraram que a resposta da formação bruta de capital fixo foi mais sensível aos choques na poupança doméstica do que aos choques nas outras variáveis. Assim, existe um suporte empírico para medidas que incentivem a poupança privada e do governo. Percebe-se também a sensibilidade significativa do investimento aos choques na taxa de juros e na inflação.

Palavras-Chave: Formação bruta de capital fixo; modelo vetorial de correção do erro (VECM), teste de causalidade de Granger; crescimento de longo prazo.

Classificação JEL: E20, E22, C23.

Abstract: The objective of this paper is to analyze quantitatively the macroeconomic determinants of gross fixed capital formation (proxy to investment) in Brazil in the period 1996-2011. Data analysis was performed by estimating a vector error correction model (VECM) to verify, through estimations of impulse-response functions (FIRs) and Granger causality test, the relationship between gross fixed capital and others macroeconomic variables such as domestic savings, GDP growth, inflation, foreign savings and interest rate. The Granger causality test indicated a unidirectional causality between: (i) investment and GDP growth, with significance of 1%, (ii) domestic savings and investment, with a significance of 10%, (iii) inflation and investment, with 10% significance; (iv) interest rate and investment, with a significance of 10%. The VECM model's FIRs showed that the responses of gross fixed capital formation was more sensitive to shocks to domestic savings than the other variables' shocks. Thus, there is an empirical support for measures that

¹ Doutorando do PPGE/PUC/RS. Professor Assistente do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis da Universidade Federal do Rio Grande (FURG). Mestre em Economia Aplicada pela UFPel. E-mail: rrochagoncalves@gmail.com.

² Professor adjunto do Mestrado em Organizações e Mercados/ Economia Aplicada da Universidade Federal de Pelotas (UFPel). Doutor em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: profpassos@uol.com.br.

³ Professor Adjunto do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis da Universidade Federal do Rio Grande (FURG). Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). E-mail: tgibran@hotmail.com

⁴ Mestrando em Organizações e Mercados/Economia Aplicada (UFPel). Mestre em Geografia pela Universidade Federal do Rio Grande FURG. E-mail: diogocarvalho@vetorial.net

encourage private savings and government. One can also see the significant sensitivity of gross fixed capital to interest rate and inflation shocks.

Key Words: Gross fixed capital formation; vector correction model (VECM); Granger causality test; long-run growth.

JEL Classification: E20, E22, C23.

1. Introdução

O presente artigo tem por objetivo a identificação do impacto das variáveis macroeconômicas taxa básica de juros, inflação, poupança externa, poupança interna e taxa de crescimento do PIB na formação bruta de capital fixo no Brasil no período de 1996 a 2011. A pesquisa fundamenta-se teoricamente no papel desempenhado pela poupança e pelo investimento no processo de crescimento, tal como foi descrito pelo modelo de Solow. Nesse sentido, estima-se um modelo vetorial de correção de erro (VECM – *Vectorial Error Correction Model*) que incorpora as variáveis mencionadas.

No entendimento de autores como Bacha (1989) Amadeo e Montero (2004) e Giambiagi (2002), Silveira (2004) e Alves e Luporini (2008), a taxa de investimento reduziu-se no Brasil a partir do final da década de 80, em função de fatores conjunturais, tais como: i) a crise do endividamento externo; ii) o elevado grau de incerteza mensurado pela inflação; iii) o desajuste fiscal; iv) as elevadas taxas de juros para a concessão de crédito de longo prazo; e v) as baixas taxas de poupança interna.

O artigo foi estruturado em quatro seções, das quais esta introdução é a primeira. Na segunda, descrevem-se as políticas públicas de incentivo a formação bruta de capital fixo no Brasil para o período analisado neste trabalho. Na terceira abordam-se as teorias do investimento, além de estudos empíricos a partir das duas teorias. Na quarta seção, apresentam-se a base de dados e as variáveis de estudo, os testes econométricos e os resultados do modelo VECM e os seus principais resultados. Finalmente, na quinta seção são feitas as considerações finais do artigo.

2. Investimento, poupança e crescimento econômico

A primeira subseção faz uma breve discussão sobre o papel do investimento nos modelos neoclássico de crescimento e o modelo de crescimento endógeno. A segunda subseção aborda o controverso papel da poupança no processo de crescimento econômico.

2.1. O papel do investimento no crescimento econômico: modelos neoclássico e de crescimento endógeno.

O investimento é um dos componentes mais voláteis do PIB e pode ser classificado em três categorias: (i) investimento em residências: novas habitações que os indivíduos compram ou alugam de terceiros; (ii) investimento em estoque: são os bens estocados pelas empresas, entre tais, matéria-prima e componentes, trabalho em processo e bens acabados; e (iii) investimento em capital fixo: inclui equipamentos e as construções que as empresas adquirem para utilizar na produção. O investimento em residências depende positivamente do preço dessas; o investimento em estoques⁵ depende positivamente da demanda agregada e negativamente da taxa de juros⁶ e os determinantes de longo prazo do comportamento do investimento em capital fixo vem sendo explicados, basicamente, por quatro classes de modelos: (i) os que seguem a tradição do modelo neoclássico de Solow (e possuem caráter mais “macro”), (ii) os que se inspiram na teoria do crescimento endógeno (que incorporam importantes variáveis “micro” relacionadas à produtividade); (iii) os que seguem a tradição keynesiana de Harrod-Domar; (iv) os modelos de dois e três hiatos (que são puramente “macro” e não incorporam variáveis relacionadas a preços ou suas variações, tais como taxa de juros, de câmbio e inflação) .

A taxa de investimento desempenha um papel duplo na atividade econômica: i) faz parte da composição do PIB (pela ótica da despesa) e ii) é o propulsor da capacidade produtiva de um país no longo prazo, pois um aumento na taxa de investimento alavanca a produção de bens e serviços.

Embora no curto prazo, as flutuações na demanda determinem o nível do PIB, no longo prazo, é o crescimento da oferta agregada da economia que induz as variações das taxas de crescimento dos PIBs reais em quaisquer de suas bases (total, per capita, por trabalhador etc.). Com efeito, as teorias do crescimento e os trabalhos empíricos relacionados ao lado da oferta da economia se desenvolveram ao ponto de, nas últimas duas décadas, ter ocorrido um vertiginoso aumento de pesquisas teóricas e empíricas que investigam a relação entre o investimento, a produtividade e crescimento econômico de longo prazo. As bases teóricas destes estudos estão associadas, sobretudo, a duas escolas fundamentais do pensamento

⁵ O investimento em estoques decompõe-se em investimento planejado e em investimento não planejado. O primeiro consiste em estoque que normalmente os empresários desejam manter para suprir as demandas futuras. O segundo ocorre quando a economia sai do equilíbrio e, com isso, nos momentos de crescimento ou de recessão da atividade econômica ela apresenta ciclos de estoques.

⁶ Isto é, quanto maior é o nível de demanda agregada, maior deverá ser o investimento planejado em estoque. Por outro lado, quanto maior a taxa de juros menor será o investimento em estoque.

econômico: o modelo neoclássico de Solow (1956 e 1957) e a nova teoria do crescimento (ou teoria do crescimento endógeno) desenvolvida por Romer (1986, 1987 e 1990), Lucas (1988) e Grossman e Helpman (1991).

Conforme Stiroh (2000), no início o modelo neoclássico se concentrou na análise de investimentos em ativos tangíveis, que estimulam a acumulação de ativos físicos capazes de promover o crescimento econômico. Na história econômica mais recente, contudo, o conceito de investimento privado em ativos tangíveis foi ampliado no sentido de incluir as despesas privadas de investimento em capital humano, pesquisa e desenvolvimento e investimentos⁷ (públicos, privados ou de natureza híbrida) em infra-estrutura pública. Embora o conceito de investimento tenha assumido um sentido mais amplo, a literatura internacional permanece voltada para a tradição neoclássica, na qual os benefícios do investimento se traduzem em expansão da produtividade ou dos salários. A Nova Teoria do Crescimento se distanciou do modelo neoclássico e passou a tratar de canais alternativos de produtividade por meio dos quais o investimento afeta o crescimento. Os adeptos desta escola valorizam alguns tipos de investimentos capazes de gerar maiores externalidades e contribuir de modo mais efetivo, por meio de spillovers de produção ou difusão de tecnologia, com a produtividade. Os modelos na tradição de Solow e os inspirados pela Nova Teoria do Crescimento estão de acordo no tocante à centralidade do papel do investimento e da acumulação de capital para o crescimento econômico. Todavia, as diferenças existentes entre ambos os modelos influem no grau de importância atribuído ao efeito do investimento na produtividade e no crescimento econômico.

A seção 3 mostra que a literatura empírica internacional reforça estas diferenças.

2.2. O papel da poupança no processo de crescimento econômico: uma questão controversa

Os resultados empíricos do modelo econométrico da seção 4 mostraram que, no caso brasileiro, existe causalidade de Granger unidirecional entre a poupança interna e investimento. A análise das funções de impulso-resposta obtidas por meio de um modelo VECM mostraram que a resposta da formação bruta de capital fixo foi mais sensível aos choques na poupança doméstica do que aos choques nas outras variáveis.

⁷ Públicos, privados ou de natureza híbrida, como nas parcerias público-privadas ou viabilizadas por *project finance*.

A relação de longo prazo entre as taxas de poupança e investimento e as de crescimento do PIB real sempre intrigaram os teóricos do crescimento econômico. A fórmula de Harrod-Domar, definida nos anos 40, reforça a crença de que o aumento da taxa de poupança acelera o crescimento do produto real. Ocorre que o próprio Harrod desenvolveu uma teoria alternativa que sugeria que o crescimento de longo prazo seria determinado pela taxa natural de crescimento. Assim sendo, o crescimento equilibrado seria o resultado de uma rara coordenação (no “fio da navalha”) entre a taxa de poupança, a relação capital/produto e a taxa natural. Este problema levantado por Harrod estimulou duas soluções diversas na década de 50: a desenvolvida por Kaldor (na qual Pasinetti se inspirou para seus aperfeiçoamentos) e outra formulada por Solow e enriquecida mais tarde por Samuelson e Modigliani.

Kaldor admitiu que a propensão média a poupar dos capitalistas fosse maior do que a dos trabalhadores, postulando que a distribuição de renda conduziria a taxa média de poupança média ao equilíbrio de fio da navalha.

Solow supôs uma taxa de poupança constante s , uma taxa de crescimento constante g da força de trabalho e uma função parecida com uma Cobb-Douglas que descreveria uma economia com dois insumos: trabalho e capital. Concluiu que a taxa de crescimento do produto convergiria para g . Este resultado acabava por prever a estagnação da produtividade média do trabalho no longo prazo, pois não existia o fator progresso tecnológico na função de produção de Solow. Tal ausência foi compensada depois com a adoção da hipótese auxiliar de ocorrência de inovações Harrod-neutras⁸. Com isto, a taxa de crescimento do produto real convergiria para $g+m$, a taxa de Harrod.

Quase duas décadas foram necessárias para resolver uma questão da teoria econômica suscitada pelo modelo de Solow: a de que a taxa de crescimento do produto no longo prazo independia da taxa de poupança (que era exógena). A chamada controvérsia Cambridge-Cambridge tentou em vão verificar se a relação capital/produto se ajustaria a taxa de poupança de modo a se ter $s/v=g$, tal como preconizava o modelo de Solow, ou ocorreria o inverso. Tal questão não era tão importante quanto previam os participantes da controvérsia. O resultado apontou para duas conclusões infrutíferas que eram exatamente os pontos de concórdia destes participantes: no longo prazo, a taxa de crescimento do produto real independe da taxa de poupança e que o produto por trabalhador ativo converge para a

⁸ Supondo progresso tecnológico, o crescimento da oferta de unidades de trabalho se daria a uma taxa $g+m$ e esta taxa excederia a taxa de crescimento do número de trabalhadores.

estagnação. As colocações de Simonsen (1991) são elucidativas para sumarizar a importância da poupança para ao crescimento econômico:

A controvérsia Cambridge-Cambridge, com os modelos de Solow, Kaldor-Pasinetti e a síntese de Samuelson e Modigliani, também pouco adicionou de prático a teoria do crescimento econômico. **O fulcro da discussão era saber se a relação capital/produto era quem se adaptava à taxa de poupança, como no modelo de Solow, ou se a taxa de poupança era quem se ajustava à relação capital/produto, como no de Kaldor-Pasinetti**⁹. E, acessoriamente, discutir se a taxa de lucro convergia ou não para a relação g / s_c entre a taxa de crescimento da força de trabalho e a taxa de poupança dos capitalistas. A mediação de Samuelson e Modigliani serviu apenas para mostrar que era possível a adaptação lado a lado. Mas, em qualquer dos modelos, a conclusão era uma versão dignificada pela produtividade do capital do modelo ricardiano de estado estacionário: a taxa de crescimento do produto por trabalhador convergia para zero, qualquer que fosse a taxa de poupança. Diga-se, de passagem, essa conclusão era ratificada por modelos de equilíbrio dinâmico numa economia com vários setores, como o de Von Neumann e suas variantes. O mérito dos modelos em questão era revelar que, na ausência de progresso tecnológico, o produto per capita não poderia crescer geometricamente. Obviamente, nas décadas de 50 e 60 nenhum economista de peso era capaz de ignorar o potencial do progresso tecnológico. A maneira mais simples de descrevê-lo era admitir que a função de produção mudasse no tempo, o que abria espaço para o crescimento geométrico sustentado da produtividade do trabalho. O problema é que, nesses modelos, o progresso tecnológico caía do céu. **Mais ainda, a taxa de crescimento a longo prazo da economia dependia essencialmente da taxa de progresso tecnológico, pouco ou nenhum papel se reservando a taxa de poupança.**” (Simonsen, 1991 , p. 37, grifos dos autores).

O modelo de Solow não explicava casos notórios de crescimento acelerado e por isso suas conclusões intrigavam o mundo acadêmico. Alguns dos países que cresceram mais rapidamente na segunda metade do século XX, como Japão, Coréia do Sul, China e Alemanha, registraram altas taxas de poupança, de modo que alguns economistas eram céticos em relação o modelo de Solow e preferiam ficar com a fórmula de Harrod-Domar.

$$n_y = \frac{1}{Y} \frac{dY}{dt} = \frac{s}{v} \quad (1)$$

Onde s é a taxa de investimento, c a relação capital/produto. Nessa versão, a fórmula não passava de uma tautologia, baseada na definição de relação incremental capital/produto,

$$\frac{dY}{dt} = \frac{1}{v} \frac{dK}{dt} \quad (2)$$

⁹ Esta discussão reflete, no longo prazo, as controvérsias na literatura teórica e empírica sobre poupança e investimento no prazo. Os fundamentos da teoria de curto prazo da poupança e do investimento correspondem, por um lado, à hipótese formulada por Keynes de que o investimento possui precedência causal sobre a poupança e à conhecida “hipótese da poupança prévia” formulada pelo neoclássico Irving Fisher. Os resultados da seção 3 reforçam a segunda hipótese.

e também no conceito de taxa de investimento: $\frac{dK}{dt} = sY$ (3)

Pelas fórmulas acima, a aceleração do crescimento econômico dependeria de duas orientações de política de desenvolvimento: i) medidas que estimulassem a taxa de investimento líquido s pelo aumento da poupança interna e pelo reforço da poupança externa; e ii) medidas que reduzissem a relação capital/ produto v pela melhoria da alocação de recursos. Alguns modelos desenvolvidos nas décadas de 90 e 2000 estão reabilitando a teoria do crescimento de Solow. Estes modelos defendem investimentos em recursos materiais ou humanos para conseguir o progresso tecnológico.

As taxas de investimento dos países estão intrinsecamente relacionadas com as estimativas de crescimento econômico dos mesmos. Esta relação não foi reconhecida pela controvérsia Cambridge-Cambridge por que os seus modelos recorrem ao pressuposto irrealista de que a taxa de progresso tecnológico é exógena. Lucas (1988) corrigiu este problema introduzindo o capital humano na função de produção. Para Lucas, quanto menores forem as taxas de desconto das utilidades do consumo futuro, maiores serão as taxas de poupança, os investimentos em capital humano e as taxas de crescimento a longo prazo são o resultado conjunto de menores taxas de desconto das utilidades do consumo futuro.

3. Investimento e crescimento: revisão dos estudos empíricos

Esta revisão mostra que há um conjunto de variáveis que norteiam o desempenho, no longo prazo, do investimento. Contudo, nenhum dos estudos mencionados a seguir contraria a hipótese de uma influência pequena - e muito menos de uma influência negativa - da formação de capital fixo sobre o crescimento. Também não há na literatura sobre o assunto nenhum estudo que isole apenas a influência das variáveis macroeconômicas previstas na literatura teórica, sobre a formação de capital fixo e o crescimento. Este artigo pretende suprir tal lacuna.

A opção de ampliar o conceito de investimento e de melhorar as medidas de investimento e de acumulação de capital utilizadas na investigação empírica, ajudou a alargar o escopo, já então um tanto estreito, do modelo neoclássico de Solow. Este caminho foi o adotado por autores como Jorgenson (1963) Oliner e Sichel (2000), Jorgenson e Stiroh (2000) e Jorgenson (2004). Conforme Fairholm (2004), as séries temporais anuais de longo prazo até o primeiro quinquênio dos anos 2000, mostravam que a acumulação de ativos tangíveis e o crescimento da força de trabalho explicavam mais de 80% da dinâmica de crescimento econômico. O acúmulo de ativos tangíveis, problema central deste artigo, foi o fator

explicativo mais relevante deste processo. Jorgenson (2004) apontou que "o investimento em ativos tangíveis é a mais importante fonte de crescimento econômico nos países do G7. A contribuição da entrada de capital excede a da produtividade para todos os países em todos os períodos".

A tabela 1 explicita que as taxas de investimento, no Brasil, passaram de 20,2%, a média anual na década de 80, para 16,53% no período 2000/2008. Também mostra que: (i) há quase duas décadas o país exibe taxas de investimento e poupança doméstica sofríveis na comparação internacional; (ii) nos anos 90, os baixos patamares de poupança doméstica e investimento foram acompanhados por baixas taxas de crescimento; (iii) no período 2000-2008, continuamos exibindo baixas cifras de poupança e investimento, contudo, a taxa de crescimento médio foi, em termos históricos, bastante razoável e ficou acima dos países da amostra. Nesse período registrou-se a expansão das exportações e a consequente obtenção de saldos comerciais recordes.

Tabela 1: Comparativo internacional investimento, poupança doméstica e crescimento

<i>Investimento, Poupança doméstica e Crescimento do produto, média em % do PIB</i>				
Período/País	1972-1979	1980-1989	1990-1999	2000-2008
<i>Investimento</i>				
CHINA	27,62	29,23	32,78	38,93
INDIA	16,03	20,1	22,77	28,4
ITALIA	25,1	23,04	19,81	20,8
JAPÃO	33,3	29,66	28,87	23,44
FRANÇA	23,4	20,66	19,1	19,98
ALEMANHA	23,65	21,97	22,12	18,72
PORTUGAL	27,39	27,21	24,17	23,51
BRASIL	20,9	20,2	18,7	16,53
<i>Poupança interna</i>				
CHINA	30,75	35,38	41,49	45,53
INDIA	18,13	19,91	22,62	28,82
ITALIA	25,03	22,79	22,53	21,25
JAPÃO	34,90	32,02	30,71	25,01
FRANÇA	24,63	19,68	20,14	20,38
ALEMANHA	23,12	20,19	20,19	22,78
PORTUGAL	18,64	19,74	17,12	15,62
BRASIL	15,15	18,08	17,02	16,32

<i>Taxas de crescimento do produto</i>				
CHINA	6	9,96	9,99	10,18
INDIA	2,81	5,57	5,62	7,6
ITALIA	4,13	2,45	1,42	0,82
JAPÃO	4,67	3,81	1,49	1,29
FRANÇA	3,76	2,38	1,85	1,63
ALEMANHA	3,06	2,01	2,31	1,18
PORTUGAL	4,62	3,21	2,91	0,92
BRASIL	8,26	3,02	1,64	3,72

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do NYU Development Research Institute.

No Brasil, é possível destacar os trabalhos empíricos de Mello e Junior (1998), Casagrande (2002) e Silveira (2004), Alves e Luporini (2008), Bonelli (2011) e Pastore, Pinotti e Pagano (2011).

Com o propósito de identificar empiricamente os principais determinantes do investimento privado no Brasil de 1970 a 1995, Mello e Junior (1998) realizaram um estudo com base nos modelos de acelerador para países em desenvolvimento. Os autores também utilizaram a estimação de um modelo vetorial de correção de erro, com intuito de captar os determinantes de curto e longo prazos. Os resultados que obtiveram demonstram que a instabilidade inflacionária ocasionou impacto negativo maior sobre os investimentos privados do que a taxa de juros real. Adicionalmente, os autores demonstraram que os investimentos público e privado apresentaram correlação positiva, sobretudo os dispêndios com infraestrutura. Os autores indicaram ainda que o setor público pode estimular o investimento privado no Brasil, por meio da manutenção de taxas de juros básicos em patamares razoáveis e da manutenção da taxa de inflação sob controle.

Com o objetivo de mostrar como os estudos empíricos têm analisado o papel das restrições financeiras e do comportamento do investimento das firmas, Casagrande (2002) analisou diversas contribuições para a teoria do investimento. O autor mostrou que o modelo neoclássico explica melhor as decisões de investimento das empresas. Mas ao mesmo tempo limita sua própria capacidade de verificar o papel das variáveis financeiras ao manter as noções de mercados atuando em concorrência perfeita e firma representativa. A abordagem da assimetria de informações evidencia o viés da interpretação dada pelo modelo neoclássico aos determinantes do investimento privado, que subestimam o impacto das vendas e superestimam o papel do custo de capital.

Em uma abordagem sobre as diferenças de investimento entre os estados brasileiros, Silveira (2004) elaborou um modelo para identificar os determinantes e as diferenças do investimento privado entre estados brasileiros. Utilizando uma metodologia de painel para dados anuais do período 1996-2001, a autora testou variáveis relativas à demanda agregada, aos custos dos fatores, ao sistema financeiro, aos investimentos públicos, à instabilidade econômica e à despesa pública. Mostraram-se significativas as variáveis relativas ao custo dos fatores, à instabilidade econômica e aos investimentos públicos, que se relacionaram de forma adversa com os investimentos privados. Por outro lado, variáveis relativas ao preço do fator mão-de-obra, às vendas da indústria e às operações de crédito não se mostraram significativas para o modelo estimado pela referida autora. Em tal análise foi utilizada uma metodologia econométrica de painel, com efeitos fixos e efeitos aleatórios, para os estados brasileiros para os anos de 1996 a 2001. Os resultados esperados, segundo a autora, diferiram daqueles aplicados aos países desenvolvidos e por isso são interessantes para serem aplicados a países em desenvolvimento.

Também utilizando um modelo econométrico para dados em painel, Alves e Luporini (2008) trataram do investimento privado analisando os seus determinantes para a economia do Brasil, a partir de dados setoriais, para o período de 1996 a 2006. Os resultados indicaram que as taxas de juros reais praticadas no mercado não afetaram negativamente o investimento privado tal como a teoria do investimento de curto prazo sugere¹⁰. Para esta variável pesaram na determinação do investimento recursos próprios das firmas e os juros menores proporcionados por políticas creditícias pontuais. Já a instabilidade econômica, representada por uma *proxy* que combina a taxa de inflação e a taxa de câmbio, afetaram negativamente os níveis de investimento, tal como a teoria padrão da determinação da renda prevê.

Bonelli (2011) investigou os determinantes microeconômicos do investimento para o período de 1996 a 2007. Os resultados encontrados se coadunaram com os dos outros trabalhos aqui resumidos. As decisões de investimento foram afetadas positivamente pela menor volatilidade das variáveis macroeconômicas, pelos investimentos em construção de infra-estrutura, pela redução no custo do capital (facilitando o acesso aos bens de capital e ao crédito), pela redução dos tributos incidentes sobre o investimento e pela elevação na utilização da capacidade produtiva. O autor também menciona que, por outro lado, quando as incertezas conjunturais se elevam, cai o estímulo do empresário investir (os *animal spirits*).

¹⁰ Cabe mencionar que, conforme será mencionado na seção 4, em análises de longo prazo a relação entre formação de capital e taxa de juros não possui a condição de regularidade empírica que apresenta em estudos aplicados de curto prazo.

Outro ponto levantado por Bonelli (2011), diz respeito à influência das baixas taxas de crescimento sobre o investimento privado. Essas taxas reduzidas impedem a ampliação das economias de escala nas firmas, inibindo o processo de mudança tecnológica e de aprendizado empresarial.

Para Pastore, Pinotti e Pagano (2011) existe um nível de poupança doméstica insuficiente para financiar os investimentos. Quando há necessidade de investimentos maiores, o que costuma ocorrer no Brasil é a absorção de poupanças externas, o que gera déficits nas contas correntes. Na visão deles, o país apresenta há décadas uma regularidade empírica na qual se verifica que as poupanças externas são frequentemente usadas no financiamento da expansão da formação bruta de capital fixo. Nesse sentido, os autores defendem a seguinte *rationale* para o caso brasileiro:

Quanto mais elevados em proporção do PIB forem os déficits em contas-correntes, mais rapidamente cresce o passivo externo líquido em proporção ao PIB, e mostramos neste trabalho evidências de que o câmbio real de equilíbrio do Brasil se deprecia com o aumento do passivo externo em proporção ao PIB. Para permitir a elevação das importações líquidas, absorvendo poupanças externas, o câmbio real tem que se valorizar. É isso que ocorre por algum tempo em resposta a um aumento da taxa de investimentos. Porém o crescimento do passivo externo leva depois de algum tempo à depreciação do câmbio real, truncando aquele processo. (Pastore, Pinotti e Pagano, 2011, p. 163).

Os autores concluem defendendo a elevação da poupança doméstica como forma de acelerar sustentavelmente as taxas de crescimento. Citam o exemplo da Austrália, país que cresceu a taxas elevadas, com taxas de investimento expressivas e conviveu com altos déficits nas transações correntes. A Austrália conseguiu canalizar a poupança externa decorrente da geração destes déficits para o financiamento do investimento. O Brasil nunca conseguiu desenvolver este processo com eficiência e de forma temporalmente consistente.

4. Abordagem econométrica dos determinantes da formação bruta de capital fixo no Brasil 1996-2011

Nesta seção abordam-se os determinantes da formação bruta de capital fixo no Brasil 1996-2011. A primeira subseção descreve as variáveis do modelo e as fontes primárias dos dados. A segunda subseção apresenta os testes econométricos e análise dos resultados do modelo VECM, sobretudo os resultados do Teste de Granger e as conclusões derivadas da observação das funções de impulso-resposta (FIRs).

4. 1. Base de dados e variáveis de estudo

Objetivando analisar os determinantes do investimento no período em questão, e ainda, verificar as relações de precedência causal entre variáveis como, por exemplo, investimento e crescimento do PIB, especificamos as variáveis do modelo, partindo de uma desagregação da poupança total em poupança doméstica e privada. A inspiração para fazer isso é poder captar melhor a influência das duas poupanças sobre a acumulação de capital, tal como faz o modelo de dois hiatos. Por uma questão de delimitação do problema analisado e de robustez econométrica do modelo¹¹, os autores se concentraram apenas nos determinantes macroeconômicos presentes da formação de capital. Por isso, incluíram-se duas variáveis macroeconômicas que normalmente não figuram nos modelos à la Solow: a taxa de juros básica e a inflação (utilizada como *proxy* para captar a incerteza).

Tendo como base as teorias do investimento, recorreu-se a utilização de um modelo VECM, com o conjunto de variáveis trimestrais¹² mencionadas abaixo:

- A série de formação bruta de capital fixo¹³ em unidades monetárias (κ) equivale ao investimento total descontado a variação de estoques. A fonte primária desta série é o IBGE¹⁴.
- A série de poupança externa (σ_x), em percentual do PIB, corresponde ao déficit em transações correntes do balanço de pagamentos e tem como fonte primária o Banco Central do Brasil.
- A série da poupança doméstica (σ_d), em unidades monetárias, corresponde a soma das poupanças pública e privada, tem como fonte primária o IBGE.
- A série da taxa de crescimento do PIB real (g), em variação percentual trimestral, corresponde às variações do PIB real deflacionado pelo IGP-DI. A fonte desta série é o IPEADATA.
- A série de taxa de juros (i), em variação percentual trimestral, representa a taxa Selic definida pelo Comitê de Política Monetária do Bacen. Os cálculos foram feitos pelos autores a partir dos dados do Banco Central do Brasil.

¹¹ Sobre tudo no que diz respeito à especificação das variáveis que o compõem.

¹² A fonte secundária de todos os dados, à exceção da taxa de juros Selic, foi o IPEADATA.

¹³ Doravante utilizaremos para esta variável termos intercambiáveis como acumulação de capital, investimento e formação de capital.

¹⁴ Todas as variáveis têm como período base o primeiro trimestre de 1996.

- A série taxa de inflação (π), em variação percentual trimestral do IGP-DI, representa a incerteza no cenário macroeconômico brasileiro. A série foi extraída da Revista Conjuntura Econômica, editada pela Fundação Getúlio Vargas do Rio de Janeiro.

Estas variáveis foram escolhidas com base nos modelos teóricos e empíricos que descrevem o papel da poupança e do investimento nos processos de crescimento de longo prazo. Da classe de modelos inspirados pelas considerações seminais de Solow surgiu a intenção de testar empiricamente a relação de precedência causal entre poupança e investimento. Do modelo de dois hiatos deriva a ideia de desagregar a poupança total em poupança doméstica e externa e também relacioná-las com a formação bruta de capital fixo¹⁵. A partir de tal embasamento teórico na escolha das variáveis fundamentais - necessário mesmo quando se utilizam modelos ateóricos como os da classe VAR e VECM¹⁶ - adicionou-se a variável taxa de juros para testar a hipótese negada por muitos estudos empíricos de relação de longo prazo entre ela o investimento e também a inflação como *proxy* para capturar a incerteza¹⁷.

4. 2. Testes econométricos e análise dos resultados dos modelos VAR e VECM

O primeiro procedimento, a ser realizado antes da aplicação do modelo VAR ou VECM e da interpretação das funções de impulso e resposta, é a realização do teste da raiz unitária¹⁸.

Com o intuito de verificar a estacionariedade das séries temporais utilizadas na estimação dos determinantes do investimento desta seção e do teste de causalidade de Granger-Newbold da seção seguinte, realizaram-se os testes de raiz unitária de Dickey- Fuller aumentado (ADF) e de Philips-Perron (PP). Utilizou-se um intercepto e adotou-se a hipótese

¹⁵ Ao contrário do que uma enganosa análise de *prima facie*, baseada simplesmente em identidades macroeconômicas, pode supor, a literatura empírica demonstra que, em processos de crescimento dinâmicos e de longo prazo, nem sempre há relação significativa entre as poupanças externa e doméstica, a taxa de juros e o investimento agregado.

¹⁶ Estes modelos desenvolvidos por Sims (1980) seguem a escola econométrica inglesa, desenvolvida por Hendry (1987) e Spanos (1989). Esta escola critica a posição da escola clássica (capitaneada por Koopmans *apud* Hallet, 1989) que defende a adoção, como ponto de partida para a modelagem econométrica, um dado enfoque teórico. A escola inglesa e a abordagem de Sims, também conhecida por defender a “medida antes da teoria”, considera que é preciso “deixar os dados falarem” ao invés de impor modelos teóricos à dinâmica dos dados.

¹⁷ A necessidade de embasamento teórico nas estimativas obtidas nos modelos VAR e VEC é defendida por alguns autores.

¹⁸ A noção de teste de raiz unitária para o conceito de estacionariedade de uma série temporal, para maiores detalhes sugere-se ver Hamilton (1994).

nula que as variáveis são integradas de primeira ordem, $I(1)$. Portanto, apresentam raiz unitária.

Tabela 1: Teste da raiz unitária

CRITÉRIO	VARIÁVEIS	EM NÍVEL		EM PRIMEIRA DIFERENÇA	
		Estatística t	p-valor	Estatística t	p-valor
ADF	κ	0.883034	0.9947	-10.51207	0.0000
PP	κ	0.28267	0.9755	-6.999658	0.0000
ADF	σ_x	-1.546841	0.5035	-3.444134	0.0000
PP	σ_x	-1.260556	0.6426	-3.574635	0.0000
ADF	σ_d	1.463667	0.9990	-4.143717	0.0000
PP	σ_d	-0.834936	0.8020	-10.53838	0.0000
ADF	i	-3.436271	0.0137	-3.204223	0.0000
PP	i	-2.683211	0.0826	-9.067644	0.0000
ADF	g	-3.929828	0.0033	-6.131282	0.0000
PP	g	-31.30496	0.0011	-66.62560	0.0001
ADF	π	-5.172525	0.0001	-8.357134	0.0000
PP	π	-5.228152	0.0000	-17.80115	0.0000

Fonte: Elaboração dos autores a partir de testes realizados no E-views 7.

Os resultados da tabela 2 permitem afirmar, com significância de 10%, que as séries g , i e π são estacionárias em nível. Por outro lado, percebe-se que, também a nível de significância de 10%, as séries κ , σ_d e σ_x não são estacionárias em nível. Tomando-se a primeira diferença de cada série, constata-se que todas as séries se tornam estacionárias a 1% de significância. Isto está demonstrado nos testes ADF e PP (tabela 2). Pelo exame da mesma tabela, observa-se que todas as séries são $I(1)$. Aplicamos um teste de cointegração, pois as séries possuem a mesma ordem de integração.

Os testes de cointegração dependem do número de defasagens do modelo, por isso, são realizados considerando modelos de ordens diferentes. Contudo, selecionamos o modelo que não apresenta resíduos autocorrelacionados. Para tanto, são observados os resultados do teste de autocorrelação dos multiplicadores de Lagrange (teste LM). Constatou-se que os resíduos do modelo com cinco defasagens não são autocorrelacionados (tabela 3).

Tabela 3– Testes de Autocorrelação dos Resíduos

Teste	Estatística LM	Significância
LM(1)	100.0370	0.0000
LM(2)	64.77520	0.0023
LM(3)	66.51396	0.0015
LM(4)	67.07474	0.0013
LM(5)	36.20561	0.4591

Fonte: Elaboração dos autores a partir de cálculos realizados no Eviews 7.

Os testes de cointegração seguiram a metodologia desenvolvida por Johansen (1991 e 1995). Dadas as relações de cointegração encontradas, concluiu-se que existe pelo um vetor cointegrante no longo prazo (tabela 4). Dessa forma, deve-se incluir no sistema VAR um termo de correção de erro na forma de um vetor de cointegração obtido através da utilização do processo de Johansen, ou seja, o ideal seria utilizar um modelo VECM (Vetor de Correção de Erros).

Tabela 4 - Testes de Cointegração de Johansen

Tendência determinística nos dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Rank ou equações de cointegração (CEs)	Sem intercepto Sem tendência	Com intercepto Sem tendência	Com intercepto Sem tendência	Com intercepto Sem tendência	Com intercepto Sem tendência
	Modelo de determinantes da formação bruta de capital fixo				
Estatística do traço	6	5	6	5	6
Autovalor máximo	6	5	6	5	6

Fonte: Elaborada pelos autores, a partir de cálculos realizados no Eviews 7. O número de relações de cointegração foi selecionado considerando um nível de significância de 5%.

4.2.1. Resultados do modelo VECM

Os resultados do modelo VECM são os dispostos na tabela 5. Contudo, modelos da classe VAR e VECM são melhor analisados com base nas funções de impulso e resposta, que são descritas mais adiante.

Tabela 5 – Resultados do modelo VECM - Vetor para os determinantes da κ

	κ	σ_x	i	σ_d	π	g
R-SQUARED	0.950030	0.833605	0.902731	0.950711	0.858375	0.989894
ADJ.R.SQUARED	0.883402	0.611746	0.773039	0.884992	0.669542	0.976420
F-statistic	13.91065	0.170329	0.464867	7776.635	0.774485	2.738273
Log likelihood	14.25889	3.757358	6.960582	14.46628	4.545673	73.46519
Akaike AIC	-206.2884	44.66440	-12.56487	-566.8832	-41.66032	-113.6447
Schwarz SC	8.396084	-0.409277	1.598767	21.04853	2.619660	5.145429

Fonte: elaboração dos autores a partir de cálculos do Eviews 7.

Obs: Os valores do teste LM correspondem aos *p-valores* e quanto mais próximo de zero a estatística, mais forte a indicação de presença de correlação nos resíduos.

O teste de causalidade de Granger supõe que as informações relevantes para previsão das respectivas variáveis estejam contidas exclusivamente nos dados de séries temporais destas variáveis (Granger, 1969). Considerando que um dos pressupostos da validade deste teste é que exista estacionariedade nas variáveis¹⁹, se elas não forem estacionárias, devem ser diferenciadas até a ordem na qual elas se tornem estacionárias. Isso é feito porque o teste utiliza a hipótese nula de que uma variável não “Granger causa” a outra. Nesse sentido, segue a representação genérica de κ e g :

$$g = \sum_{i=1}^n a_i \cdot \kappa_{i-1} + \sum_{j=1}^n \beta \cdot g_{j-1} + u_{1t} \quad (18)$$

$$\kappa = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot \kappa_{i-1} + \sum_{j=1}^n \delta \cdot g_{j-1} + u_{2t} \quad (19)$$

Adicionalmente, assume-se que os resíduos u_t são não correlacionados.

Após a estimação das equações anteriores, necessita-se identificar o tipo de causalidade.

Os resultados da aplicação do referido teste para o caso da economia brasileira, conforme demonstra a tabela 6 abaixo, indicam que ocorre causalidade no sentido Granger do tipo unidirecional²⁰ entre as séries:

- i) κ e g , com significância de 1%;
- ii) σ_d e κ , com significância de 10%;
- iii) π e κ , com significância de 10%;
- iv) i e κ , com significância de 10%;

Analizando o primeiro resultado do teste de causalidade de Granger explicitado na tabela 6, percebe-se a precedência causal da formação bruta de capital fixo (κ) sobre a taxa de crescimento do PIB (g). Verifica-se a importância histórica da acumulação de capital fixo para o crescimento de longo prazo, tal como aponta a teoria padrão do investimento. A tabela 6 demonstra ainda, que a poupança doméstica (σ_d) apresentou precedência causal em relação à formação bruta de capital fixo (κ). Tal resultado se aproxima dos modelos inspirados pela teoria de Solow, que ressaltam o papel da poupança e do investimento em processos de crescimento de longo prazo. No caso brasileiro, esse resultado é defendido por autores que

¹⁹ Ver Hamilton (1994, p.305-309).

²⁰ Existem três tipos de causalidade à la Granger: (i) unidirecional; (ii) unilateral; ou (iii) bicausalidade ou simultaneidade. Quando em ambas as regressões os conjuntos de coeficientes defasados das duas variáveis não forem estatisticamente diferentes de zero, diz-se que há independência entre elas, ou seja, uma variável não “Granger-causa” a outra (Granger, 1969 e Granger e Newbold, 1974).

consideram relevante a poupança interna para a manutenção do nível de investimento da economia brasileira, tais como: Giambiagi e Além (1997), Amadeo e Montero (2004), Pastore, Pinotti e Pagano (2011), Simonsen (1991) e Giambiagi (2002).

Outro resultado exposto na tabela 6 foi que o principal indicador de incerteza utilizado, a inflação (π), precedeu a dinâmica de acumulação de capital na economia brasileira, com considerável influência negativa²¹.

Tabela 6: Teste de causalidade entre as variáveis de estudo

Hipótese	Estatística F	p valor
κ não Granger- causa g	9.25667	0.0003
g não Granger-causa κ	1.36224	0.2644
κ não Granger-causa σ_d	0.16767	0.8461
σ_d não Granger- causa κ	2.77203	0.0711
σ_x não Granger-causa κ	1.58028	0.2150
κ não Granger-causa σ_x	0.68939	0.5061
π não Granger-causa κ	4.35802	0.0174
κ does not Granger Cause π	1.20999	0.3059
i não Granger-causa κ	2.47429	0.0934
κ não Granger-causa i	0.72101	0.4907

Fonte: Elaboração própria, a partir de cálculos realizados no Eviews 7.

Nota explicativa: Rejeitar a hipótese que uma variável (X) causa não Granger a outra (Y), significa dizer que X causa Y no sentido de Granger.

Na tabela 6 percebe-se, adicionalmente, que a taxa de juros Selic causou, no sentido de Granger, a formação bruta de capital fixo entre 1996 e 2011. Este resultado reforça a relação teórica inversa entre ambas variáveis. Este resultado também não contradiz vários estudos empíricos que apontam a inexistência de relação de causalidade de longo prazo entre poupança agregada e taxa de juros. Conforme Giovannini (1985), Rossi (1988), Ostry e Reinhart (1992), Matos Filho e Cândido Jr. (1999), Gleizer (1991) e Schmidt-Hebbel, Servén e Solimano (1994) esta variável não afeta, no longo prazo, os níveis de poupança²². Nesse sentido, cabe a citação seguinte:

A evidência mostra que taxas de juros determinadas pelo mercado melhoram a intermediação financeira, a qualidade das escolhas de carteira (...) e do investimento, mas são estéreis para aumentar o fluxo de poupança. Schmidt-Hebbel, Servén e Solimano (1994, p.26).

²¹ Ressalte-se que o período em exame é subsequente à implementação do Plano Real. A série de inflação não apresenta, portanto, o viés de alta característico do período anterior a 1994/1995.

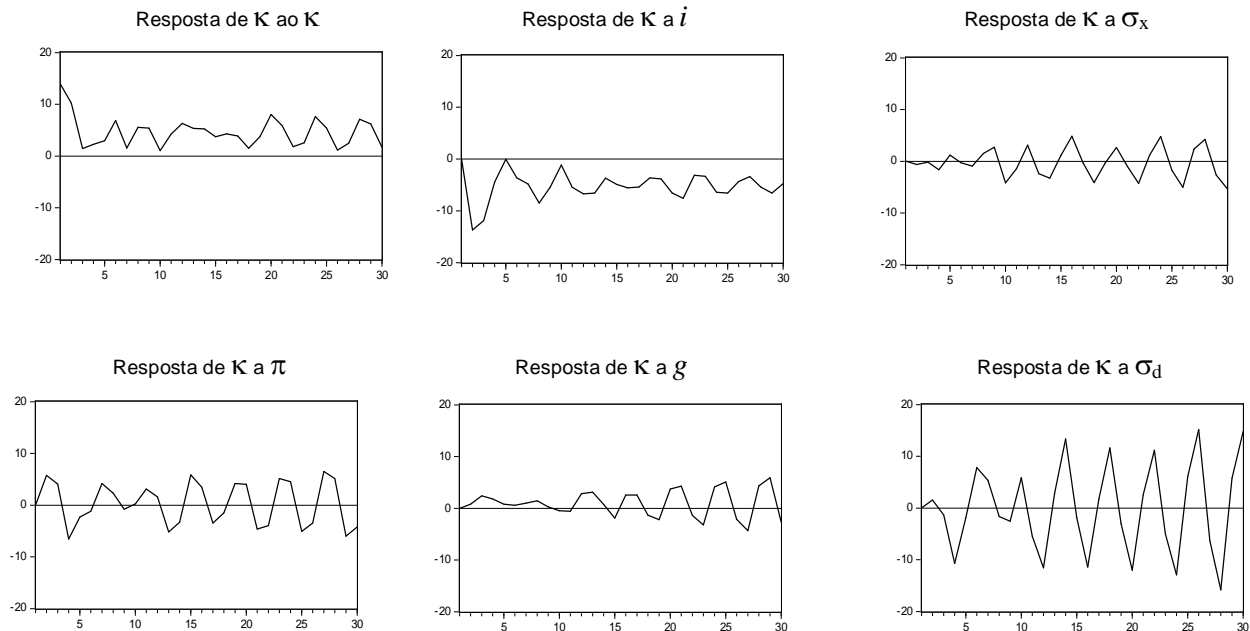
²² Todavia, no curto prazo, como apontam os modelos da síntese neoclássica (IS-LM e IS-LM-BP), existe forte correlação entre o investimento, a poupança e a taxa real de juros.

A análise das funções de impulso e resposta (FIR) pode ser observada na figura 1 abaixo, o modelo VECM foi estimado com todas as variáveis estacionárias, visto que o sistema apresentava séries temporais de mesma ordem de integração. O objetivo desse tipo de função é mostrar como as variáveis endógenas do VECM se comportam quando há um choque em uma variável endógena específica. Nesse caso, demonstra-se a resposta do investimento à choques equivalentes a um desvio-padrão em cada uma das séries. As conclusões da análise das FIR's a partir da observação da figura 1 e da tabela 6 podem ser assim resumidas:

- O investimento κ é mais sensível aos impulsos na poupança interna σ_d do que aos impulsos nas outras variáveis. Tal constatação permite uma série de considerações de medidas de política econômica, voltadas ao aumento da poupança pública e também relacionadas a incentivos à poupança privada. A análise destas medidas está além do escopo deste artigo. Contudo, cabe mencionar que algumas delas foram implementadas no passado recente, tais como: i) estímulo aos fundos de pensão; ii) reforma do mercado de capitais; ii) estímulo aos mecanismos de aquisição da casa própria (Programa Minha Casa, Minha Vida).
- Percebe-se, adicionalmente, a significativa sensibilidade da formação bruta de capital fixo κ a choques na taxa de juros i e na inflação π .

FIGURA 1: Funções de impulso e resposta

Resposta para Cholesky ao impulso de um desvio-padrão



Fonte: Cálculos dos autores a partir de testes realizados no E-views 7.

A tabela 7 descreve os resultados numéricos dos gráficos descritos na figura 1.

Tabela 7: Funções de resposta ao impulso

PERÍODO	κ	σ_x	i	σ_d	π	g
1	13.91065	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	10.21119	-0.641702	-13.68460	1.568955	5.756093	0.763401
3	1.431011	-0.161719	-11.86888	-1.336613	4.099883	2.399831
4	2.268406	-1.656819	-4.465656	-10.69905	-6.531659	1.818319
5	2.973410	1.203481	-0.047689	-1.857938	-2.299264	0.771097
10	6.868986	-0.296241	-3.631864	7.838805	-1.198790	0.581656
15	3.742490	1.156336	-4.911315	-1.920783	5.849306	-1.897870
20	8.031899	2.642953	-6.575557	-12.03549	4.029437	3.739030
30	1.689838	-5.347085	-4.731179	14.81177	-4.212686	-2.679469

Fonte: Cálculos dos autores a partir de software Eviews 7.

As estatísticas descritivas do modelo estão dispostas na tabela 8:

Tabela 8 - Estatísticas descritivas do modelo VECM

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv.Pad.	Skewness	Obs.	Fonte
κ	444.3063	409.8465	677.2461	320.6753	95.01572	1.087628	64	IPEA/DATA
σ_d	86099.82	78710.23	198420.8	27921.62	49121.29	0.617440	64	IBGE
G	2.855998	4.382499	10.43029	-10.66079	5.553776	-0.632271	64	IPEA/DATA
I	3.058439	2.278851	8.828983	0.770762	2.257283	1.084216	64	BACEN
σ_x	-1.632202	-2.000207	1.770000	-4.550000	2.086855	0.284067	64	BACEN
π	0.701510	0.536667	4.250000	-0.440000	0.752422	1.993831	64	IPEA/DATA

Fonte: elaboração dos autores a partir de cálculos realizados no Eviews 7.

Nota explicativa: As estatísticas descritivas foram obtidas antes da mudança de base das variáveis de estudo.

Por fim, realiza-se a análise da decomposição da variância, demonstra-se na tabela 9 a variância do erro de previsão para trinta trimestres sumarizados em intervalos entre cinco períodos após o choque. Percebe-se que a dinâmica da acumulação de capital, κ , está fortemente relacionada com ela mesma e também associada à poupança doméstica, σ_d . A variância do erro de κ chega a ser explicada em 14% pela σ_d para previsões de cinco períodos à frente, e em 83% pela mesma κ para um período de 30 períodos à frente.

Tabela 9 - Decomposição da variância do erro de previsão da κ

PERÍODO	S.E	κ	σ_x	i	σ_d	π	g
1	26.78077	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5	45.38973	84.38009	0.437675	0.052826	12.77089	2.019503	0.339017
10	49.92712	82.11542	0.652410	0.064252	14.63477	2.110507	0.422640
15	68.11650	82.05712	0.546295	0.122303	15.17224	1.409750	0.692289
20	76.53804	82.70106	0.504380	0.133190	14.84085	1.125115	0.695401
30	91.37501	83.23347	0.415538	0.124265	14.81205	0.801063	0.613619

Fonte: Cálculos dos autores a partir de software Eviews 7.

5. Considerações Finais

Ao longo do artigo buscou-se analisar os determinantes da formação bruta de capital fixo no período de 1996-2011. A análise dos dados foi realizada através da estimação de um modelo vetorial de correção de erro (VECM) com a finalidade de verificar, através de funções de impulso e resposta e do teste de causalidade de Granger, quais as relações existentes entre a acumulação de capital e as variáveis macroeconômicas de poupança doméstica, crescimento do PIB, inflação, poupança externa e taxa de juros Selic. Estas variáveis foram escolhidas com base nos modelos teóricos e empíricos que descrevem o papel da poupança e do investimento nos processos de crescimento de longo prazo. Da classe de modelos inspirados pelas considerações seminais de Solow surgiu a intenção de testar empiricamente a relação de precedência causal entre poupança e investimento. Do modelo de dois hiatos deriva a ideia de desagregar a poupança total em poupança doméstica e externa e também relacioná-las com a formação bruta de capital fixo²³. A partir de tal embasamento teórico na escolha das variáveis fundamentais - necessário mesmo quando se utilizam modelos ateóricos como os da classe VAR e VECM - adicionou-se a variável taxa de juros para testar a hipótese negada por muitos estudos empíricos de relação de longo prazo entre ela o investimento e também a inflação como *proxy* para capturar a incerteza.

Com relação aos resultados da estimação em VECM, inicia-se com o teste de causalidade de Granger, o qual indicou **causalidade do tipo unidirecional entre as séries: i) κ e g , com significância de 1%; ii) σ_d e κ , com significância de 10%; iii) π e κ , com significância de 10%; iv) i e κ , com significância de 10%.** Com efeito, observa-se a relevância da acumulação de capital fixo para o crescimento de longo prazo, tal como aponta

²³ Ao contrário do que uma enganosa análise de *prima facie*, baseada simplesmente em identidades macroeconômicas, pode supor, a literatura empírica demonstra que, em processos de crescimento dinâmicos e de longo prazo, nem sempre há relação significativa entre as poupanças externa e doméstica, a taxa de juros e o investimento agregado.

a teoria padrão do investimento. O resultado anterior associado à precedência causal da poupança doméstica σ_d em relação ao investimento **corrobora as relações teóricas de longo prazo entre poupança e crescimento econômico, tal como previstos por Solow e Modigliani**. No Brasil, esta relação também é defendida por autores como Giambiagi e Além (1997), Amadeo e Montero (2004), Pastore, Pinotti e Pagano (2011), Simonsen (1991) e Giambiagi (2002). A inflação, π , precedeu no sentido de Granger a dinâmica de acumulação de capital na economia brasileira. A taxa de juros Selic causou, no sentido de Granger, a formação bruta de capital fixo entre 1996 e 2011. Este resultado reforça a relação teórica inversa entre ambas variáveis. Este resultado também não contradiz vários estudos empíricos que apontam a inexistência de relação de causalidade de longo prazo entre poupança agregada e taxa de juros. Conforme Giovannini (1985), Rossi (1988), Ostry e Reinhart (1992), Matos Filho e Cândido Jr. (1999), Gleizer (1991) e Schmidt-Hebbel, Servén e Solimano (1994) esta variável não afeta, no longo prazo, os níveis de poupança²⁴.

As análises quantitativas das FIR's do modelo VECM demonstraram que **a formação bruta de capital fixo foi mais sensível a choques na poupança interna do que nas outras variáveis. Assim sendo, há suporte empírico para medidas que estimulem as poupanças do governo e privada**. O investimento κ é mais sensível aos impulsos na poupança interna σ_d do que aos impulsos nas outras variáveis. Percebe-se também a **significativa sensibilidade da formação bruta de capital fixo κ a choques na taxa de juros i e na inflação π** .

Referências

ALVES, J. D. O.; LUPORINI, V. *Determinantes do investimento privado no brasil: uma análise de painel setorial*, 2008. Disponível em:
<http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807180905220-.pdf> Acessado em abril 2011.

AMADEO, E. e MONTERO, F. *Crescimento econômico e a Restrição de Poupança*. Texto para discussão, 2004. Disponível em:
http://www.iets.org.br/biblioteca/Crescimento_economico_e_a_restricao_de_poupanca.pdf. Acessado em 10/08/2010.

BACHA, E. L. A Three-Gap Model of Foreign Transfers and the GDP Growth Rate in Developing Countries. *Journal of Development economics*, vol. 32, 1990.

²⁴ Todavia, no curto prazo, como apontam os modelos da síntese neoclássica (IS-LM e IS-LM-BP), existe forte correlação entre o investimento, a poupança e a taxa real de juros.

_____. Um Modelo de Três Hiatos. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, vol.19, n.2, p.213-232, Ago./1989.

BACEN, Banco Central do Brasil. *Séries temporais*. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/?SERIETEMP>, acesso em 17/04/2012, 2012.

BONELLI, R. *Investimento nos setores industriais brasileiros: determinantes microeconômicos e requisitos para o crescimento*. Brasília, DF: CEPAL, Escritório no Brasil/IPEA. Texto para Discussão nº1556, 2011.

CASAGRANDE, E. E. Modelos de investimento: metodologia e resultados. *Revista de Política Econômica*, vol. 22, nº 1 (85), janeiro/março, 2002.

DEVELOPMENT RESEARCH INSTITUTE. New York: New York University. Disponível em: <http://www.nyudri.org/resources/development-data/>. Vários acessos.

DOMAR, E. D. *Essays in the theory of economic growth*. Oxford University Press, 1957.

FELDSTEIN, M. e HORIOKA, C. “Domestic saving and international investment”. In: BERNHEIM, D. e SHOVEN, J. (editores). *National Saving and Economic Performance*. Chicago: University of Chicago Press, 1991, p. 201-20.

HAMILTON, J. D. *Times Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HARROD, R. F. *Towards a dynamic economics*. McMillan, 1948.

HENDRY, D. F. Econometric methodology: A personal perspective. In: BEWLEY, T.F. (Ed.). *Advances in Econometrics*, Chapter 10. Cambridge: Cambridge University Press, 1987.

GIAMBIAGI, F. ALÉM, A. C. Aumento do investimento: O desafio de elevar a poupança privada no Brasil. Rio de Janeiro: *Revista do BNDES*, 1997. Disponível em <http://www.bndes.gov.br>. Acessado em 13/04/2012.

GIAMBIAGI, F. Restrição no Crescimento da Economia Brasileira: Uma visão de Longo Prazo. Rio de Janeiro: *Revista do BNDES*, 2002. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br>. Acessado em 11/04/2012.

GIAMBIAGI, F. e VILLELA, A. *Economia brasileira contemporânea (1945-2004)*. 1ª Ed., Rio de Janeiro: Elsevier Editora, 2005.

GIAMBIAGI, F. e AMADEO, E. J. Taxa de poupança e política econômica: Notas sobre as possibilidades de crescimento econômico numa economia com restrições. *Revista de economia política* volume, vol. 10, nº.1(37), 1990.

GIOVANNINI, A. “Saving and the real interest rates in LDCs”. *Journal of Development Economics*, Vol. 8, 197-217, 1985.

GLEIZER, D. L. "Saving and real interest rates in Brazil". *Revista de Econometria*, Vol. XI, nº 1, Abr. 1991.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, julho de 1969. Disponível em: <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1912791?uid=3737664&uid=2&uid=4&sid=21102514142537>

GRANGER, C. W. J. e NEWBOLD, P. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, Vol. 2, issue 2, p. 111-120, 1974.

HALLET, A. J. H. "Econometrics and the Theory of Economic Policy: The Tinbergen-Theil Contributions 40 Years On". *Oxford Economic Papers*, vol. 41, n. 1, p. 189-214, 1989

IPEDATA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Dados macroeconômicos*. Disponível em <http://www.ipeadata.gov.br>, acesso em 15/04/2012.

JOHANSEN, S. *Likelihood-based Inference in Co-integrated Vector Autoregressive Models. Econometric Theory*, Cambridge University Press, v. 14, n. 04, 1995.

JORGENSEN, D. W. Capital theory and investment behavior. *American Economic Review*, v. 53, n. 2, p.247-259, 1963.

JORGENSEN, D. W; KEVIN J. STIROH. "Raising the Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information Age." *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1: p. 125-211, 2000.

KALDOR, N. Alternative theories of distribution. *The Review of Economic Studies*, p. 83-100, 1956.

KEYNES, J. M. *The general theory of employment, interest and money*. London: MacMillan, 1936.

MATOS FILHO, J. C. e CÂNDIDO JUNIOR, J. O. "Poupança privada e sistema financeiro: possibilidades e limitações". In: PEREIRA, F. (org.). *Financiamento do desenvolvimento brasileiro*. Vol.2. Brasília: IPEA, 1999.

MELO, G. M.; RODRIGUES Jr., W. Determinantes do investimento privado no Brasil: 1990-1995. Brasília: IPEA, (Texto para Discussão, n. 605), 1998.

OLIVER, S; DANIEL E., S. "The Ressurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story?" *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, p. 3-22, 2000.

OSTRY, J. e REINHART, C. M. "Private saving and terms of trade shocks". *IMF Staff Papers*, 39, 495-517, 1992.

PASINETTI, L. L. *Growth and income distribution*. Cambridge University Press, 1974.

PASTORE, A. C. , PINOTTI, M. C. e PAGANO, T. A. Investimentos, poupanças, contas-correntes e câmbio real. In: BACHA, E. L. e DE BOLLE, M. B. *Novos dilemas da política*

econômica: ensaios em homenagem a Dionísio Dias Carneiro. Rio de Janeiro: LTC/GEN, 2011.

PINHEIRO, A. C. Investimento ou poupança? *Valor Econômico*. São Paulo, p. A13, 4,5 e 6 de novembro de 2011.

ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. 2. ed. New-York: McGraw-Hill, 2000.

SAMUELSON, P. A. e MODOGLIANI, F. The Pasinetti paradox in neoclassical and more general models. *The Review of Economic Studies*, p. 269-301, 1966.

SILVEIRA, A. C. B. M. *Determinantes de curto prazo dos investimentos privados: evidência empírica para os estados brasileiros, 2004*. Disponível em: <http://www.bnb.gov.br/>
Acessado em março 2011

SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*. 48(1), 1980.

SIMONSEN, M. H. Poupança e Crescimento econômico. *Revista brasileira de economia*. n. 45, Vol. 1, 1991.

SPANOS, A. *Statistical foundations of econometric modelling*. New York, NY: Cambridge University Press, 1998.