

DETERMINANTES DO INVESTIMENTO NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO A PARTIR DA TEORIA PÓS-KEYNESIANA *DEMAND PRICE-FLOW-SUPPLY PRICE*

Kleber Pacheco de Castro^{*}

Marco Antonio Castelo-Branco^{**}

Luiz Fernando de Paula^{***}

RESUMO

Segundo a literatura pós-keynesiana, o investimento é uma variável macroeconômica chave na determinação da trajetória do emprego e da renda de determinada economia. Seu caráter pouco estável torna relevante análises que se comprometam a verificar os seus determinantes. A partir da formulação teórica do modelo *demand price-flow-supply price*, formalizada por Davidson (1994), este artigo se propõe a realizar um exercício econométrico, utilizando a metodologia Vetores Autorregressivos (VAR), com o intuito de identificar quais fatores mais influenciam os investimentos no Brasil. A partir da análise das funções impulso-resposta do VAR, verificou-se que os investimentos reagem positivamente a um choque na confiança empresarial e no volume de desembolsos do BNDES e negativamente a um choque na TJLP, enquanto que os efeitos de um choque nos preços relativos dos bens de capital são dúbios. Verificou-se, ainda, a partir da decomposição de variância, que a confiança empresarial e a TJLP são, respectivamente, os fatores mais importantes na explicação da decisão de investimento a médio e longo prazos, em conformidade com o modelo de Davidson.

Palavras-chave: investimento; teoria pós-keynesiana; confiança empresarial; VAR; economia brasileira

Código JEL: C22; D84; E12; E22.

ÁREA 6 - DINHEIRO, FINANÇAS INTERNACIONAIS E CRESCIMENTO

^{*} Doutorando em economia pelo PPGCE/UERJ. Email: kleberpcastro@gmail.com

^{**} Doutorando em economia pelo PPGCE/UERJ. Email: marqsamuel@hotmail.com

^{***} Professor Titular da FCE/UERJ e Pesquisador do CNPq. Email: luizfpaula@terra.com.br

1 - INTRODUÇÃO

Suplantando a visão convencional da economia, na qual o investimento produtivo teria um papel meramente voltado para o aumento do estoque de capital na economia, John Maynard Keynes apontava para esta variável macroeconômica como elemento chave na dinâmica macroeconômica, uma vez que, além de aumentar a capacidade produtiva (visão clássica), o investimento também seria componente de demanda agregada e fator primordial na determinação das flutuações cíclicas da atividade econômica (FAZZARI, 1989).

Considerando, assim, seu duplo caráter na trajetória da economia, o investimento (Formação Bruta de Capital Fixo) pode ser tratado como um dos principais determinantes do nível de atividade econômica. No Brasil, historicamente, verifica-se uma relação positiva entre os ciclos de investimentos e de crescimento do PIB (BIELSCHOWSKY, 2003), na qual o nível da produção de bens e serviços é puxado para cima ou para baixo conforme o comportamento expansivo ou retrativo dos investimentos. Sendo assim, estudar o investimento e tentar entender quais são os fatores que o determinam (e quão determinantes o são), é fundamental para guiar políticas econômicas que tenham o crescimento econômico como objetivo primordial.

O atual ciclo de “desinvestimento” que tem sido experimentado no Brasil tem levado à uma retomada do debate em torno deste tema. O principal questionamento inserido neste debate se refere às causas que podem estar levando o país a ter uma das piores recessões econômicas de sua história, puxada, especialmente, pela queda no consumo das famílias – menos pela variação e mais pelo seu peso na composição do PIB – e na formação bruta de capital fixo.

Até o 2º trimestre de 2016, a formação bruta de capital fixo acumula nove quedas seguidas na comparação do trimestre contra o mesmo trimestre do ano anterior e oito quedas seguidas na comparação do acumulado em quatro trimestres contra os quatro trimestres imediatamente anteriores. Em nenhum outro momento da série histórica das Contas Nacionais Trimestrais – Referência 2010 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE), iniciada no 1º trimestre de 1996, verifica-se um período tão longo de queda no indicador. O índice de volume trimestral da formação bruta de capital fixo (série encadeada com ajuste sazonal) atingiu seu ponto de máximo da série no 3º trimestre de 2013 (197,8). Daquele momento até o 2º trimestre de 2016, a queda acumulada do índice foi de quase 26%. Não há outro componente de demanda agregada que chegue perto de ter uma redução tão drástica neste período.

Mas o que levou o país a experimentar tamanha queda nos investimentos em tão curto espaço de tempo? As explicações de analistas econômicos para tal fato são as mais diversas, passando por: queda na confiança empresarial; desestabilização institucional; cenário econômico internacional desfavorável; queda da taxa de retorno sobre o capital investido para níveis inferiores

ao custo médio das empresas; aumento das taxas de juros; diminuição da oferta de crédito; cenário político instável; valorização do Real frente ao dólar; entre outras. Todas estas explicações têm algum fundamento e, muito provavelmente, todas têm algum grau de importância na queda recente do investimento. Ou seja, elas não são mutuamente excludentes. É bastante razoável assumir que uma combinação destas explicações deve suprir a maior parte desta lacuna.

Mas que combinação é essa? E dentro desta combinação, quais fatores são mais relevantes? Como se comporta o investimento frente a uma mudança destes fatores?

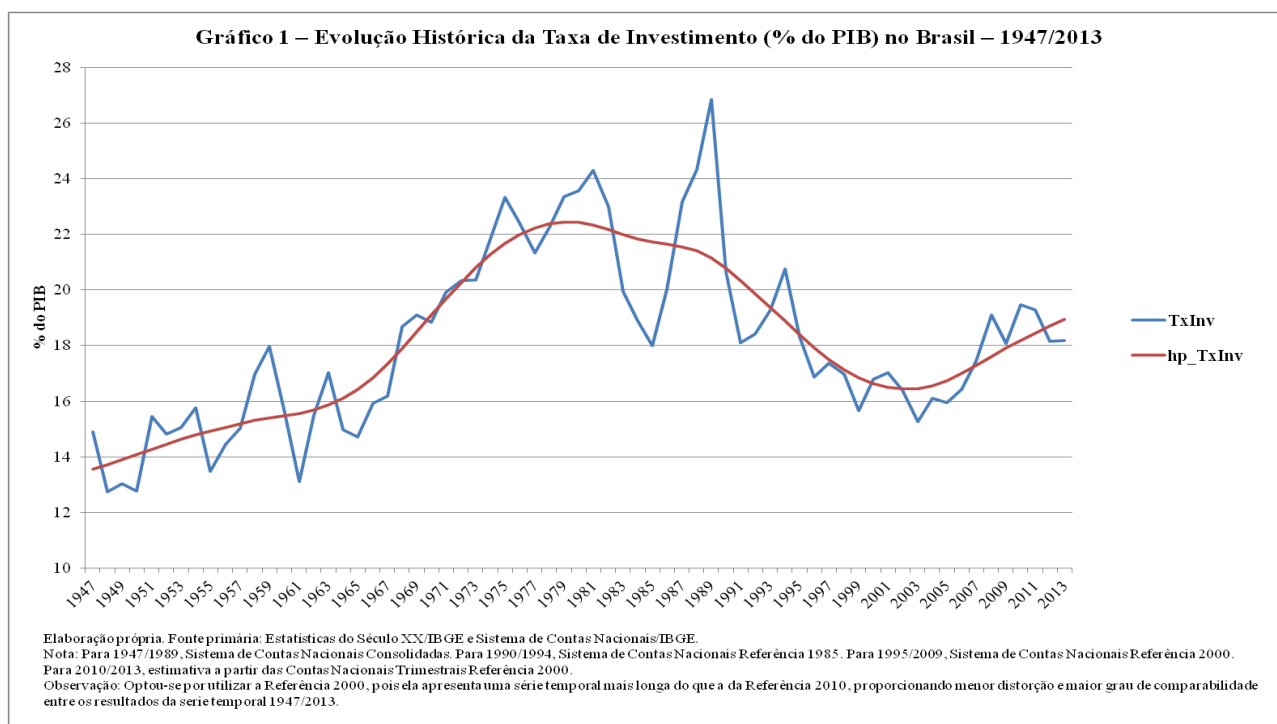
O objetivo deste artigo é responder as perguntas acima. As respostas a estes questionamentos, porém, serão obtidas a partir de metodologias diferentes. A combinação “ideal” de elementos determinantes do investimento será tomada a priori a partir da teoria keynesiana *demand price-flow-supply price* (DAVIDSON, 1994), para a qual serão apresentados argumentos em torno da razoabilidade desta teoria para explicar os investimentos em bens de capital. Com relação às duas perguntas seguintes, suas respostas serão oriundas de uma aplicação econométrica da teoria *demand price-flow-supply price* para o Brasil a partir dos anos 2000, utilizando a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR).

Simplificadamente, a teoria aqui utilizada baseia-se na análise do mercado de bens de capital, no qual situações em que o preço de demanda exceder o preço de fluxo de oferta proporcionará expansão do investimento. Como a curva de demanda por estoque de bens de capital é, primordialmente, determinada pela expectativa futura de quase-rendas do investimento, toma-se o elemento expectacional e a confiança nas expectativas como pontos nevrálgicos da análise. Implicitamente, é assumido que uma maior confiança empresarial em uma expectativa otimista sobre o futuro da economia resulta em maior volume de investimentos nesta economia. Esta é a principal hipótese do trabalho. O caráter crucial das expectativas na determinação de investimento torna-se, portanto, a justificativa para a escolha de tal arcabouço teórico neste artigo.

Além desta introdução, este artigo é composto por mais cinco seções: a seção dois fará uma breve análise do comportamento dos investimentos no Brasil desde o início dos anos 2000, trazendo consigo estatísticas expectacionais (confiança empresarial), tendo em vista a importância deste elemento para a hipótese aqui formulada; a seção três apresentará o modelo teórico, baseado na teoria *demand price-flow-supply price*; a seção quatro apresentará o modelo econométrico e os dados, bem como algumas considerações metodológicas relevantes; a seção cinco se propõe a expor os resultados obtidos no exercício econométrico, fazendo uma ponte com as perguntas iniciais que motivaram a pesquisa; por fim, a seção seis fará algumas considerações finais sobre o artigo.

2 – INVESTIMENTO: EVOLUÇÃO NO BRASIL E CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS

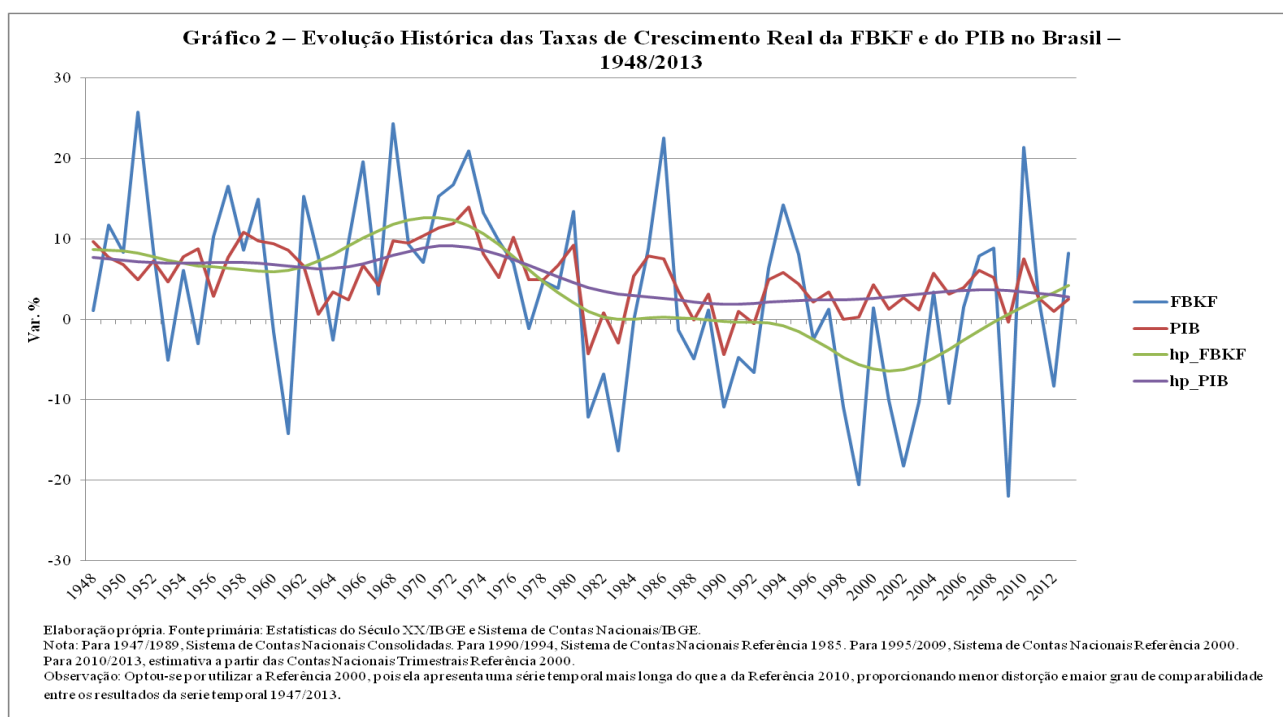
É quase consensual entre os economistas que a taxa de investimento do Brasil tem apresentado consistentemente um baixo patamar – tese que pode ser apurada, de forma simplificada (e até mecanicista), a partir de uma comparação internacional (GONZALES, SBARDELLATI e SANTOS 2014) ou mesmo em perspectiva histórica, haja vista que este indicador teve uma tendência de queda entre o regime militar e o período democrático, como mostra o Gráfico 1, que apresenta a série original da taxa de investimento, bem como sua suavização a partir da aplicação do Filtro HP (HODRICK e PRESCOTT, 1997).



Ainda que esta comparação histórica seja dificultada pelas diversas mudanças metodológicas de apuração das Contas Nacionais ocorridas ao longo do tempo para atender a recomendações internacionais (IBGE, 2015), é notória a mudança de comportamento da taxa de investimento desde meados dos anos 1980 até o período atual. Se durante quase toda a década de 1970 esse indicador ficou acima de 20% do PIB, nos dez últimos anos da série temporal apresentada do Gráfico 1 a média da taxa de investimento foi inferior a 18% do PIB.

Mas por que o investimento é um elemento tão importante em qualquer economia? Isto é, qual o motivo de empreender tanto esforço para captar as explicações da trajetória de queda deste indicador? Quatro noções básicas da importância dos investimentos devem ser resgatadas para responder à esta pergunta. Primeiro, os investimentos têm forte relação com o setor de bens de capital (máquinas e equipamentos) que, por sua vez, são muito importantes como fonte de inovação

e de difusão tecnológica (GÜR, 2004; LALL, 1992). Segundo, seguindo a concepção de Hirschman (1958), a indústria de bens de capital tem fortes efeitos de encadeamento para trás e para frente, proporcionando externalidades positivas na economia ao estimular o desenvolvimento de atividades correlatas. Terceiro, os investimentos influenciam a economia de duas formas: representa demanda agregada no presente e maior capacidade produtiva no futuro. Quarto, há evidências de que os investimentos têm caráter pró-cíclico, sendo fundamentais para puxar o crescimento econômico. Isso é verificável, ao menos, no Brasil, como mostra o Gráfico 2, que apresenta as taxas anuais de crescimento real da formação bruta de capital fixo e do PIB.



Observa-se que, em geral, os investimentos no Brasil acompanham de perto o movimento do ciclo econômico, sendo apenas mais voláteis. A série suavizada pelo Filtro HP facilita esta visualização: quando os investimentos aceleraram nas décadas de 1960/1970, o PIB acompanhou o movimento de forma mais branda; quando os investimentos contraíram nas décadas de 1980/1990, o ritmo de crescimento econômico também diminuiu de forma mais branda. Assim, os ciclos de investimento podem ser classificados como mais ou menos pró-cíclicos, de acordo com a direção de seus movimentos ao longo do tempo: “Comparando-se a expansão do PIB com a dos investimentos, verifica-se a ocorrência de uma variação ligeiramente pró-cíclica dos investimentos em dois períodos de crescimento do PIB - anos 70 e o período 1984-89 - e acentuadamente pró-cíclica nos dois períodos de recessão, 1981-93 e 1990-92”, (BIELCHOWSKY, 2003, p.2).

A clara volatilidade da taxa de crescimento do investimento remete à noção keynesiana de instabilidade dos ciclos econômicos, atribuída à decisão de investir do empresário em modelos que

adotam o princípio da demanda efetiva (BUSATO, REIF e POSSAS, 2016). Ou seja, a difícil decisão de investir em um ambiente de incertezas transforma este “negócio” em um “negócio especulativo”, um jogo, que é volátil por natureza.

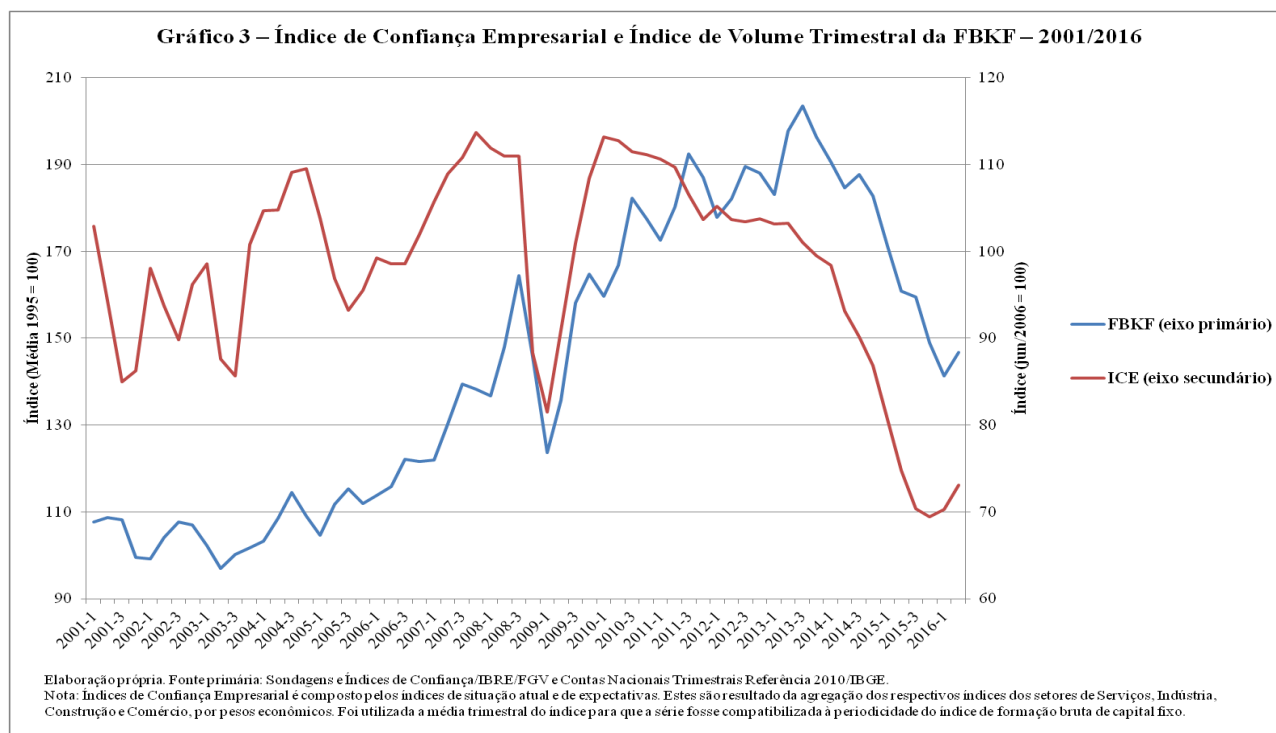
O investimento em nossa economia é uma transação do tipo ‘dinheiro agora em troca de dinheiro mais tarde’. Nesse sentido, é como um título ou a compra de um pecúlio. Contudo, o dinheiro que se consegue mais tarde a partir de um investimento depende da **sorte** do que podemos considerar como um esforço bastante específico [...], (MINSKY, 2009, p.296, grifo nosso).

Esta volatilidade do fluxo de investimento é fundamental para entender o comportamento das demais variáveis macroeconômicas, como emprego, produção e renda.

A explicação para o baixo patamar da taxa de investimento da economia brasileira passa necessariamente pela linha teórica com a qual se analisa a questão. Generalizando esta análise, duas visões predominam: por um lado, economistas ortodoxos, baseados em pressupostos clássicos, costumam sustentar que o investimento baixo é consequência de uma taxa de poupança baixa, que, por sua vez, é resultado da decisão microeconômica (dos agentes individuais) acerca da preferência intertemporal de consumo (FISHER, 1930); por outro lado, economistas heterodoxos, baseados na teoria keynesiana, trabalham com as ideias de estado de expectativas de longo prazo e estado de confiança do empresário, em meio a um mundo de incertezas, como elementos mais relevantes para explicar o nível de investimento em uma determinada economia (KEYNES, 2007).

Tendo em vista que este artigo utiliza um arcabouço teórico pós-keynesiano e se baseia fortemente em conceitos fundamentais desenvolvidos na obra de Keynes e autores pós-keynesianos, propõe-se aqui complementar a análise da evolução do investimento no Brasil com uma breve apresentação de resultados do Índice de Confiança Empresarial (ICE), desenvolvido pelo Instituto Brasileiro de Economia (IBRE), da Fundação Getúlio Vargas (FGV), correlacionando-os com a formação bruta de capital fixo. Ambos indicadores são apresentados no Gráfico 3.

Os índices plotados no Gráfico 3 revelam um potencial bom ajustamento da dinâmica de investimentos com relação à confiança empresarial captada pela pesquisa do IBRE/FGV. Alguns comportamentos, observáveis graficamente, permitem apontar isso com alguma segurança: primeiro, ambos os índices apresentam tendência de crescimento entre 2001 e 2010, ainda que a intensidade do crescimento da confiança tenha sido razoavelmente distinta da intensidade do crescimento do investimento; a crise de 2009 proporcionou um “vale” (queda abrupta com posterior recomposição) no ritmo da formação bruta de capital fixo, ocorrendo o mesmo com a confiança empresarial; terceiro, a partir do 4º trimestre de 2013, até o 2º trimestre de 2016, os dois índices apresentaram queda forte e regular.



Assim, houve apenas um período – entre 2010 e 2013 – no qual não há coincidência de trajetória entre investimentos e confiança empresarial. Esta divergência pode ser explicada pela crescente participação do setor público na formação bruta de capital fixo, uma vez que decisões deste ator são pouco sensíveis a questões relativas à confiança de empresários. Segundo Afonso e Gobetti (2015), a partir de 2004, os investimentos públicos, notadamente aqueles das empresas estatais, como Petrobras e Eletrobras, cresceram mais do que os investimentos privados. Mesmo após a crise de 2009, os investimentos nas estatais continuaram crescendo até 2014. A partir daí, o ciclo de investimentos públicos retomou a rota do investimento privado: sendo o investimento uma despesa discricionária, esta rubrica usualmente sofre fortes cortes em períodos de maior necessidade de ajuste fiscal (GOBETTI e AMADO, 2011), como se verificou no Brasil a partir de meados de 2014, quando se iniciou o atual quadro de recessão econômica.

Fica evidente, desta forma, que o componente de confiança expectacional, tão propalado por Keynes em sua teoria, tem sim base na determinação do comportamento dos investimentos e do ciclo econômico. Como os conceitos de confiança, expectativa e incerteza são relativamente vagos, a princípio seria difícil exprimi-los através de algum indicador que pudesse ser aproveitado para fazer previsões de investimento.

[...] Keynes, devido à incerteza associada às decisões de investir, teria construído um modelo com baixa capacidade de realizar previsões. Na visão mais difundida entre aqueles que buscam compreender a contribuição de Keynes, as contínuas revisões de expectativas não permitem que se façam projeções minimamente confiáveis, o que resultaria em trajetórias indeterminadas, (BUSATO, REIF e POSSAS, 2016, p.4).

Com o advento das pesquisas de confiança realizadas diretamente com empresários a partir da aplicação de questionários, tornou-se mais fácil solucionar este problema relacionado aos conceitos mais abstratos de Keynes. No Brasil, estas pesquisas se tornaram difundidas setorialmente, passaram a ser divulgadas mensalmente e receberam regulares melhoramentos metodológicos, o que proporcionou a construção de séries temporais fidedignas, passíveis de serem compreendidas em análises econométricas, como a proposta por este artigo. Deve-se, contudo, ressaltar que a despeito desses avanços metodológicos tais índices apresentam limitações por ser difícil captar com precisão, em um índice, uma variável expectacional que depende no estado de confiança dos empresários, e este é sujeito a mudanças repentinas, muitas vezes subjetivas.

3 – MODELO TEÓRICO

A partir de uma “[...] leitura criativa do Capítulo 17 da Teoria Geral [...]”, (FERREIRA, 2008, p.6), Davidson (1978) – tal qual Minsky (2009) – desenvolveu um modelo de dois preços. Tal modelo, aplicado ao mercado de bens de capital, é sintetizado por Davidson (1994): ao fundamentar os gastos com investimentos sob a ótica da teoria keynesiana, desenvolve-se um modelo de determinação dos investimentos a partir da dinâmica de um mercado de bens de capital, isto é, compra e venda de máquinas e equipamentos. Apesar da evidente limitação de restringir a concepção de investimento apenas à aquisição de máquinas e equipamentos (ignorando a construção civil, por exemplo), o modelo não perde em poder explicativo, uma vez que ele trata de uma “decisão crucial” (SHACKLE, 1979), tal qual deve ser entendida o ato de investir. Isto é, quando um empresário decide adquirir um maquinário para expandir sua planta produtiva, ele se depara com a incerteza com relação ao retorno financeiro que aquela máquina irá lhe proporcionar e com a irreversibilidade do investimento (*sunkcost*), haja vista a quase inexistência de mercado secundário para este tipo de produto (FERDERER, 1993).

Por estar baseado na dinâmica de um mercado específico, o modelo de Davidson (1994) é apresentado a partir das óticas da oferta e da demanda: concebe-se que o equilíbrio deste mercado é dado a partir da relação entre o “preço de demanda” (*demand price*), percebido pelas empresas que desejam adquirir bens de capital, e o “preço do fluxo de oferta” (*flow-supply price*), percebido pelas empresas que produzem os bens de capital. Daí deriva uma teoria de “dois preços”, que, neste artigo, é denominada *demand price-flow-supply price*.

A ideia básica do modelo é mostrar que os investimentos em bens de capital irão crescer quando o preço de demanda for superior ao preço do fluxo de oferta e vice-versa, proporcionando uma análise significativamente mais simples do que aquela que relaciona eficiência marginal do capital com a taxa de juros.

This simple mechanism of comparing the demand price with the flow-supply price of capital goods has been neglected in the economic literature in favour of a comparison of the expected rate of return on capital relative to the rate of interest. [...] Keynes always viewed the production of investment goods in a monetary economy as depending on the comparison of the demand price with the flow-supply price. [...] Changes in the demand price relative to the flow-supply price of capital is the mechanism determining the rate of investment, (DAVIDSON, 1994, p.57).

A dinâmica proposta pelo modelo se inicia com a necessidade das firmas em geral utilizarem os serviços dos bens de capital como inputs em seus respectivos processos produtivos. O preço de demanda para cada unidade de bem de capital para cada firma é calculado em termos da estimativa de um valor presente:

$$PV = \sum_{t=1}^n Q^t d^t$$

$$d^t = \frac{1}{(1+i)^t}$$

Em que:

$$PV - \text{valor presente}$$

$$t - \text{unidade de tempo (anos, meses etc.)}$$

$$Q - \text{expectativas de quase renda}^1$$

$$i - \text{taxa de juros corrente}$$

Tendo em vista que esta função determina a demanda por estoque de bens de capital para uma firma individual, o somatório desta função para todas as firmas existentes em uma determinada economia proporciona a demanda agregada por estoque de bens de capital. Esta é uma função não apenas das duas variáveis independentes da equação anterior, como também do número de firmas (entendido pelo autor como número de firmas que têm acesso ao mercado financeiro, isto é, têm acesso ao crédito) e do preço de mercado do bem de capital:

$$D_k = f_1(p_k, i, \emptyset, E)$$

Em que:

$$D_k - \text{quantidade agregada demanda por estoque de bens de capital}$$

$$p_k - \text{preços de mercado dos bens de capital}$$

$$i - \text{taxa de desconto (relacionada à taxa de juros)}$$

$$\emptyset - \text{expectativas de quase renda}^2$$

¹ A variável Q (expectativas de quase renda) depende do estado de expectativas de longo prazo, fortemente determinada pelo estado de confiança dos empresários em relação ao futuro.

² “[...] set of expectations about the growth in the demand and the consequence future stream of quasi-rents which can be expected to be earned by each unit of capital [...]”, (DAVIDSON, 1994, p.58).

*E – número de firmas que podem obter financiamento*³

O modelo supõe que as derivadas parciais tenham os seguintes sinais:

$$f'_{1p_k} < 0; f'_{1i} < 0; f'_{1\emptyset} > 0; f'_{1E} > 0$$

Ou seja, espera-se que a demanda por estoque de bens de capital se retraia a partir de um aumento dos preços destes produtos ou de um aumento na taxa de juros. Por outro lado, a demanda por estoque de bens de capital deve se expandir se houver melhoria nas expectativas de quase renda ou aumento no número de firmas que têm acesso a financiamento.

Um ponto importante do modelo diz respeito ao grau de endogeneidade das variáveis independentes. É suposto que pode haver relação entre estas variáveis, de tal forma que a mudança em uma delas pode proporcionar alterações em outras. Por exemplo, uma mudança na taxa de juros pode afetar as expectativas com relação ao futuro (quase renda esperada) e também nas condições de oferta de crédito (acesso ao financiamento).

O segundo elemento que compõe o modelo é o estoque de oferta de bens de capital, que é uma variável predeterminada pelo acúmulo de capital de períodos passados. Como uma parte deste estoque de capital é inutilizada ao longo do tempo, define-se também uma variável de depreciação, que representa a demanda por fluxo de bens de capital e que é adicionada à demanda por estoque de bens de capital definida anteriormente. A depreciação é definida como um percentual do estoque de bens de capital prevalecente na economia:

$$d_k = nS_k$$

Em que:

d_k – depreciação

S_k – estoque de oferta de bens de capital

n – taxa de depreciação ; 0 < n < 1

O último elemento do modelo é o fluxo de oferta de bens de capital, que indica a produção de bens de capital ofertada pela indústria em determinado intervalo de tempo e que é uma função do preço dos bens de capital, sendo que este deve ter um patamar mínimo para que o produto em questão seja ofertado, já que existe um nível que é aquele minimamente rentável para o produtor:

³ A variável E (número de firmas que podem obter financiamento) por ser tratada como *minskiana*, no sentido que Minsky destacava a importância do financiamento no processo de investimento. Esta questão foi levantada inicialmente por Keynes (1937, p. 668-669) em seu debate pós-Teoria Geral com Ohlin e Robertson, ao qual faz uma distinção entre poupança e financiamento: “Os bancos detêm uma posição chave na transição de uma escala inferior de atividade para uma mais elevada. Se eles recusam a uma acomodação, um crescente congestionamento do mercado de empréstimos de curto prazo ou do mercado de novas emissões inibirá a melhora (nas condições de financiamento), não importa quão frugal o público se proponha a ser a partir de suas rendas futuras. (...) O mercado de investimentos pode tornar-se congestionado por causa da falta de liquidez, mas nunca se congestionará por falta de poupança.” Ver ainda PAULA (2013).

$$s_k = f(p_k); p_k \geq p_m$$

Em que:

s_k – fluxo de oferta de bens de capital

p_k – preços de mercado dos bens de capital

p_m – preço mínimo de oferta

Juntando os quatro elementos (estoque e fluxo de demanda e oferta), tem-se, assim, a composição do mercado de bens de capital, onde se define o nível de investimento da economia:

$$D_k + d_k = S_k + s_k$$

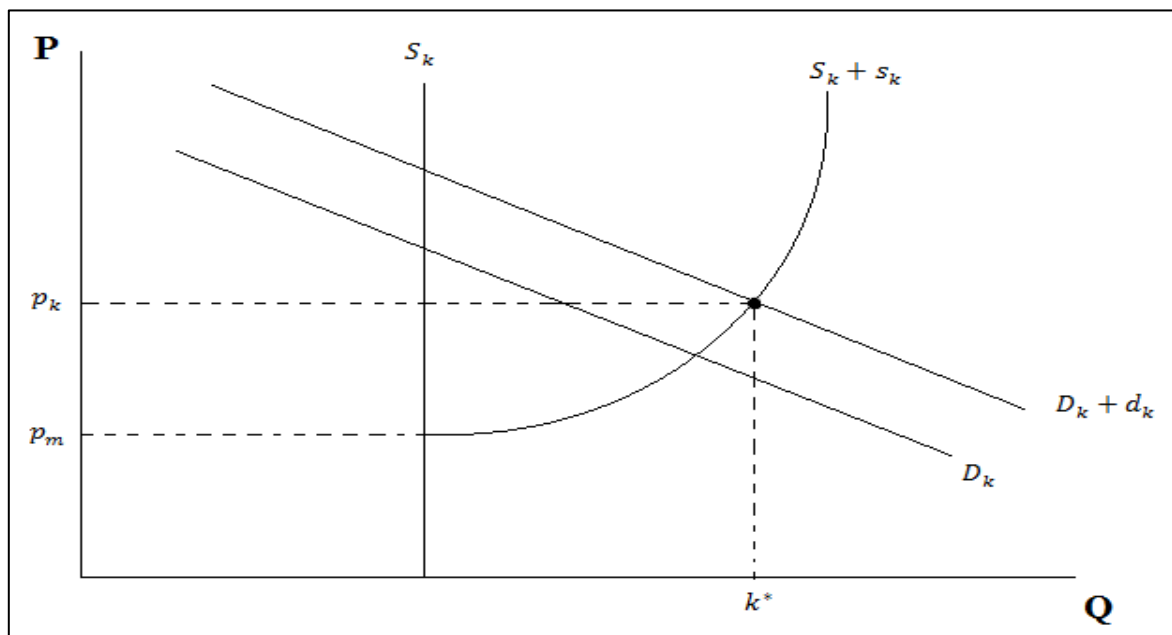
Em que:

$D_k + d_k$ – função de demanda do mercado de bens de capital

$S_k + s_k$ – função de oferta do mercado de bens de capital

Sua representação gráfica pode ser vista a seguir:

Figura 1 – Representação do Modelo Demand price-Flow-supply price



Fonte: Adaptado de Davidson (1994).

A lógica do modelo diz que, para determinado nível de estoque de bens de capital, se o preço de demanda (dado pela curva de demanda) for superior ao preço de oferta (dado pela curva de oferta), então os empresários aumentarão seus investimentos até o ponto no qual os dois preços se igualem. “The flow of outputs in the capital-goods industry occurs at the where the demand price for the period equals flow-supply price” (DAVIDSON, 1994, p.61).

O modelo demand price-flow-supply price é especialmente interessante, dentro do programa de pesquisa pós-keynesiano, pois ele adere implicitamente importantes conceitos econômicos desenvolvidos por Keynes às suas variáveis explicativas.

Em primeiro lugar, as expectativas de quase renda são fruto direto das previsões futuras desenhadas pelos empresários sob condições de incerteza não-probabilística. A impossibilidade de o potencial investidor conseguir elaborar um cálculo probabilístico fidedigno sobre o retorno pecuniário do investimento que avalia efetuar, leva a decisão a ser tomada com base na subjetividade da confiança pura e simples (sem base estatística), ou seja, no animal spirits do empresário (KOPPL, 1991). De acordo com Carvalho (1989), a incerteza em torno do ato de investir é sensivelmente superior à incerteza com relação à decisão de produção devido ao maior horizonte temporal envolvido, tornando “virtualmente impossível levar em conta as múltiplas influencias que podem se acumular enquanto o plano se implementa” (CARVALHO, 1989, p.186).

Provavelmente a maior parte das nossas decisões de fazer algo positivo, cujo efeito final necessita de certo prazo para se produzir, deva ser considerada como manifestação do nosso entusiasmo – como um instintivo espontâneo de agir, em vez de não fazer nada –, e não como resultado de uma média ponderada de lucros quantitativos multiplicados pelas probabilidades quantitativas. O empreendedor procura convencer a si próprio de que a principal força motriz de sua atividade reside nas afirmações de seu propósito, por mais ingênuas e sinceras que possam ser. (KEYNES, 2007, p.133).

Em segundo lugar, a taxa de desconto está diretamente relacionada à taxa de juro, que, por sua vez, é um fenômeno eminentemente monetário e determinado em última instância pela preferência pela liquidez, segundo as ideias de Keynes. “Money is a form of interaction that is supposed by Keynes to go far beyond the merely ‘frictional’ status visualized by neoclassical theory”, (CARVALHO, 1992, p.41). Agregando características especulativas e de reserva de valor, a moeda em Keynes afeta as decisões dos agentes, que aumentam sua preferência por este ativo (pela liquidez) em momentos de incerteza. Assim, a taxa de juros é o prêmio pago aos agentes por renunciar à liquidez, dependendo então da maior ou menor preferência pela liquidez dos agentes daquela economia (KEYNES, 2007).

Em terceiro lugar, o número de firmas que podem obter financiamento está relacionado diretamente com o desenvolvimento do mercado bancário e de crédito de determinada economia. Na economia keynesiana parte-se da ideia de que não é necessário haver poupança prévia para realizar o investimento. Mas é fundamental que haja o financiamento deste investimento, especialmente, via bancos. Estes, por sua vez, possuem a capacidade de ampliar a base monetária com a geração de crédito. Por meio da administração dinâmica de seus balanços patrimoniais, os bancos são capazes de expandir fortemente a oferta de crédito na economia a despeito de esforços no sentido contrário pela autoridade monetária. Por outro lado, como também são agentes que têm

preferência pela liquidez, usualmente retraem a concessão de financiamentos em momentos de incerteza. Este padrão de comportamento tem impacto decisivo no desempenho da economia como um todo (PAULA, 1999).

Por fim, todas as três variáveis apontadas nos três parágrafos anteriores têm influência indireta de um dos primeiros conceitos abordados por Keynes (2007): o princípio da demanda efetiva. Este princípio afirma, em linhas gerais, que o nível de produção de determinada economia é determinado pela decisão de gastos (demanda) dos agentes participantes. São as expectativas empresariais sobre a demanda futura que determinam emprego e produto correntes. Assim, um cenário de incerteza, no qual os agentes naturalmente se retraem, pode proporcionar, *ceteris paribus*, diminuição da confiança empresarial (queda nas expectativas das quase-rendas), aumento na preferência pela liquidez (elevação da taxa de juros) e diminuição da oferta de crédito pelos bancos (queda no número de firmas que podem obter financiamento).

Uma versão mais simplificada do modelo é aqui proposta para efeitos de análise econométrica. Apenas a curva de demanda por estoque de bens de capital é considerada no modelo prático que será apresentado na próxima seção. Os demais elementos não são estimados e apenas um deles – curva do fluxo de oferta de bens de capital – tem serventia para atingir o objetivo traçado neste artigo. Sendo assim, assume-se que a curva do fluxo de oferta de bens de capital é dada e que movimentos na curva de demanda por estoque de bens de capital é que determina o nível de investimento da economia e o nível de preços deste mercado.

4 – METODOLOGIA E DADOS

4.1 – Modelo Econométrico: Vetores Autorregressivos (VAR)

Conforme o artigo de SIMS (1980) - seminal na metodologia Vetores Autorregressivos (VAR) - este trabalho utilizará um VAR na forma estrutural que pode ser descrito como:

$$y'_t A_o = \sum_{i=1}^p y'_{t-i} A_i + z'_t C + \varepsilon'_t \Xi^{-1}, 1 \leq t \leq T, \quad (1)$$

no qual $y'_t \equiv [\ln_TJLP_t, \ln_D BNDES_t, \ln_IPA_t, \ln_Conf_t, \ln_TxI_t]$ é um vetor das variáveis endógenas: TJLP, desembolsos do BNDES, relação entre o IPA-OG-DI Máquinas e Equipamentos e o IPA-DI (doravante denominada IPA), confiança empresarial e taxa de investimento, respectivamente ordenadas, no tempo t e de dimensão $1 \times n$; y'_{t-i} é um vetor de variáveis endógenas defasadas dimensão $1 \times n$; z'_t é um vetor de variáveis exógenas e de variáveis determinísticas no tempo t de dimensão $1 \times m$; ε'_t é um vetor linha n -dimensional de choques estruturais aleatórios não observados independentes e identicamente distribuídos (i.i.d), com

distribuição normal de média zero, variância covariância constante e diagonal, no tempo t ; A_o é a matriz que captura as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas, inversível, de dimensão $n \times n$; A_i é a matriz de coeficientes das variáveis endógenas com defasagem i , de dimensão $n \times n$; C é a matriz de coeficientes das variáveis exógenas e determinísticas, de dimensão $m \times n$; Ξ é uma matriz diagonal de dimensão $n \times n$; T é o tamanho da amostra e ρ é o número total de defasagens.

Assume-se que A_o seja inversível, a fim de que seja possível construir o VAR na forma reduzida, dado por:

$$y'_t = B y'_{t-i} + u'_t, \quad t = 1, \dots, T; \quad (2)$$

$$B = A_o^{-1} A_i \quad (3)$$

$$u_t = (A_o')^{-1} \Xi^{-1} \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Sigma u = (A_o')^{-1} \Xi^{-2} A_o^{-1} \quad (5)$$

Assume-se que ε_t seja ruído branco, independente e identicamente distribuído normalmente com média zero, variância constante e igual a 1 e individualmente não correlacionados, o que faz com que a matriz de variância-covariância dos choques estruturais $\Sigma \varepsilon = E(\varepsilon_t, \varepsilon'_t) = I$ seja diagonal e igual à matriz identidade. Além disso, u_t são os resíduos na forma reduzida com $u_t \sim (0, \Sigma u)$, $E(u_t, u_s) = 0$ para t diferente de s e $\Sigma u = E(u_t, u'_t) = (A_o')^{-1} \Xi^{-2} A_o^{-1}$ e $u_t = [I - \Xi A_o'] u_t + \varepsilon_t$.

A identificação do VAR é construída a partir do pressuposto de que há uma relação entre os resíduos do VAR na forma reduzida, u_t e os choques estruturais ε_t , através das matrizes A e Ξ , da forma:

$$u'_t A_o = \varepsilon'_t \Xi^{-1} \quad (6)$$

$$\begin{bmatrix} u_t^{TJLP} & u_t^{DBNDES} & u_t^{IPA} & u_t^{Conf} & u_t^{TXI} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} & \alpha_{14} & \alpha_{15} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} & \alpha_{24} & \alpha_{25} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & \alpha_{34} & \alpha_{35} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & \alpha_{45} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} \end{pmatrix} \\ = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{TJLP} & \varepsilon_t^{DBNDES} & \varepsilon_t^{IPA} & \varepsilon_t^{Conf} & \varepsilon_t^{TXI} \end{bmatrix} \Xi^{-1} \quad (7)$$

Se n é o número de variáveis endógenas, no caso $n=5$, a matriz A_o não pode ter o número de parâmetros livres maior do que a matriz simétrica Σu , que possui $n(n+1)/2$ parâmetros livres $n(n+1)/2 = 15$.

Isso ocorre, pois a representação do VAR na forma reduzida não permite a identificação de choques estruturais exógenos independentes nas variáveis, uma vez que os resíduos na forma reduzida são contemporaneamente correlacionados (a matriz Σu não é diagonal) e são combinações lineares dos choques estruturais (que não são correlacionados contemporaneamente), tornando-se impossível distinguir qual tipo de choque afeta determinada variável.

Logo, é indispensável a imposição de restrições à matriz A_0 , isto é, de hipóteses acerca da relação contemporânea entre as variáveis, a fim de que seja respeitada a condição de ordem de identificação e que se torne possível a estimação dos parâmetros restantes, sob a condição de ortogonalidade dos choques estruturais exógenos não observados e de que a matriz Ξ seja uma matriz diagonal.

Cabe ressaltar também que há diversas maneiras de se realizar a decomposição de $\Sigma \hat{u}$, com o objetivo de reproduzir as correlações parciais dos parâmetros dos resíduos da matriz de variância covariância na forma reduzida, resultado das diferentes restrições possíveis aos parâmetros da matriz A_0 . Em outras palavras, o procedimento de identificação determina a ordem de causalidade entre as variáveis endógenas no VAR estrutural, sendo realizado através da aplicação de determinada estratégia de identificação na matriz de covariância dos resíduos Σu .

Nesse sentido, o presente estudo utiliza a estratégia de identificação de Cholesky, em que a matriz A_0 se torna triangular inferior e que está fundamentada na hipótese de que, em primeiro lugar, a variável TJLP não reage contemporaneamente a choques nos desembolsos do BNDES, na relação entre o IPA-OG-DI Máquinas e Equipamentos e o IPA-DI, na confiança empresarial e taxa de investimento, pois é fixada pelo Conselho Monetário Nacional de forma discricionária. Por sua vez, os desembolsos do BNDES reagem de forma contemporânea a choques na TJLP, porém não reagem no mesmo trimestre a choques nas outras variáveis, enquanto que a relação entre o IPA-OG-DI Máquinas e Equipamentos e o IPA-DI é afetada contemporaneamente somente por choques na TJLP e nos desembolsos do BNDES. Por fim, a confiança empresarial é afetada contemporaneamente por choques na TJLP, nos desembolsos do BNDES e na relação IPA, e a taxa de investimento reage de forma contemporânea a choques em todas as outras variáveis deste artigo.

Desse modo, a relação entre os resíduos do VAR na forma reduzida, u_t e os choques estruturais ε_t , através das matrizes A e Ξ apresenta-se como:

$$\begin{bmatrix} u_t^{TJLP} & u_t^{D BNDES} & u_t^{IPA} & u_t^{Conf} & u_t^{TXI} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & 0 \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{TJLP} & \varepsilon_t^{D BNDES} & \varepsilon_t^{IPA} & \varepsilon_t^{Conf} & \varepsilon_t^{TXI} \end{bmatrix} \Xi^{-1} \quad (8)$$

Como na equação (8) há 15 parâmetros livres a serem estimados, então a condição de ordem para a identificação de A_0 é satisfeita, o modelo é exatamente identificado e é possível estimar o VAR forma estrutural a partir da forma reduzida.

4.2 – Dados

Os dados utilizados neste artigo provêm de cinco variáveis, com periodicidades trimestrais e expressas em logaritmo, no período de tempo compreendido entre o 1º trimestre de 2001 e o 2º trimestre de 2016: taxa de juros de longo prazo (TJLP)⁴; desembolsos do BNDES (D BNDES); razão IPA, definida como o quociente entre o Índice de preços ao produtor - oferta global - disponibilidade interna de máquinas e equipamentos (IPA-OG-DI Máquinas e Equipamentos) e o Índice de preços ao produtor – disponibilidade interna (IPA-DI); confiança empresarial (Conf) e taxa de investimento (Tx I). Estas variáveis foram selecionadas como proxy para os parâmetros apresentados no modelo teórico, quais sejam, respectivamente: i , E , p_k , \emptyset , D_k .

Os dados referentes à TJLP, em % a.a., são fixados pelo Conselho Monetário Nacional, possuem período de vigência trimestral e são disponibilizados pelo BNDES. Da mesma forma, a série mensal de desembolsos do BNDES foi obtida na homepage do banco e, posteriormente, foi deflacionada pelo IPCA e anualizada (soma dos últimos 12 meses – trimestre do ano $t-1$ até o trimestre do ano t). Com essa transformação dos dados, selecionaram-se os desembolsos dos meses de fechamento de cada trimestre que faz parte do intervalo de tempo de análise deste trabalho.

Por sua vez, a razão IPA foi construída a partir dos dados mensais do Instituto Brasileiro de Economia/FGV (IBRE/FGV) sobre o IPA-OG-DI Máquinas e Equipamentos e o IPA-DI e teve como primeiro passo o cálculo da variação percentual/inflação do IPA-OG-DI Máquinas e Equipamentos e do IPA-DI. Em seguida, foram calculados os índices mensais da variação percentual do IPA-OG-DI Máquinas e Equipamentos e do IPA-DI, com base 100 em janeiro de 2000 e, posteriormente, foi calculada a razão entre eles. Por fim, foi calculada a média trimestral dessa razão.

A variável confiança empresarial tem como fonte a agregação dos índices de confiança, situação atual e expectativas empresariais dos setores de serviços, indústria, construção e comércio por pesos econômicos feita pelo IBRE/FGV com periodicidade mensal. Com esse índice agregado, foi calculada a média trimestral.

A taxa de investimento, definida como a razão entre a formação bruta de capital fixo e o PIB a preços de mercado, foi retirada do Sistema de Contas Nacionais do IBGE (SCN/IBGE), referência 2010, e possui periodicidade trimestral.

5 – RESULTADOS

O processo de estimação do VAR estrutural descrito na seção sobre a metodologia foi realizado pelo software Gretl (Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library) e os resultados do modelo são apresentados a seguir.

⁴ A escolha do intervalo de tempo utilizado no modelo foi determinada por: no limite inferior (1º trimestre de 2001), o início da série histórica da variável de confiança empresarial; e, no limite superior (2º trimestre de 2016), a disponibilidade de dados quando da elaboração do artigo.

Em primeiro lugar, o número de defasagens do modelo foi determinado pelo critério de informação de Schwarz, que apontou para uma (1) defasagem. Com isso, o número de observações utilizado na estimação, igual a 61, pode ser obtido pela diferença entre o número total de observações (igual a 62, referente ao período de tempo entre o 1º trimestre de 2001 e o 2º trimestre de 2016) e o número de defasagens (1).

Em seguida, a estimação do VAR foi realizada assumindo que a ordenação das variáveis da decomposição de Cholesky – da “mais exógena” para a “mais endógena” – fosse: ln_TJLP, ln_D BNDES, ln_IPA, ln_CONF e ln_TX I.

A Tabela 1 mostra os resultados da estimação do VAR estrutural somente para a equação da variável ln_TX I, ou seja, são analisados os sinais e as magnitudes dos coeficientes/elasticidades das variáveis ln_TX I, ln_CONF, ln_IPA, ln_D BNDES e ln_TJLP com uma defasagem (-1) em relação à variável ln_TX I no período t.

Tabela 1 – Estimação do VAR

Número de defasagens = 1 Número de observações = 61					
Equação : ln_TX_I					
	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-2,32499	0,432137	-5,3802	<0,0001	***
ln_TX_I -1	0,38677	0,115681	3,3434	0,0015	***
ln_CONF -1	0,200108	0,0541185	3,6976	0,0005	***
ln_IPA -1	-0,0507708	0,101497	-0,5002	0,6189	
ln_D BNDES -1	0,0449964	0,0320136	1,4055	0,1655	
ln_TJLP -1	-0,0567789	0,0419975	-1,3520	0,1819	
Média var. dependente	-1,678474	D.P. var. dependente		0,085757	
Soma resíd. quadrados	0,075866	E.P. da regressão		0,037140	
R-quadrado	0,828067	R-quadrado ajustado		0,812437	
F(5, 55)	52,97859	P-valor(F)		8,29e-20	
rô	-0,073291	Durbin-Watson		2,119164	

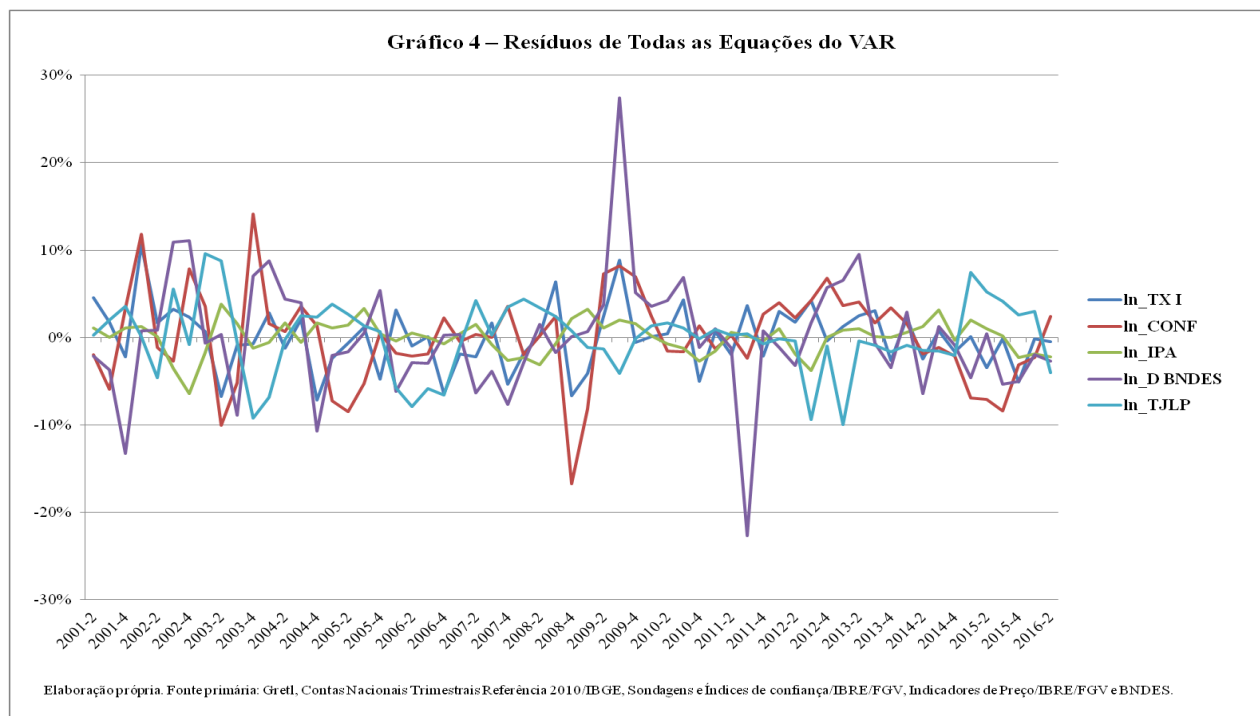
Elaboração própria. Fonte primária: Gretl, Contas Nacionais Trimestrais Referência 2010/IBGE, Sondagens e Índices de confiança/IBRE/FGV, Indicadores de Preço/IBRE/FGV e BNDES.

A despeito do modelo como um todo ser estatisticamente significativo (p-valor do teste F próximo de zero), dos coeficientes, individualmente, somente os relativos ao termo constante e às variáveis ln_TX I -1 e ln_CONF -1 são estatisticamente significativas ao nível de significância de 1%, de acordo com o p-valor apresentado para cada variável.

Além disso, os sinais e magnitudes dos coeficientes/elasticidades estão de acordo com o modelo estimado, ou seja, uma variação (percentual) de 1% nas variáveis ln_TX I -1, ln_CONF -1 e

$\ln_D\ BNDES -1$ provocam, em média, uma variação percentual positiva em $\ln_TX\ I$ equivalente ao valor do coeficiente apresentado na Tabela 1, enquanto uma variação percentual nas variáveis $\ln_IPA -1$ e $\ln_TJLP -1$ resulta, em média, em uma variação percentual negativa em $\ln_TX\ I$.

Nesse sentido, o Gráfico 4 apresenta os resíduos de todas as equações do sistema de equações que compõem o VAR estrutural para o período amostral coberto por este artigo.

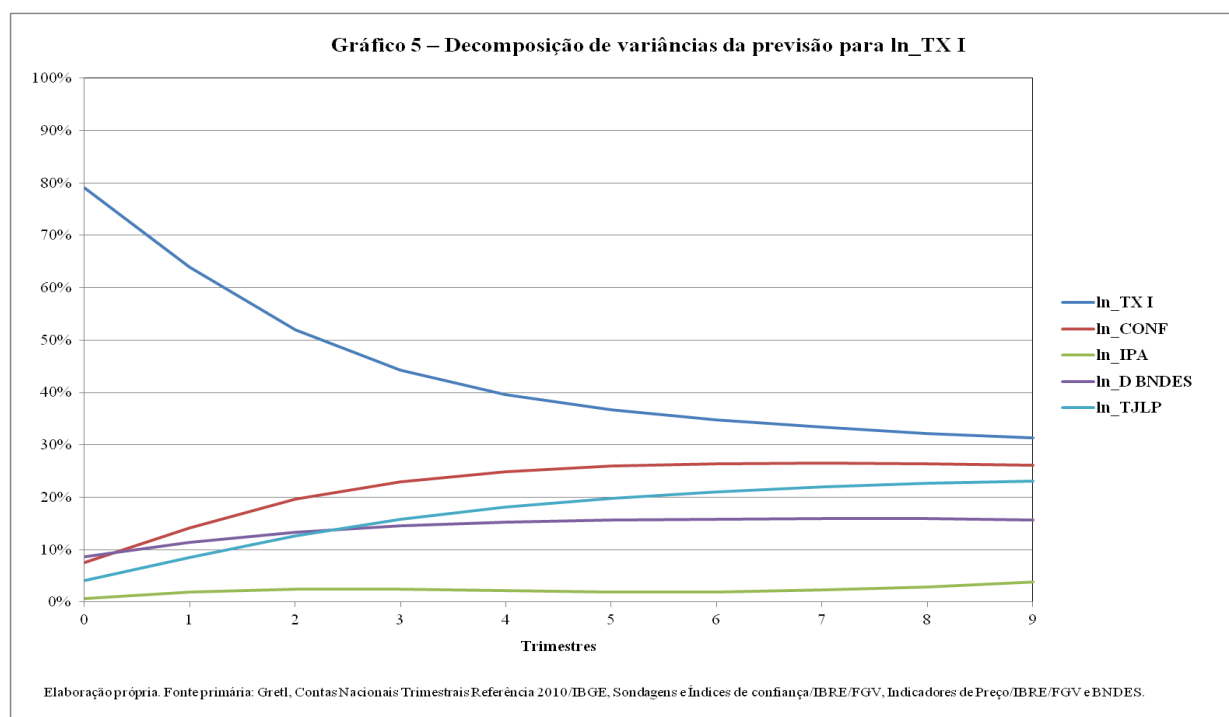


Como pode ser visto no Gráfico 4, os resíduos de todas as equações do VAR são estacionários, o que é confirmado pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com uma defasagem ao nível de significância de 1% realizado para cada equação. Apesar disso, ao se realizar o mesmo teste para o logaritmo de todas as variáveis do VAR, concluiu-se que todas possuem raiz unitária – ou seja, trata-se de séries não estacionárias⁵.

⁵ A escolha de indicadores não estacionários e, principalmente, a escolha por se abster em usar algum tratamento estatístico para transformar tais indicadores em séries estacionárias, não foram feitas em vão. Sua justificativa teórica reside na teoria pós-keynesiana, que fornece o modelo teórico base para respaldar este exercício. Como já explicado, o investimento na teoria keynesiana é realizado a partir de uma decisão crucial, baseada meramente na confiança que o empresário tem com relação ao sucesso do projeto. Esta característica é consequência da hipótese de que a economia existe em um mundo não ergódico, isto é, o processo econômico é dinâmico (mutável) ao longo do tempo histórico, impedindo que se possa observar um comportamento padrão (previsível) nas variáveis econômicas (DAVIDSON, 1983). Neste cenário, os agentes econômicos não são capazes de construir funções de probabilidade de ocorrência futura de eventos com base em acontecimentos passados. O próprio ato de investir altera o ambiente no qual foi tomada originalmente a decisão de investir. Com efeito, esta é a ideia implícita do conceito de decisão crucial (SHACKLE, 1955). Assim, em um mundo não ergódico, não pode haver uma série temporal estacionária, que pressupõe que suas características estatísticas (média, variância etc.) são constantes ao longo do tempo. Como este tipo de série reflete algum tipo de equilíbrio estatístico, só seria possível trabalhar com estas informações em um modelo que supusesse a existência de um mundo ergódico.

Por sua vez, a equação de interesse (a equação $\ln_TX\ I$, analisada na tabela 1) possui resíduos com distribuição normal, de acordo com o teste de normalidade de Jarque Bera, bem como autocorrelação serial dos resíduos segundo o teste de Ljung-Box.

O Gráfico 5 segue a análise da equação $\ln_TX\ I$, no que se refere à decomposição de variâncias da previsão para $\ln_TX\ I$, ou seja, qual é a importância dos choques das variáveis $\ln_TX\ I$, \ln_CONF , \ln_IPA , $\ln_D\ BNDES$ e \ln_TJLP na variabilidade da variável $\ln\ TX\ I$.



O Gráfico 5 sugere que a variável $\ln_TX\ I$ é a que mais explica a variabilidade da variância da equação $\ln_TX\ I$ (aproximadamente 31%), seguido pelo \ln_CONF , com aproximadamente 27%. Por sua vez, a variável \ln_TJLP é responsável por 23% da variabilidade de $\ln_TX\ I$, seguido pelo $\ln_D\ BNDES$ e pelo \ln_IPA , que explicam, respectivamente, por 15,5% e 3,5% da variabilidade de $\ln_TX\ I$.

Destaca-se que a relativa importância da variável \ln_CONF na explicação da variabilidade do $\ln_TX\ I$ corrobora o referencial teórico apresentado anteriormente, no sentido de que a confiança dos empresários é fundamental na decisão de gasto em investimento e, consequentemente, na taxa de investimento em determinado período de tempo. Mais importante ainda é notar que sua importância é crescente ao longo do tempo, ou seja, seus efeitos no nível de investimento só se dão a médio e longo prazos.

Tal conclusão é especialmente importante no atual cenário econômico brasileiro, no qual os indicadores de confiança empresarial têm apresentado uma leve reação à trajetória declinante verificada desde meados de 2010. Esta suave inversão de tendência no indicador de confiança,

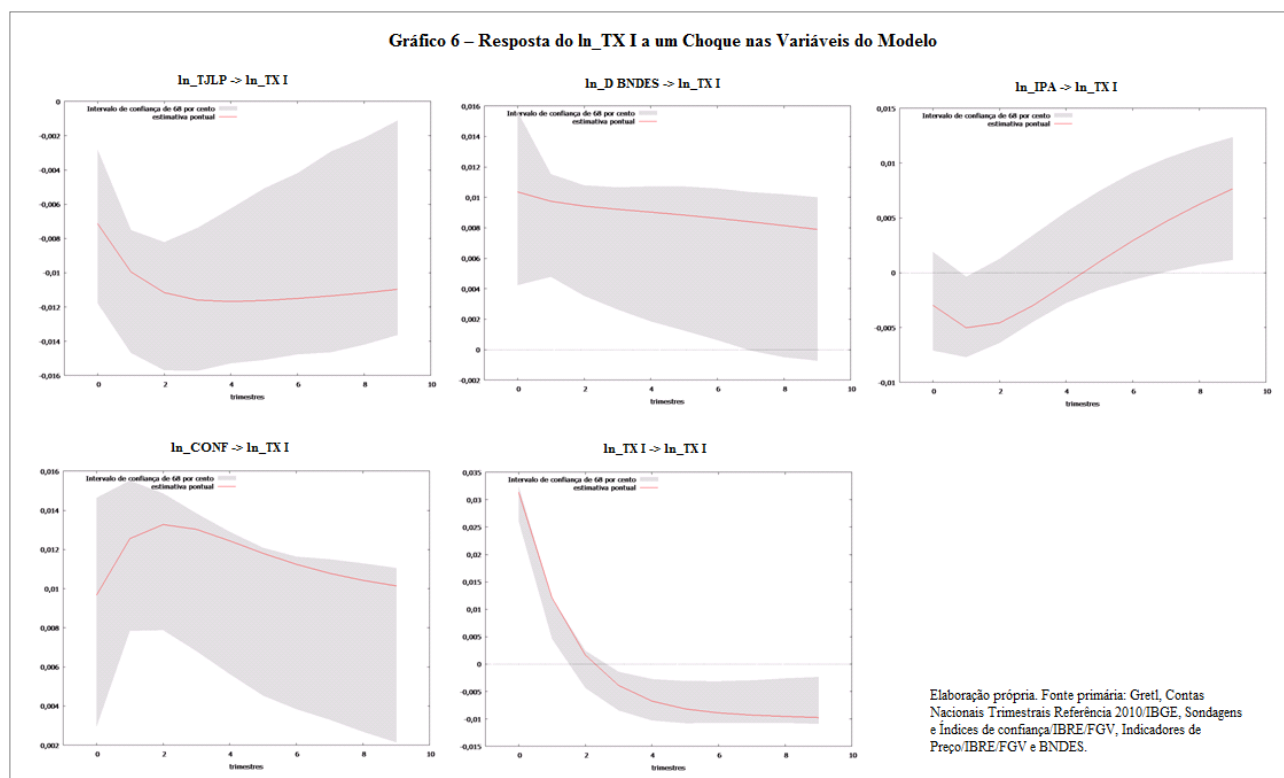
ainda que esteja em um patamar historicamente baixo, despertou a esperança em analistas econômicos de que a atividade econômica do país voltasse a crescer rapidamente, o que, de fato, não está sendo verificado. A julgar esta interpretação à luz dos resultados do modelo aqui apresentado, pode-se inferir que os efeitos da confiança não se dão de forma tão rápida, quanto era esperado pelos analistas. Com efeito, como será visto no Gráfico 9, apenas a partir do 3º trimestre do choque de confiança que se verifica um maior peso do indicador na explicação do investimento. Este baixo impacto da confiança no curto prazo pode ter relação com a memória empresarial do passado recente. Ou seja, pode-se assumir uma perspectiva mais kaleckiana de que as expectativas se baseiam em resultados (lucros) passados (KALECKI, 1954), formando uma espécie de “expectativas adaptativas”.

[...] partindo de uma economia recém-saída de uma crise, o estado de confiança nas expectativas futuras está impregnado de informações passadas a respeito de falências de firmas fortemente endividadas. Tanto bancos como tomadores de empréstimos ainda estarão às voltas com créditos inadimplentes. [...] Na medida em que a economia comece a crescer, os resultados surpreenderão positivamente os agentes econômicos. Maiores lucros e menor grau de utilização da capacidade produtiva das firmas representarão estímulos para novos investimentos e, por conseguinte, justificarão uma maior demanda por financiamento por parte das firmas (PAULA e ALVES JUNIOR, 2003, p.150-151).

Ademais, cumpre questionar se a mudança de trajetória do indicador de confiança pode ser considerada um choque de confiança. Mesmo que assim fosse, há de se levar em conta que há, pelo menos, mais dois fatores importantes na determinação do investimento, segundo este modelo: a TJLP e os desembolsos do BNDES. A trajetória de ambas as variáveis nos últimos trimestres tem atuado no sentido contrário ao do estímulo aos investimentos, uma vez que a TJLP passou de 5% a.a. no 4º trimestre de 2014 para 7,5% a.a. no 2º trimestre de 2016 e os desembolsos do BNDES caíram quase 50% em termos reais na mesma base de comparação.

Nesse sentido, a seguir, serão apresentados os gráficos das funções impulso-resposta (IRF) referentes à resposta de \ln_TX I a choques em todas as outras variáveis na equação de interesse, com destaque para o fato de que todas as IRF's foram construídas com bandas de probabilidade de 68% e com número de passos à frente igual a 9 trimestres.

Gráfico 6 – Resposta do $\ln_TX I$ a um Choque nas Variáveis do Modelo



O comportamento da IRF da primeira figura do Gráfico 6 sugere uma forte evidência de que um choque positivo de 1% no \ln_TJLP provoca uma resposta negativa no $\ln_TX I$ (que está de acordo com a teoria econômica), pois as bandas de probabilidade são menores do que zero ao longo de todos os passos à frente. Além disso, há uma trajetória cadente dessa resposta até o 3º trimestre à frente, tornando-se relativamente constante até o 9º trimestre à frente. Em outras palavras, a resposta do $\ln_TX I$ a um choque no \ln_TJLP não se dissipa completamente ao longo dos nove trimestres à frente, apresentando, portanto, um impacto negativo permanente no logaritmo da taxa de investimento.

Ainda no Gráfico 6, analisando a segunda figura, a função impulso-resposta indica que há uma evidência significativa de que um choque positivo de 1% no $\ln_D BNDES$ provoca uma resposta positiva no $\ln_TX I$, apesar da banda inferior de probabilidade ser negativa entre o 7º e o 9º trimestre à frente. Percebe-se, também, que a resposta do $\ln_TX I$ a esse choque é permanente, no sentido de que possui efeitos de longo prazo na taxa de investimento, além de apresentar relativa estabilidade ao longo dos passos à frente.

Os resultados da IRF demonstram consistência com o modelo estimado, sobretudo em relação ao sinal da resposta da taxa de investimento, bem como sua persistência ao longo do tempo, o que revela a importância do BNDES como um dos principais atores na consecução de desembolsos, que afetam de forma significativa as decisões de investimento dos agentes econômicos da economia brasileira.

A IRF apresentada na terceira figura do Gráfico 6 permite concluir que, inicialmente, um choque positivo de 1% no \ln_IPA provoca uma resposta negativa no \ln_TX I até meados do 4º trimestre à frente, quando a taxa de investimento começa a ser impactada positivamente pelo referido choque.

A explicação econômica para esse comportamento se dá pelos efeitos defasados que o aumento do preço relativo do IPA de Máquinas e Equipamentos sobre o IPA-DI provoca nas decisões de investimento dos agentes econômicos, no sentido de os empresários adotam a cautela para realizar o gasto em investimento quando percebem choques/movimentações na razão IPA, demorando alguns trimestres para efetivar tal gasto e, conseqüentemente, aumentar a taxa de investimento, *ceteris paribus*.

Os resultados apresentados na quarta figura do Gráfico 6 sugerem uma forte evidência de que a resposta do \ln_TX I a um choque de 1% no \ln_CONF é forte e positiva, uma vez que as bandas de probabilidade são positivas em todos os trimestres à frente analisados. Além disso, há uma significativa persistência do choque na taxa de investimento, no sentido de que há a presença de efeitos de longo prazo na resposta dessa taxa.

Pode-se afirmar, ainda, que os resultados da IRF estão de acordo com o preconizado pelo marco teórico proposto neste artigo, sobretudo no sentido de que as expectativas de lucro futuro dos empresários são fundamentais na decisão de investimento, ou seja, a confiança dos empresários no recebimento de um fluxo de lucros esperados que seja compatível com a viabilidade econômica do projeto de investimento é fundamental no comportamento da taxa de investimento, *ceteris paribus*.

Nesse sentido, a justificativa econômica para o comportamento da resposta do \ln_TX I ao choque no \ln_CONF ao longo dos passos à frente se baseia na ideia de que em períodos de tempo imediatamente após o choque (até o 3º trimestre à frente), a confiança empresarial gera um aumento significativo na taxa de investimento da economia, que não persiste com a mesma força ao longo dos próximos trimestres à frente, já que apresentam uma trajetória cadente - apesar da resposta da taxa de investimento no 10º trimestre à frente ser maior do que a resposta no momento do choque.

Por fim, o resultado apresentado na quinta e última figura do Gráfico 6 sugere que, inicialmente, um choque positivo de 1% no \ln_TX I provoca uma resposta positiva no \ln_TX I até o final do 2º trimestre à frente, quando a taxa de investimento começa a ser impactada negativamente.

Outra característica importante a ser ressaltada é a trajetória cadente da IRF ao longo de todo o gráfico. A explicação econômica para esse fato se dá pelo fato de que como as decisões de investimento são intrinsecamente de longo prazo, os agentes econômicos tendem, após a efetivação desse gasto, não investirem novamente em um curto espaço de tempo, uma vez que o retorno e a maturação dos mesmos também são de característica genuinamente de longo prazo.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir de uma abordagem pós-keynesiana, este artigo objetivou, através da metodologia Vetores Autorregressivos (VAR), identificar quais são os determinantes da formação bruta de capital fixo brasileira, e quão relevantes eles são.

O modelo teórico, formalizado por Davidson (1994), baseia-se em conceitos fundamentais da teoria keynesiana, como: incerteza não-probabilística, confiança empresarial, expectativas, preferência pela liquidez, mercado financeiro (bancos), não-ergodicidade e princípio da demanda efetiva.

Nas funções impulso-resposta do VAR, os resultados obtidos sugerem que os investimentos reagem positivamente a um choque na confiança empresarial e no volume de desembolsos do BNDES e negativamente a um choque na TJLP, enquanto que os efeitos de um choque nos preços relativos dos bens de capital são dúbios. Verificou-se, ainda, a partir da decomposição de variância, que a confiança empresarial e o custo de financiamento (TJLP) são, respectivamente, os fatores mais importantes na explicação da decisão de investimento a médio e longo prazos.

Nesse sentido, os resultados apresentados pelo modelo econométrico corroboram os pressupostos do arcabouço teórico keynesiano, em que o animal spirits, representado pela confiança empresarial, assume um papel fundamental na determinação do investimento, cujos efeitos se tornam relevante a médio e longo prazos – resultado especialmente relevante na atual conjuntura econômica brasileira, na qual se questiona a eficácia do papel das expectativas na determinação da atividade econômica.

Por fim, pelo duplo caráter do investimento – efeito capacidade produtiva e componente de demanda agregada intrinsecamente instável e pró-cíclico – sua análise tem natural relevância nos estudos macroeconômicos e na condução da política econômica e, desse modo, este artigo se propôs a contribuir para a literatura sobre o tema, ao tentar compreender a dinâmica dessa variável.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AFONSO, José Roberto R.; GOBETTI, Sérgio Wulff. **Impactos das reformas tributárias e dos gastos públicos sobre o crescimento e os investimentos: O caso do Brasil**. Santiago: Nações Unidas/CEPAL, 2015. 40 p. (Macroeconomia do Desenvolvimento 167).
- BIELSCHOWSKY, Ricardo. **Os investimentos fixos na economia brasileira nos anos noventa – Apresentação e discussão dos números relevantes**. 2003. CEPAL. Disponível em: <<http://www.cepal.org/publicaciones/xml/0/4960/capi.pdf>>. Acesso em: 01 nov. 2016.
- BUSATO, Maria Isabel; REIF, Ana Cristina; POSSAS, Mario Luiz. **Uma tentativa de integração entre Keynes e Kalecki: investimento e dinâmica**. Rio de Janeiro: IE/UFRJ, 2016. 28 p. (Texto para Discussão 001/2016).

- CARVALHO, Fernando Cardim de. Fundamentos da escola pós-keynesiana: a teoria de uma economia monetária. In: AMADEO, E. (org.). **Ensaio sobre economia política moderna: teoria e história do pensamento econômico**. São Paulo: Marco Zero, 1989. pp. 179-194.
- CARVALHO, Fernando J. Cardim de. **Mr. Keynes and the Post Keynesians**: Principles of macroeconomics for a monetary production economy. Brookfield: Edward Elgar, 1992. 236 p. (New Directions in Modern Economics).
- DAVIDSON, Paul. **Money and the Real World**. 2. ed. London: The Macmillan Press, 1978. 428 p
- DAVIDSON, Paul. **Post Keynesian macroeconomic theory**: A foundation for successful economic policies for the twenty-first century. Brookfield: Edward Elgar, 1994. 309 p.
- DAVIDSON, Paul. Rational Expectations: A Fallacious Foundation for Studying Crucial Decision-Making Processes. **Journal Of Post Keynesian Economics**, [s.l.], v. 5, n. 2, p.182-198, jan. 1983.
- FAZZARI, Steven. Keynesian theories of investment: Neo-, post- and new. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 9, n. 4, p.101-111, dez. 1989.
- FERDERER, J. Peter. Does Uncertainty Affect Investment Spending? **Journal Of Post Keynesian Economics**, [s.l.], v. 16, n. 1, p.19-35, set. 1993. Informa UK Limited. <http://dx.doi.org/10.1080/01603477.1993.11489966>.
- FERREIRA, Adriana Nunes. A Recuperação Pós-Keynesiana da Autonomia da Macroeconomia. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia**. Salvador: Anpec, 2008. p. 1 - 20. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807202138540-.pdf>>. Acesso em: 03 nov. 2016.
- FISHER, Irving. **The Theory of Interest**: As determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest it. New York: The Macmillan Company, 1930. 566 p.
- GOBETTI, Sérgio Wulff; AMADO, Adriana Moreira. Ajuste fiscal no Brasil: algumas considerações de caráter pós-keynesiano. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 31, n. 1, p.139-159, mar. 2011.
- GONZALES, Erica Oliveira; SBARDELLATI, Eliane Cristina Araújo; SANTOS, Allan Silveira dos. Uma Investigação Empírica Sobre os Determinantes do Investimento no Brasil (1995-2013). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42, 2014, Natal. **Anais do XLII Encontro Nacional de Economia**. Natal: Anpec, 2014. p. 1-20. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files_I/i6-302e9e2238644d522bf5126210be53d9.pdf>. Acesso em: 05 nov. 2016.
- GÜR, Umut. The Development of a Domestic Capital Goods Industry: a diffusion perspective. In: DRUID ACADEMY'S WINTER CONFERENCE ON INNOVATION, GROWTH AND INDUSTRIAL DYNAMICS,[s.l.], 2004, Aalborg. **Proceddings**. Aalborg: Druid, 2004. p. 1 - 18.
- HIRSCHMAN, Albert O. **The Strategy of Economic Development**. New Haven: Yale University Press, 1958. 218 p.
- HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C.. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal Of Money, Credit And Banking**, Columbus, v. 29, n. 1, p.1-16, fev. 1997.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Implantação da Série do Sistema de Contas Nacionais - Referência 2010**. 4. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2015. 6 p. (Nota Metodológica nº 01). Disponível em:

<ftp://ftp.ibge.gov.br/Contas_Nacionais/Sistema_de_Contas_Nacionais/Notas_Metodologicas_2010/01_mudanca_de_base.pdf>. Acesso em: 28 out. 2016.

- KALECKI, Michal. **Teoria da Dinâmica Econômica**. São Paulo: Nova Cultural, 1977. 204 p.
- KEYNES, John Maynard. **Teoria Geral do Emprego, do Juros e da Moeda**. São Paulo: Atlas, 2007. 328 p.
- KEYNES, John Maynard. The Ex-ante Theory of the Rate of Interest. **Economic Journal**, v.47, p.663-669, 1937 .
- KOPPL, Roger. Association Retrospectives: Animal Spirits. **The Journal Of Economic Perspectives**, [s.l.], v. 5, n. 3, p.203-210, jul. 1991.
- LALL, Sanjaya. Technological Capabilities and Industrialization. **World Development**, Oxford, v. 20, n. 2, p.165-186, fev. 1992.
- MINSKY, Hyman P. **Estabilizando uma Economia Instável**. Osasco: Novo Século, 2009. 448 p.
- PAULA, Luiz Fernando de. Dinâmica da Firma Bancária: uma Abordagem Não-convencional. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 53, n. 3, p.323-356, set. 1999.
- _____. Financiamento, Crescimento Econômico e Funcionalidade do Sistema Financeiro: Uma Abordagem Pós-Keynesiana. **Estudos Econômicos**, São Paulos, v. 43, n. 2, p.363-396, abr-jun. 2013.
- PAULA, Luiz Fernando de; ALVES JÚNIOR, Antonio José. Comportamento dos bancos, percepção de risco e margem de segurança no ciclo minskiano. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 39, p.135-162, mar. 2003.
- SHACKLE, George Lennox Sharman. **Imagination and the Nature of Choice**. Edinburgh: Edinburgh University Press, 1979. 159 p.
- SHACKLE, George Lennox Sharman. **Uncertainty in Economics and Other Reflections**. Cambridge: Cambridge University Press, 1955. 267 p.
- SIMS, Christopher A.. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, [s.l.], v. 48, n. 1, p.1-48, jan. 1980. JSTOR. <http://dx.doi.org/10.2307/1912017>.