

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO

CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

POLÍTICA MONETÁRIA E MERCADO IMOBILIÁRIO: ANÁLISE DA
INFLUÊNCIA DO VOLUME DE CRÉDITO SOBRE O NÍVEL DE PREÇOS
DOS IMÓVEIS.

DAYVISSON JANESON RODRIGUES RAMOS

CARUARU - 2016

DAYVISSON JANESON RODRIGUES RAMOS

POLÍTICA MONETÁRIA E MERCADO IMOBILIÁRIO: ANÁLISE DA
INFLUÊNCIA DO VOLUME DE CRÉDITO SOBRE O NÍVEL DE PREÇOS
DOS IMÓVEIS.

Monografia apresentada a Coordenação do curso de Economia da Universidade Federal de Pernambuco – Centro Acadêmico do Agreste, como requisito para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas. Orientador Prof. Dr. Diogo de Carvalho Bezerra.

CARUARU - 2016

Catálogo na fonte:
Bibliotecária - Simone Xavier CRB/4-1242

R175p Ramos, Dayvisson Janeson Rodrigues.
Política monetária e mercado imobiliário: análise da influência do volume de crédito sobre o nível de preços dos imóveis. / Dayvisson Janeson Rodrigues Ramos. - 2016.
56f. ; 30 cm.

Orientador: Diogo de Carvalho Bezerra.
Monografia (Trabalho de Conclusão de Curso) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA, Economia, 2016.
Inclui referências bibliográficas

1. Mercado imobiliário. 2. Política monetária. 3. Crédito imobiliário. 4. Imóveis – preços. I. Bezerra, Diogo de Carvalho. (Orientador). II. Título.

330 CDD (23. ed.)

UFPE (CAA 2016-037)

DAYVISSON JANESON RODRIGUES RAMOS

POLÍTICA MONETÁRIA E MERCADO IMOBILIÁRIO: ANÁLISE DA
INFLUÊNCIA DO VOLUME DE CRÉDITO SOBRE O NÍVEL DE PREÇOS DOS IMÓVEIS.

Monografia apresentada a Coordenação do curso de
Economia da Universidade Federal de Pernambuco –
Centro Acadêmico do Agreste, como requisito para a
obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.
Orientador Prof. Dr. Diogo de Carvalho Bezerra.

Prof. Dr. Diogo de Carvalho Bezerra.

Orientador

Prof. Msc. Klebson Humberto de Lucena Moura

Avaliador

Prof. Msc. Bruno Tadeu Lopes Siqueira de Moura

Avaliador

CARUARU – 2016.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente à Dra. Lucilena Castanheira e ao Dr. Diogo de Carvalho Bezerra que com muita tranquilidade me deu bons conselhos e orientações, além de me transmitir calma e serenidade nos momentos mais difíceis de minha graduação. Sem sua orientação seria impossível concluir este estudo e esta etapa de minha jornada acadêmica.

Aos meus amigos que muito contribuíram para minha formação, não só acadêmica, mas também para a vida, especialmente Diana Oliveira, Diego Gustavo, Irvin Rocha, Jéssica Monteiro, Mayara Soares, Wellington Charles e demais companheiros que dividiram a estrada até aqui.

Agradeço também aos meus pais, Gilson e Lourdes, irmãos Dayse, Janailson e Gisele que sempre mantiveram a fé e ofereceram suporte nos momentos mais críticos de minha vida, inclusive nas dificuldades atravessadas ao longo desta graduação.

A todos que sempre estiveram ao meu lado, me incentivando e apoiando. Meus sinceros agradecimentos.

“Todas as flores do futuro estão contidas nas sementes de hoje.”

Provérbio chinês.

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo analisar a forte variação dos preços dos ativos imobiliários no Brasil a partir do ano de 2007 com foco na política monetária e na liberação de crédito orientado ao setor de habitação. Com respaldo na Teoria Austríaca do Ciclo Econômico (TACE), os indícios a serem analisados recaem sobre a interferência do Estado na política habitacional e no modo como esta possa ter interferido no equilíbrio desse mercado. De maneira geral a hipótese levantada aqui é que a política habitacional tenha sido utilizada como estratégia de alavancagem econômica, conforme aponta Krause *et al* (2013), no sentido de mitigar os efeitos da crise de 2008, o que de acordo com a Escola Austríaca pode ter influenciado o comportamento dos agentes, afetando o nível de consumo e conseqüentemente inflando os preços das habitações. De maneira objetiva foi analisado que a liberação massiva de crédito de fato contribuiu para as elevações significativas nos preços dos imóveis no país, estabelecendo uma relação de causalidade e equilíbrio que pode estender-se além do período analisado, mantendo essa tendência no longo prazo. Para esta análise, foi utilizado o método de Regressão Simples para analisar os dados das variações mensais do Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R) e do Saldo da Carteira de Crédito com recursos direcionados aos financiamentos imobiliários de Pessoas Físicas. Os resultados alcançados concluem que o crédito disponibilizado para aquisição de imóveis destinadas às pessoas físicas afetou o nível de preços das habitações nas regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo no período compreendido entre março de 2007 a agosto de 2014.

Palavras-chave: Crédito Imobiliário; Teoria Austríaca do Ciclo Econômico (TACE); Volume de Crédito; Preço das Habitações; Co-integração; Mecanismo de correção de erros.

ABSTRACT

This paper aims to analyze the strong variation in the prices of real estate assets in Brazil from 2007 with focus on monetary policy and credit release oriented housing sector. Backed on the Austrian Theory of the Business Cycle (TACE), the evidence to be analyzed falls on the interference of the state in housing policy and how this may have affected the balance of that market. In general the hypothesis here is that housing policy has been used as economic leverage strategy, as shown by Krause et al (2013) to mitigate the effects of the 2008 crisis, which according to the Austrian school can have influenced the behavior of agents, affecting the level of consumption and therefore inflating the prices of dwellings. Objectively analyzed was that the massive release because credit has contributed to significant increases in the price of real estate in the country, establishing a causal relationship and balance that can extend beyond the period analyzed, keeping this trend in the long run. For this analysis, we used the simple regression method to analyze the data of the monthly variations of Guarantee Real Estate Securities Index Residential Financed (IVG-R) and the loan portfolio balance with resources directed to real estate financing Individuals. The results achieved conclude that the credit made available to purchase real aimed to individuals affected the level of housing prices in the metropolitan areas of Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador and São Paulo in the period from March 2007 to August 2014.

Keywords: Mortgages; Austrian Theory of the Business Cycle (TACE); Credit volume; Price of Rooms; Co-integration; Error correction mechanism.

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO	10
2.	CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO HABITACIONAL	13
3.	REVISÃO DE LITERATURA	18
4.	METODOLOGIA	28
4.1.	CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO BAYESIANO – BIC	38
5.	DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	40
5.1.	ÍNDICE DE VALORES DE GARANTIA DE IMÓVEIS RESIDENCIAIS FINANCIADOS (IVG-R)	41
5.2.	CONCESSÕES DE CRÉDITO COM RECURSOS DIRECIONADOS - PESSOAS FÍSICAS - FINANCIAMENTO IMOBILIÁRIO TOTAL	43
6.	RESULTADOS	46
7.	CONCLUSÕES	48
8.	REFERÊNCIAS	50

1. INTRODUÇÃO

O setor da construção civil no Brasil tem chamado bastante atenção de técnicos e acadêmicos nos últimos anos por apresentar forte expansão em seus números. Com base no índice FipeZap, aponta-se que no período entre janeiro de 2010 e março de 2012, os preços médios dos imóveis subiram 43% em todo país. O fenômeno verificado é uma alta considerável no valor dos imóveis, fato que alerta sobre o possível descompasso gerado entre o preço relativo desses bens em relação à inflação registrada para os demais produtos de nossa economia. Sobre isso, Mendonça e Sachsida (2012) apontam que os preços dos imóveis – residenciais e comerciais - têm crescido além do que se poderia explicar segundo alguns fundamentos econômicos, criando um ambiente propício à especulação onde se teme a formação de uma “bolha econômica” nos parâmetros da crise de 2008.

No contexto nacional, a expansão monetária via liberação de crédito para o setor automobilístico e imobiliário, bem como a redução de impostos específicos e concessão de subsídios, atuou significativamente na economia brasileira apoiando o consumo de produtos nacionais e o comércio interno para o enfrentamento da crise internacional iniciada em 2008. Os indícios de aquecimento de nosso mercado imobiliário alimentaram perspectivas de crescimento e isto impulsionou ainda mais o nível de investimentos para o setor nos últimos anos. Sobre este assunto, a teoria econômica discute que a intervenção estatal pode aquecer o mercado e interferir no processo decisório dos agentes, alterando o valor subjetivo que estes têm sobre o preço de um determinado produto. Estas perspectivas promissoras associadas a diversas outras variáveis interferiram de forma vigorosa no fator preço dos imóveis, assunto alvo de nosso interesse.

Muitos motivos são apontados como variáveis que explicam e influem no fator preço dos imóveis, uma vez que o mercado imobiliário está estritamente associado ao bem-estar da economia, tendo nele os reflexos mais visíveis do momento em que se encontra a economia nacional. Comprovadamente, de acordo com a TACE, sabe-se que nos períodos de expansão econômica há maior volume de crédito¹; mais empregos; e o nível geral de renda aumenta proporcionando maiores facilidades para aquisição de imóveis, atuando de forma positiva na

¹ No Brasil o Governo Federal é o maior gestor do crédito imobiliário por intermédio da CEF; além do crédito Rural, intermediado pelo Banco do Brasil; e créditos direcionados aos diversos níveis de empreendedores, por meio do BNDES.

precificação destes conforme diversos trabalhos de nossa literatura². Diante do exposto o presente trabalho tem por objetivo analisar a forte variação dos preços dos imóveis no Brasil nos últimos anos com foco nos efeitos advindos da expansão econômica via disponibilização de crédito.

Tendo como ponto de partida a Teoria Austríaca de que o preço de um produto é sensível ao volume de crédito disponibilizado para sua aquisição; e tendo em vista a teoria levantada por Krause, Balbim e Lima Neto (2013) de que a política habitacional foi utilizada como estratégia de alavancagem econômica do país diante da crise econômica iniciada em 2008; a hipótese levantada aqui é que a intervenção do Governo Federal brasileiro no sentido de mitigar os efeitos da crise supracitada pode ter interferido no equilíbrio desse mercado fazendo subir o nível geral de preços dos imóveis no país. Assim, o objetivo pretendido é analisar se o direcionamento de recursos para financiamento de imóveis, desprovida de maiores preocupações em minimizar o déficit habitacional, afetou de fato o equilíbrio desse mercado, tendo seu reflexo mais expressivo em seus preços. Em suma, a hipótese central deste trabalho é que a liberação massiva de crédito imobiliário pode ter impactado não só sobre a economia do país, ocasionando crescimento acelerado apoiado no consumo interno, mas também pode ter provocado em seus desdobramentos elevações nos preços dos imóveis em todo país.

Para tal, percorre-se o seguinte caminho: Após apresentada a metodologia do trabalho e a revisão de literatura serão expostos os elementos conceituais sobre a relação crédito/preço da Teoria austríaca. No capítulo seguinte será apresentada nossa teoria que identifica a relação de causalidade entre Volume de Concessões de Financiamento Imobiliário (representado Saldo da Carteira de Crédito com Recursos Direcionados aos Financiamentos Imobiliários de Pessoas Físicas) e o Índice de Preço de Imóveis (representado pelo Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados IVG-R), aplicadas especificamente para o mercado brasileiro. A partir daí será realizada a análise que permitirá identificar com base nas séries temporais de liberação de recursos para financiamentos se houve de fato aumento correspondente dos preços nos períodos subsequentes, podendo indicar uma possível relação de causalidade na elevação do nível de preços perante a disponibilização de choques de crédito para o setor.

² Ver Mendonça, Mário Jorge; Sachsida, Adolfo; Medrano, Luis Alberto; Krause, Cleandro; Balbim, Renato; Neto, Vicente Correia Lima.

Nos capítulos finais serão apresentadas as conclusões e as considerações finais para este trabalho, fazendo as devidas conexões com os trabalhos utilizados como referencial teórico. Espera-se com isso ampliar os estudos nessa área, vislumbrando não apenas um melhor entendimento sobre essa temática, mas também para auxiliar na formulação de novos instrumentos capazes de maximizar os efeitos de políticas públicas ligadas à questão habitacional do país.

2. CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO HABITACIONAL

Muitos são os motivos que podem ser elencados para explicar o crescimento do mercado de ativos imobiliário no Brasil. Em suma, as reformas na legislação, políticas de expansão de crédito direcionado ao financiamento e construção; estabilidade dos preços, que permitiram planejamento de longo prazo; taxas de juros; elevação do nível de renda; expectativa de valorização futura; obras públicas³; e programas governamentais de incentivo ao subsídio e a aquisição da casa própria são as explicações mais recorrentes na literatura econômica para explicar a forte expansão desse nicho de mercado. Porém, devido à inexistência de uma base de dados sólida que contenha informações confiáveis sobre os preços de venda e de aluguel dos imóveis residenciais e comerciais no país, torna-se impossível quantificar empiricamente os efeitos de cada variável destas sobre o fator preço. Um dos primeiros estudos aplicado às características de produtos foi o de Waugh (1929), embora o modelo usado não fosse formal, o trabalho foi pioneiro na área e consistiu em reunir informações de preços de atacado e um conjunto de características individuais, caracterizando a teoria de preços relacionados, o que chamamos de preços hedônicos⁴.

Decorre que na teoria econômica, o valor de um bem está atrelado à utilidade marginal⁵ que os indivíduos atribuem a ele; a utilidade, por sua vez, é definida pelas preferências dos agentes. Isto é, o preço de mercado é determinado pelo valor subjetivo que as pessoas têm pelo bem. Talvez seja esta a origem da elevação dos preços experimentada no mercado imobiliário brasileiro na última década, adquirindo um comportamento fortemente ascendente para o caso das habitações em todo país, advinda da expectativa de valorização futura. Há indícios de que o aquecimento da construção civil alimentou perspectivas de crescimento contínuo, o que impulsionou o nível de investimentos privados para o setor. Calcula-se que no período entre janeiro de 2010 e março de 2012, o nível médio de preços dos imóveis subiu 43% em todo país⁶. O fenômeno que se verifica é uma alta considerável no valor dos imóveis - bem acima dos índices gerais de preços - o que pode ter gerado um descompasso entre o preço relativo dos imóveis e o nível de preços praticado pelo mercado para os demais produtos. Assim, os preços dos imóveis cresceram de forma que os fundamentos microeconômicos não puderam explicar, abrindo margem para a especulação,

3 Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), World Cup 2014 e Olimpíadas do Rio de Janeiro de 2016.

4 Ver Rosen, S. (1974).

5 Ver Marshall (1982).

6 Cálculo com base no índice FipeZap.

interferindo no processo decisório de investimentos e alterando o valor subjetivo em relação aos preços praticados, corroborando a Teoria Austríaca, que faz menção à intervenção do Estado que pode influenciar o comportamento dos agentes, alterando suas preferências e seu consumo, induzindo-os aos maus-investimentos. Ainda de acordo com essa corrente, uma bolha de mercado não surge por força de um comportamento irracional, mas por consequência de um sinal exogenamente criado que faz com que os agentes direcionem erroneamente os investimentos em um determinado segmento da economia, fazendo com que os preços deste mercado sigam uma trajetória crescente.

A nosso ver, o vínculo entre essa corrente de pensamento e a conjuntura do Brasil tem suas raízes na crise internacional que eclodiu em 2008, onde o estímulo ao consumo de produtos nacionais e o comércio interno surgiu como alternativa para o enfrentamento da referida crise. Barros (2009) apresenta uma breve revisão histórica sobre as origens dessa crise que teve início no setor imobiliário norte americano devido ao excesso de crédito com juros baixos e contratos lastreados pelas hipotecas dos imóveis. A partir de 2005 a taxa básica de juros dos EUA foi elevada na tentativa de reduzir a inflação. Com juros mais elevados, a compra de imóveis deixou de ser atrativa e a menor demanda fez os preços dos imóveis caírem, o que impediu o refinanciamento dos contratos subprimes e elevou a inadimplência. Vários Bancos decretaram falência e aqueles que estavam em melhores condições incorporaram os que estavam falidos. Naquela ocasião, os Governos da Alemanha, Espanha, Reino Unido e Portugal juntamente ao Governo Norte Americano injetaram recursos na economia na tentativa de conter a crise. Devido ao elevado risco de calotes os bancos diminuíram os investimentos e passaram a cobrar juros mais elevados, o que retraiu a economia de diversos países, diminuindo os empregos e o consumo, corroborando Friedman (1957), que demonstrou que “a inflação é sempre e em todo lugar um fenômeno monetário”

Instalada a crise internacional, na tentativa de minimizar seus efeitos, o Governo brasileiro estimulou o consumo interno reduzindo impostos, ofertando maior volume de crédito e subsidiando financiamentos habitacionais. Nesse período o crescimento foi liderado pela produção industrial de “linha branca”⁷, setor automotivo e de imóveis. A produção desses bens está associada ao bem-estar da economia nacional, e os efeitos dessa intervenção governamental, do ponto de vista econômico e social, minimizaram os efeitos da crise

⁷ Este termo refere-se aos produtos de uso domésticos de maior porte, como geladeira, fogão, microondas, freezer etc., que têm como finalidade principal atender as necessidades básicas de uma residência.

internacional. A teoria keynesiana aponta que nos períodos de expansão da economia há mais empregos, aumentam o nível geral de renda, o volume de crédito orientado e a flexibilidade das exigências por parte dos credores, proporcionando maiores facilidades para aquisição de bens duráveis e de imóveis. Em geral, os ápices dos ciclos deslocam o nível geral de contratação e expansão econômica, que fomenta o mercado nacional e que por sua vez fomenta o mercado imobiliário gerando um efeito multiplicador keynesiano.

Seguindo a tendência de crescimento nacional retomado com a consolidação do Plano Real e com a redução da taxa de juros que se intensificaram cada vez mais nos últimos anos⁸, o mercado habitacional se expandiu e aproveitou as condições favoráveis do mercado. O controle da inflação e a redução das taxas de juros contribuíram significativamente para o impulso nos negócios imobiliários. Essas duas variáveis tornaram possíveis projetos de longa maturação. Do ponto de vista econômico, a previsibilidade das construtoras e incorporadoras quanto aos seus empreendimentos melhorou. A estabilidade dos preços que permitiram planejamento de longo prazo. Para os consumidores, os prazos mais longos possibilitaram a aquisição de imóveis mais caros parcelados em suaves prestações⁹. Nigri comenta: (Revista Época, 2011) “[...] Hoje, qualquer um consegue comprar um apartamento. Com R\$ 100 por mês, compra-se um celular de R\$ 1.000. Com R\$ 500, compra-se um apartamento de R\$ 100 mil.”.

Outro fato de fundamental importância para este assunto se refere às reformas institucionais de 2004 na legislação¹⁰ brasileira que garantiram maior segurança aos contratos que são lastreados com garantias reais. Essa solidez associada à inflação controlada permitiu uma drástica queda na inadimplência¹¹ para os financiamentos imobiliários, impactando no volume de crédito para esse fim, ocasionando rupturas estruturais na oferta de crédito ao setor. Com base no modelo com mudança de regime de Markov Switching, Mendonça (2013) faz uma análise sobre os ciclos de retração e expansão experimentados por nossa economia, no que refere ao crédito imobiliário e a sua relação com a Política Monetária, levando em

8 Devido a fatores endógenos tais como estabilização da inflação e solvência da dívida pública houve reduções da taxa Selic para patamares próximos a 11% a.a. que, apesar de alto em comparações aos padrões internacionais, situa-se em patamares baixos se comparados com o início da década no país.

9 Atualmente os contratos de financiamento gozam de prazos que se estendem em até 35 anos (420 prestações).

10 Lei nº10.931/2004; Lei nº 11.124/2005 e medidas provisórias nº2.221 e 2.223.

11 Com base em dados do BCB a taxa de inadimplência vem se mantendo na casa dos 1.2%, valor que está alinhado com os padrões internacionais. (Credit Suisse, 2011, p.6)

conta a não linearidade das concessões de crédito, ocasionando essas rupturas estruturais na oferta monetária.

Anteriormente, Mendonça *et al* (2011) afirmaram que o Banco Central do Brasil (BCB), utiliza o controle da taxa de juros, como principal instrumento de política monetária, no gerenciamento da inflação e do nível de atividade, corroborando os resultados de Jones *et al* (1995) que reafirmaram o papel do custo do financiamento; o preço do imóvel; confiança do consumidor e a volatilidade da taxa de juros de curto prazo como as principais determinantes da demanda por hipoteca. Santos e Oliveira Cruz (2000) também aponta para o fato de que a taxa de juros tem efeito negativo sobre o comportamento da demanda, que em conjunto com a renda tem uma forte correlação com a procura por imóveis. As pesquisas supracitadas demonstram que a taxa de juros é um importante determinante do investimento no setor imobiliário. Associado a isto, ocorreu uma forte expansão do estoque de crédito imobiliário paralelamente à criação do Programa do Governo Federal MCMV (Minha Casa, Minha Vida). Segundo Krause *et al* (2013), o Programa MCMV passou a exercer papel de instrumento político para desenvolvimento econômico em meio ao período de crise, ajudando a empreender novo fôlego à economia nacional.

Como afirma Araújo (2012), até a crise financeira de 2008, a expansão geral do crédito no Brasil foi liderada pelos bancos privados com fundos do SBPE (Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimos). Essa expansão do crédito facilitou a aquisição de financiamentos habitacionais e contribuiu para o aquecimento geral do mercado nacional devido ao efeito multiplicador relacionado ao ato de produzir insumos, transportar, erguer e vender imóveis. Assim, Araújo (2012) afirma que a intervenção fiscal e monetária do Governo exerceu pressão sobre o produto da economia, fazendo com que este se situasse acima de seu potencial natural, o que se refletiu sobre o nível de inflação para o setor. Sobre os preços dos ativos imobiliários Lima Júnior (2011) evidencia que a bolha se dá porque “o preço dos imóveis residenciais está acima do seu valor justo. Valor não é atributo de qualquer bem, mas o preço justo equivale a um valor justo”. O preço justo deve cobrir os custos de produção, bem como conter uma margem para cobertura das incertezas. Com os preços atuais, se contarmos os custos, as margens, a estrutura tradicional de *funding*, com financiamento à produção no SFH [Sistema Financeiro da Habitação], encontraremos taxas de retorno desequilibradas, assim os preços estão acima do preço justo e há um valor sem lastro que está sendo comprado pelo mercado nesta conjuntura.

A interferência do governo no sentido de aquecer ainda mais o mercado imobiliário, já aquecido, tende a piorar os efeitos de uma possível “bolha” especulativa como assinala Mendonça e Sachsida (2012), ratificando a Teoria Austríaca do Ciclo Econômico (TACE) que fornece a base teórica para apontar o Governo Federal, por meio de suas políticas fiscais e de estímulo ao crédito, como o principal responsável pelo surgimento e agravamento de uma bolha de preços. Nesse contexto vários estudos analisaram os efeitos dos choques monetários e fiscais sobre a economia. Dentre tantos, podemos citar os estudos de Kahn (1989), Pozdena (1990), Ryding (1990), McCarthy e Peach (2002), Miskin (2007), Mendonça (2011, 2012 e 2013) e Besarria *et al.* (2014), que orientaram o foco de nossa pesquisa. Alinhada com os objetivos pretendidos neste trabalho que busca identificar o papel do Crédito no agravamento da “bolha” imobiliária do Brasil, a pesquisa realizada por Mendonça (2013) aponta que a maior demanda por crédito habitacional tem impacto sobre o preço dos imóveis. Os resultados alcançados por ele demonstram que o movimento na taxa de juros pode ter um forte impacto sobre o mercado imobiliário. A função demanda por crédito imobiliário aponta a existência de causalidade reversa entre as concessões de crédito habitacional e preço dos imóveis.

3. REVISÃO DE LITERATURA

Nos últimos anos alguns estudos, tais como serão descritos abaixo, procuraram compreender o funcionamento do mercado habitacional e aprimorar as técnicas que visam detectar descolamentos dos preços habitacionais em relação ao seu valor fundamental, nesse caso, representado pelo fluxo de dividendos futuros trazidos a valor presente (aluguel), ocasionado as chamadas bolhas especulativas. Este capítulo resume alguns estudos que serviram de referência para nosso trabalho. Com exceção do estudo de Krause *et al* (2013), que utiliza metodologia e referenciais diferentes, os demais trabalhos apresentados também tomam como base a Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos (daqui em diante TACE).

Como afirma Salerno (1990), esta Teoria Econômica integra idéias essenciais sobre vários assuntos tais como a estrutura de capital, teoria monetária, cálculo econômico, e empreendedorismo, que levam a economia a agir de forma cíclica, apresentando argumentos coerentes sobre os períodos recorrentes de prosperidade e recessão que parecem atingir as economias capitalistas. Reverenciados como pais de Escola Austríaca do pensamento econômico: Mises (1953; 1966), Hayek (1933; 1935) e Myrdal (1939), assim como outros defensores desta teoria, acreditam que um período longo de taxas de juro baixas e crédito excessivo induzem a um ciclo volátil e instável entre poupança e investimento. De acordo com a TACE, o ciclo económico desenvolve-se através de taxas de juro baixas que estimulam a concessão de crédito, aumentando desta forma a oferta monetária. Após o crescimento insustentável segue-se um período de recessão, em que a oferta monetária contrai-se repentinamente, orientando os mercados a realocar seus recursos. Assim as bolhas especulativas são o resultado da má alocação de recursos, o que constitui a base da TACE que procura explicar os períodos de expansão e retração da economia como uma consequência direta do crescimento excessivo da concessão de crédito, agravada por políticas imediatistas dos bancos centrais, que diminuem a taxa de juro em demasia por um longo tempo, criando bolhas especulativas e uma poupança menor, com a finalidade de aquecer momentaneamente o mercado, trazendo consequências mais graves no longo prazo.

Segundo Mises (1966) a explicação austríaca dos ciclos de negócios é rejeitada por economistas ortodoxos por desprezar as evidências empíricas, como amplamente realizado na teoria científica econômica, pois defendem que a economia é uma ciência derivada

da praxeologia¹², uma ciência apriorística, tomando a empiria como desnecessária. Assim, as leis econômicas seriam deduzidas pela lógica, e não pela observação, pois não há como realizar testes científicos econômicos controlados. Por este motivo alguns economistas tais como Friedman, Tullock, Caplan e Krugman consideram a explicação austríaca como incorrecta e contrária à evidência histórica.

Na concepção austríaca o ponto chave da teoria dos ciclos econômicos é que as intervenções no sistema monetário podem criar um descompasso entre as preferências temporais dos consumidores, induzindo a julgamentos incorretos a respeito de empreendedorismo relacionados a essas preferências temporais. Entenda-se preferência temporal como uma medida em que as pessoas valorizam o consumo atual em relação ao consumo futuro e vice versa. Assim, para financiar o consumo atual, deve-se lançar mão sobre certo nível de consumo futuro; ou para consumir no futuro deve-se abrir mão do consumo atual (a essência da preferência temporal). Dessa forma a poupança continua sendo chave para esse processo de construção de capital.

O impulso da Teoria Austríaca do ciclo de negócios é que a inflação de crédito distorce esse processo, causando a impressão de que existem mais meios para a produção atual do que é realmente sustentável¹³. Assim, se um sistema monetário oferecer aos seus agentes a ilusão de que as preferências temporais dos consumidores apresentam-se como maiores do que na realidade são, então, a estrutura da produção será induzida ao erro, o que na prática foi experimentado no mercado de habitações através das elevações sucessivas nos preços, ocasionando a formação de uma bolha nos preços. Ratificado por esta Teoria, nosso trabalho alimenta a hipótese de que o Governo Federal induziu os agentes a erros de julgamento por interferir na preferência intertemporal dos consumidores por meio do crédito orientado para o financiamento de construções e aquisições de moradias no Brasil, o que ocasionou elevações nos níveis de preços de nosso mercado habitacional.

Seguindo uma linha de raciocínio próxima, Mendonça *et al* (2011) buscou detectar o efeito de um choque de política monetária - via taxa de juros - sobre o mercado imobiliário no Brasil por meio de um modelo VAR estrutural (SVAR). A identificação do SVAR foi realizada com base no procedimento agnóstico, tal como formulado por Uhlig (2005) usando dados de junho de 2000 a agosto de 2010, onde foi verificado que um aumento da taxa de

12A praxeologia, como as ciências históricas da razão humana, lida com a ação propositada do homem. (Mises, 1966, p. 54).

13 Para maiores informações ver Hülsmann (2007).

juros tem efeitos negativos sobre o mercado imobiliário. Tendo em vista que os contratos de financiamentos no Brasil são de longo prazo (até 35 anos) Mendonça *et al* (2011) investigaram os efeitos de um choque de política monetária, representado por um aumento inesperado da taxa de juros, sobre o setor imobiliário.

As variáveis macroeconômicas adotadas neste trabalho foram: Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), produto real, taxa de juros de curto prazo (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia – Selic), o produto da economia (produto interno bruto – PIB), Índice Nacional de Custo da Construção (INCC), estoque de crédito de financiamento imobiliário e o produto industrial da construção civil (INDCV)¹⁴. Estas duas últimas variáveis atuam como *proxies* do índice de preço dos imóveis e do investimento residencial, uma vez que não existem dados específicos para o setor imobiliário. Em relação à metodologia adotada Mendonça *et al* (2011), diferentemente do que em geral ocorre na metodologia SVAR, não impõe restrições *ex ante* na identificação agnóstica. Ao invés disso, o procedimento agnóstico utilizado impõe restrições diretamente nas funções de impulso-resposta (IRFs)¹⁵. Isto é, por construção elimina-se a existência de *price puzzle* (bolha de preço) e outros resultados não esperados, assim nenhuma outra restrição é imposta sobre as demais variáveis.

Ao contrário do estudo de Mendonça, Medrano e Sachsida (2010), o PIB real reage negativamente com 100% de probabilidade ao choque monetário. Isto sugere que a inclusão do mercado imobiliário no SVAR torna a resposta do PIB real, a um aumento da taxa Selic, mais negativa. Os principais resultados desse artigo apontam que em consequência de um choque monetário contracionista (aumento da taxa Selic) há: Uma queda de 2% sobre o estoque de crédito de financiamento imobiliário registrado imediatamente após o choque; O INCC tem queda prolongada, demonstrando forte persistência durante todo o horizonte de tempo (até 36 meses); O INDCV registra com a mesma probabilidade uma queda logo a partir do primeiro mês depois da contração monetária. Neste artigo os autores concluíram também que a variação entre 12% e 15% no PIB real pode ser explicada pelo choque monetário e que até 13% das variações de longo horizonte no IPCA também se devem a esse choque. Assim

14 Insumos

15 Por exemplo, no caso relacionado ao efeito de um choque monetário contracionista, a resposta do IPCA a um aumento na taxa de juros é restrita a valores não positivos durante certo número de períodos após o choque, enquanto a mesma taxa de juros fica restrita a valores não negativos para o mesmo período de tempo (UHLIG, 2005).

este estudo aponta que o aumento da taxa de juros tem forte impacto sobre o mercado imobiliário via mercado de crédito.

Segundo Lima Júnior (2011), as perspectivas apontavam para o processo de formação de bolhas especulativas, tal como ocorrera anteriormente nos Estados Unidos no ano de 2008¹⁶, uma vez que o preço dos imóveis residenciais estava acima do valor considerado como justo. Tomando o contexto histórico do ano de 2010 a 2012, alguns estudos foram realizados na tentativa de avaliar o desempenho do mercado brasileiro de imóveis. Buscando avaliar a possibilidade de existência de bolha de natureza especulativa no mercado de ativos imobiliários brasileiro, Mendonça e Sachsida (2012) tomaram como base teórica a TACE, reforçada por técnicas estatísticas e utilizando diversas metodologias, tanto em nível microeconômico quanto em nível macroeconômico.

Mendonça e Sachsida (2012) apontam o Governo Federal, por meio de suas políticas fiscais e monetárias de estímulo ao crédito, como o principal responsável pelo surgimento e agravamento de uma bolha especulativa sobre os preços dos imóveis no Brasil, corroborando a Tese Austríaca de que o intervencionismo estatal pode provocar distorções na forma de atuação dos agentes no mercado. Segundo esta Escola, esse comportamento surgiu não de forma irracional, mas por consequência de um sinal exógeno criado artificialmente que induziu os agentes a direcionem erroneamente seus investimentos a um determinado segmento da economia, fazendo com que os preços deste mercado sofressem forte elevação.

Tendo em vista a insuficiência de dados sobre os preços de venda e de aluguel para o mercado imobiliário no Brasil a verificação empírica de uma possível bolha especulativa torna-se impraticável, porém a TACE permitiu Mendonça e Sachsida (2012) obter meios para verificar, ao menos indiretamente, a possibilidade de existência de bolha no mercado imobiliário. Ao nível microeconômico, com base na Teoria do Ciclo de Negócios, proposta pela Escola Austríaca, os autores realizaram uma seqüência de procedimentos empíricos com objetivo de averiguara as evidências de existência dessa bolha especulativa no mercado imobiliário brasileiro. Inicialmente, realizaram testes qualitativos sobre o comportamento de algumas variáveis relacionadas à construção civil e ao mercado imobiliário na intenção de verificar a existência de descolamentos entre a evolução do produto industrial da construção civil; preço de venda e aluguel dos imóveis; evolução do crédito bancário; custo da construção civil em relação ao restante da economia.

16 Para maior aprofundamento na temática ver Barros (2009).

Assim, Mendonça e Sachsida (2012) buscaram verificar se o preço corrente dos imóveis correspondeu a pressões sobre a estrutura de custo dos mesmos, com o propósito de averiguar o efeito de um choque contracionista de política monetária sobre variáveis relacionadas ao mercado imobiliário, tais como o produto industrial da construção civil e o fluxo de crédito imobiliário. Sob a ótica macroeconômica a abordagem empírica utilizada na pesquisa deles se baseou em dois procedimentos, onde o primeiro deles visou determinar quantitativamente se o estado da política fiscal exerceu pressão sobre o produto da economia ocasionando elevação da inflação e conseqüentemente da taxa de juros que pode ter impactado significativamente no mercado imobiliário devido seu efeito sobre a elevação do custo dos financiamentos.

De maneira geral, os resultados atingidos por Mendonça e Sachsida (2012) apontaram para a possibilidade concreta de existência de uma bolha no mercado de imóveis no Brasil. De maneira objetiva, a TACE forneceu uma base teórica sólida para apontar o Governo Federal, por meio de suas políticas fiscais e de estímulo ao crédito, como o principal responsável pelo surgimento e agravamento desta bolha. As conclusões a que os autores chegaram, permite apontar o Governo Federal – e não o mercado – como agente responsável pelo descolamento dos preços desse mercado, onde aquele assumiu o risco de criar uma potencial crise futura que será ocasionada pelo mau gerenciamento de suas políticas fiscais e monetárias.

Em continuação aos estudos de Mendonça e Sachsida (2012), no ano de 2013, Mendonça analisa a dinâmica do mercado em questão diante de um choque restritivo de política monetária, com base no modelo com mudança de regime tipo Markov Switching, onde se estimou a função de demanda usando dados mensais agregados do período entre janeiro de 2003 a setembro de 2012. Mendonça (2013) verificou que a demanda por crédito imobiliário tem estado sujeita a ciclos de retração e expansão desde 2003 e que as medidas do governo orientadas para incentivar o setor, intensificadas a partir de 2008, induziram os agentes a orientar suas decisões com base menos nos fundamentos de mercado e mais pelo movimento especulativo induzido por uma expansão exagerada do crédito.

Os resultados da análise de Mendonça (2013) corroboraram o estudo citado anterior, ao qual o autor também participara, demonstrando que o equilíbrio natural desse mercado fora alterado, conseqüentemente afetando seus preços. As análises demonstraram que a demanda por hipoteca tem estado sujeita a ciclos de retração e expansão desde o início do período estudado (2003), onde o ciclo apresentou uma fase recessiva e dois outros momentos ligados à

fase expansiva desse ciclo de crédito. A fase recessiva do ciclo de crédito esteve ligada a um único regime que foi desde o início do período estudado até 2005. Mendonça (2013) identificou uma fase semelhante a esta por volta de março de 2012, quando a série de concessões de crédito parece entrar em desaceleração novamente, caracterizando mais uma fase recessiva do ciclo de concessões de crédito.

O momento de expansão de início ao final de 2005 é marcado pela alternância de dois regimes distintos. O regime que se concentra entre o final de 2005 até início de 2009 demonstra ter sido impulsionado por fatores pró-mercado decorrentes das mudanças na legislação, crescimento da economia, aumento da renda real, dentre outros fatores. A partir de 2009 foi identificado um período onde a situação se altera, passando a prevalecer um regime onde a expansão do crédito é mais motivada por ações de medidas anticíclicas adotadas pelo Governo Federal com intuito de minimizar os efeitos da crise internacional de 2007-2008.

Mendonça (2013) também buscou avaliar o efeito de um choque de política monetária sobre a demanda por hipoteca. De acordo com os resultados alcançados, um choque contracionista é capaz de produzir um efeito negativo sobre importantes variáveis ligadas ao setor imobiliário. Nesse estudo, o autor observou também uma queda acentuada e contínua da demanda por financiamento, do preço dos imóveis e do produto da construção civil, assim como aumento da inadimplência. Os indícios apontaram que um aumento na taxa de juros pode provocar uma forte retração no mercado imobiliário. Com base nos resultados obtidos, Mendonça (2013) concluiu que as variáveis ligadas ao preço, como a taxa de financiamento e o preço dos imóveis, são os fatores mais importantes para explicar a demanda por hipoteca. Observou ainda a ocorrência de causalidade reversa entre as concessões de crédito e preço dos imóveis no sentido de existir um processo de realimentação onde a demanda por crédito influencia também o preço do imóvel, tendo em vista que normalmente uma transação imobiliária envolve financiamento de longo prazo.

Ainda considerando o mercado de crédito, Krause *et al* (2013) identificou características de afastamento do Programa MCMV de sua linha destinação social, apresentando aspectos puramente econômicos, o que ratifica o objetivo de nosso estudo no sentido de apontar o crédito orientado como uma das determinantes responsáveis pela elevação nos preços das habitações no país, como em Mendonça (2013). Embora utilize metodologia e referências distantes do nosso e dos demais trabalhos apresentados, o trabalho de Krause *et al* (2013) tem especial importância para nós, uma vez que relaciona as

estratégias de atuação do MCMV alinhadas a questões de cunho puramente econômico, abandonando soluções para problemas sociais que objetivavam resolver desigualdades socioeconômicas, de forma sustentável, garantindo renda, inclusão produtiva e acesso aos serviços públicos.

Krause *et al* (2013) traz a hipótese de que o Programa Minha Casa Minha Vida (MCMV) não foi orientado para o enfrentamento do déficit habitacional, mas sim, para estratégias de alavancagem do desenvolvimento econômico do país. Assim, desde sua criação em 2009 o MCMV assumiu a maior parte da provisão habitacional de interesse social no Brasil, operando fora do marco do Fundo Nacional de Habitação de Interesse Social (FNHIS) e colocado em segundo plano, como orientador da política habitacional para as famílias de mais baixa renda, o Plano Nacional de Habitação (PlanHab).

Corroboram essa hipótese as análises utilizadas por Krause *et al* (2013) sobre os dados da Caixa Econômica Federal (CEF) e do Ministério das Cidades (MCidades) sobre contratações e seleções de empreendimentos do MCMV para famílias com renda de até três salários mínimos (SMs). Além disso, evidencia-se a desvinculação das formas de atendimento do MCMV em relação às linhas programáticas propostas no PlanHab e verifica-se uma maior aderência de contratações de empreendimentos para famílias com renda de três a dez SMs, o que contribui para reforçar a hipótese inicialmente apresentada neste trabalho.

Krause *et al* (2013) propõe formas simplificadas de monitoramento do MCMV e sugere aspectos a serem considerados numa eventual revisão do programa perante as necessidades habitacionais diagnosticadas e às respectivas metas e formas de atendimento apontadas pelo PlanHab. Os autores também verificaram que a política habitacional, instrumentalizada pelo PlanHab e pelo FNHIS assim como por planos e fundos locais de habitação, passou a ter, a partir de 2009, um direcionamento quase que exclusivo para ações de urbanização de assentamentos precários, incluindo o apoio a ações já em andamento no âmbito do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), enquanto a provisão habitacional passou a ser executada por intermédio, também quase que exclusivo, do Programa MCMV. Desta maneira, pareceu razoável aos autores levantar a hipótese de que os princípios, diretrizes, critérios e formas de enfrentamento do déficit habitacional que resultaram na elaboração do PlanHab não orientem parcial ou totalmente o MCMV. Assim, desde seu lançamento este Programa governamental passou a atuar como instrumento do Governo

Federal na provisão habitacional, promovendo mudanças no próprio Sistema Nacional de Habitação de Interesse Social (SNHIS).

Uma das mudanças mais importantes foi que o Fundo Nacional de Habitação de Interesse Social (FNHIS), praticamente deixou de apoiar a provisão pública de habitação de interesse social, o que poderia ter afetado o nível de preços do mercado imobiliário em todo país. Quanto ao papel do MCMV como instrumento de uma política de crescimento econômico, Krause *et al* (2013) não buscaram identificar diretamente a relação e os impactos do MCMV no crescimento da economia, mas como demonstrado, pode-se afirmar com relativa segurança que o MCMV tem forte orientação nas estratégias de desenvolvimento ou crescimento econômico.

A importância do estudo de Krause *et al* (2013) para a análise de nosso trabalho se dá no sentido de demonstrar se a orientação econômica - e não política como deveria ser de fato no enfrentamento do déficit habitacional¹⁷ - do MCMV agiram de forma a intervir no processo de formação dos preços do mercado habitacional brasileiro via disponibilização de crédito, corroborando os fundamentos defendidos pela TACE. Uma vez que Krause *et al* (2013) não objetivaram identificar a relação entre os impactos do MCMV no crescimento da economia, buscaremos aqui identificar a relação causalidade reversa entre este Programa - que está englobado no Saldo da Carteira de Crédito utilizado como parâmetro de nossa pesquisa - e o processo de formação dos preços do mercado habitacional, onde o crédito orientado sobre este parâmetro é parte integrante da política fiscal e monetária do governo.

Sobre a forma de atuação do Governo, ainda ponderando sobre sua política fiscal e monetária, o modelo de Besarria *et al.* (2014) avalia a reação do Banco Central diante dos choques (bolhas) nos preços das habitações brasileiras. Clarida, Galí e Gertler (1998), Nisticò (2003), Pacheco e Barata (2006), *apud* Besarria *et al.* (2014) analisa os efeitos de uma bolha nos preços dos ativos apresentando um conjunto de especificações alternativas para as equações das curvas IS, Phillips, comportamento dos preços dos ativos e uma regra de Taylor modificada, para a economia brasileira.

O modelo utilizado por Besarria *et al.* (2014) – assim como em Clarida *et al.* (2002), Blanchard e Galí (2007) e Galí (2008) – faz uma análise da política monetária para os Bancos Centrais, uma vez que leva em consideração o modelo neoclássico do RBC com

¹⁷ Para maiores informações sobre o déficit habitacional municipal no Brasil, ver estudo da Fundação João Pinheiro (2013).

características keynesianas tais como competição imperfeita e preços *sticky* e são explícitos quanto aos choques que afetam a economia, auxiliando na tomada de decisão dos gestores de política monetária frente a flutuações macroeconômicas.

A metodologia utilizada nesse trabalho visa simular respostas do Banco Central perante uma situação de bolha nos preços das habitações brasileiras, por meio do modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE). Destaca-se que a bolha nos preços das habitações será tratada nesta pesquisa como um choque exógeno. Inicialmente Besarria *et al.* (2014) obtém os parâmetros estruturais do modelo DSGE por meio do método generalizado dos momentos (GMM) e, por meio desses realiza a simulação dos efeitos dos choques nos preços das habitações na economia artificial (economia fechada), desenvolvida com base nos dados da economia brasileira. Posteriormente os autores utilizaram o modelo de Vetores Auto-regressivos (VAR) para identificar os choques por meio de restrições de sinal, como proposto por Uhlig (2005). Esse procedimento foi adaptado para identificar a interação entre com o choque positivo nos preços das habitações brasileiras e o PIB real, inflação e a taxa de juros.

Em relação aos preços dos ativos e a função de reação da política monetária, a regra de política monetária assumida na pesquisa de Besarria *et al.* (2014) é tal como proposto por Clarida *et al.* (1998), na qual esses modificaram a regra de Taylor ao formularem uma regra de política monetária capaz de relacionar os ajustes da autoridade monetária na taxa de juros corrente com base nos valores futuros esperados da inflação e no hiato do produto. Em relação à inflação, os efeitos desse choque sobre a inflação brasileira ficaram próximos dos resultados encontrados por Iacoviello (2009), onde os aumentos nos preços das habitações promoveram um aumento nos índices de preços ao consumidor por cerca de dois a três trimestres.

Em conformidade com Goodhart (2001) e Goodhart e Hoffman (2008), os resultados encontrados por Besarria *et al.* (2014) mostraram que os efeitos da bolha no mercado habitacional brasileiro afetaram positivamente os movimentos posteriores do produto e da inflação. Porém, o autor ressalta que o efeito desse choque se deu de forma transitória sobre as variáveis trabalhadas, trazendo efeitos persistentes apenas sobre a taxa de juros. Sendo que o choque positivo nos preços dos ativos afetou positivamente o PIB real, inflação e a taxa de juros no período analisado. Em resposta à instalação de uma bolha no mercado de ativos imobiliários, o Banco Central aumentou a taxa de juros. Nesse contexto, Besarria *et al.* (2014)

comprovaram que a política monetária ao responder aos movimentos dos preços dos ativos ajudou a corrigir as distorções intertemporais no consumo, reduzindo a variabilidade do produto e da inflação.

Os resultados alcançados por Besarria *et al.* (2014) mostram-se em conformidade com a discussão proposta Cecchetti, Hans, Lipsky e Wadhwan (2000), Dupor (2002), Filardo (2000 e 2001), Goodhart (2000) e também com a hipótese de que a apreciação dos ativos (bolha), definido como fontes de recursos das famílias, promove um efeito riqueza positivo. Besarria *et al.* (2014) assinala que a bolha trouxe efeitos persistentes sobre a taxa de juros para todo o período analisado, onde a resposta dada pelo Banco Central de aumento na taxa de juros foi mais persistente que os efeitos desse choque sobre o PIB e a inflação. Por fim, o autor destaca que no período entre 2008 e 2009 os efeitos dos choques nos preços das habitações contribuíram de forma mais expressiva para o aumento do PIB, inflação e taxa de juros e que para o período mais recente, verificou que a contribuição desse choque foi consideravelmente maior apenas sobre as taxas de inflação e de juros.

4. METODOLOGIA

A discussão metodológica proposta nesta pesquisa está baseada no mecanismo de correção de erros descrito em Gujarati (2006) para Regressões Simples, uma vez que o objetivo de nosso trabalho visa analisar os efeitos de duas séries temporais (preço e crédito) que se relacionam entre si. Desta forma buscou-se analisar a relação entre o crédito imobiliário e a evolução de preços para o caso do mercado imobiliário do Brasil. A base de dados utilizada nesta análise foi composta por observações das variações mensais do Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R) e do Saldo da carteira de crédito com recursos direcionados aos financiamentos imobiliários de Pessoas Físicas para o período compreendido entre março de 2007 a agosto de 2014 e que será mais aprofundada adiante.

Alinhado com a proposta de Mendonça (2013), o que buscamos empreender aqui é avaliar os impactos sobre os preços das habitações levando em conta os choques monetários representados pelo Saldo da Carteira de Crédito com recursos direcionados às Pessoas físicas. Esta série temporal nos fornece uma boa dimensão do montante de financiamentos imobiliários total, respeitando as quebras estruturais nas concessões de crédito, citada por aquele autor. Por ser tratar de variáveis discretas (não contínuas), como na maioria dos dados econômicos, usaremos para nossa finalidade as notações $Preço_t$ e $Saldo_t$, e não $Preço_{(t)}$ e $Saldo_{(t)}$, para denotar que as observações não dependem do tempo, mas que apenas registra o número da observação da amostra, caracterizando um modelo estocástico, como representado a seguir:

$$Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_t, \text{ onde } t \text{ representa o tamanho da série.}$$

Segundo o conceito descrito em Gujarati (2006), um processo aleatório ou estocástico é um conjunto de variáveis aleatórias ordenadas no tempo. Esse conceito se aplica ao nosso estudo uma vez que os dados coletados e utilizados em nossa análise são aleatórios e descontínuos, ou seja, são aleatoriamente espalhados e ordenados no tempo em torno de uma meta ou valor esperado. Como explica Gujarati (2006), a distinção entre o processo estocástico e sua realização é análoga à distinção entre população e amostra em dados em corte transversal. Do mesmo modo como usamos dados da amostra para fazer inferências sobre uma população, nas séries temporais usamos a realização particular para fazer inferências sobre o processo estocástico subjacente.

Em relação ao tratamento inicial dessas séries, destaca-se que foram realizados procedimentos que aferem a variação percentual mensal dos dados. Feito isso, foi utilizado o método de Regressão Simples exemplificado em Gujarati (2006). Para aplicação desse método, para tanto, uma condição básica é que as séries temporais estudadas sejam estacionárias. Quanto à estacionariedade do processo estocástico, Gujarati (2006) afirma que uma série é estacionária quando a média e sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada.

Assim, seja Y_t uma série temporal estocástica com:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

em que γ_k representa a covariância ou autocovariância na defasagem k , sendo a covariância entre os valores de Y_t e Y_{t+k} , isto é, entre dois valores de Y separados por k períodos. Em outras palavras, uma série temporal, como as utilizadas em nossa análise, é estacionária quando todos os momentos de sua distribuição de probabilidade – e não apenas sua média e variância – não variam ao longo do tempo, ou seja, uma série temporal é estacionária quando sua média, variância e autocovariância permanecem as mesmas em diferentes defasagens, não variando no decorrer do tempo.

Outro problema constantemente encontrado nesse tipo de análise envolve a autocorrelação, o que previamente requer a verificação quanto à qualidade da série ser ou não estacionária, antes de proceder com os testes de causalidade, pois desta forma, poderíamos ser induzidos a concluir equivocadamente a respeito do poder explicativo de uma série em relação à outra. A importância quanto à estacionariedade ou não de uma série, se refere ao poder de previsibilidade de sua análise, uma vez que os dados em questão só podem ser analisados como um todo mediante tal cuidado. Caso contrário, seriam considerados episódios diferentes, o que teria pouco valor prático para nós ou causaria o que se chama na literatura de *ruído branco*.

As séries não estacionárias podem ser do tipo passeio aleatório, com ou sem deslocamento¹⁸ e com deslocamento e tendência, que se referem à existência ou não de uma constante na equação. Em suma, o passeio aleatório sem deslocamento pré-supõe que u_t é um termo de erro de *ruído branco*, que representa um choque aleatório, com média zero e variância σ^2 assumindo a seguinte forma:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

Em resumo, a evolução dessa expressão tal como descrita em Gujarati (2006), demonstra que um modelo de passeio aleatório sem deslocamento é um processo estocástico não-estacionário, e para solucionar esse problema na prática, fixa-se Y_0 em zero, caso em que $E(Y_t) = 0$. Esse modelo de passeio aleatório é caracterizado pela presença de choques ou erros aleatórios, onde Y_t é igual ao Y_0 mais o somatório desses choques. A consequência prática disso é que o impacto de um choque inicial não desaparece no longo prazo, o que se denomina na literatura de memória infinita¹⁹. No caso de passeios aleatórios com deslocamento se insere um termo denotado como parâmetro de deslocamento (δ), onde Y_t se desloca para baixo ou para cima dependendo do sinal de positivo ou negativo de δ . A expressão assume a forma:

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + u_t$$

No modelo de passeio aleatório com deslocamento, a média e a variância aumentam com o tempo, o que viola a condição pretendida de estacionariedade. Em resumo do que foi visto até agora, o modelo de passeio com ou sem deslocamento, é um processo estocástico não-estacionário. Podemos dizer também que modelos de passeio aleatório são exemplos de processos de *raiz unitária*. Estes processos se assemelham ao modelo auto-regressivo de Markov Switching, especificamente no capítulo sobre autocorrelação, utilizado como referência bibliográfica por Mendonça (2013) também referenciado neste trabalho. Nele, a expressão adquire a forma:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, \text{ onde } -1 \leq \rho \leq 1.$$

Se de fato ρ assume o valor de 1, estamos diante do que é conhecido como *problema de raiz unitária*, descrito por Gujarati (2006) como uma situação de não estacionariedade, onde a variância de Y_t é igualmente não-estacionária, ou seja, se $\rho=1$ o modelo se torna de

18 Ver Gujarati (2006).

19 Ver Patterson, Kerry, op. cit., Cap. 6.

passaio aleatório, sem deslocamento, o que na prática permite inferir que os termos *não-estacionário*, *passaio aleatório* e *raiz unitária* são sinônimos.

Gujarati (2006) ainda afirma que se $|\rho| \leq 1$, a série temporal Y_t é estacionária. Suponha então que $Y (=Y_0)$ é zero, $|\rho| \leq 1$, e u_t é um ruído branco e tem distribuição normal com média zero e variância unitária, segue-se que $E(Y_t) = 0$ e $\text{var}(Y_t) = 1/(1-\rho^2)$. Como ambas as constantes, serão consideradas estacionárias, mas se $\rho = 1$, será um passeio aleatório ou uma série não estacionária. A distinção entre os processos estocásticos estacionários e não-estacionários (ou séries temporais), segundo Gujarati (2006), tem implicação sobre a evolução de longo prazo da série temporal, ou seja, se a tendência da série temporal considerada for totalmente previsível e não variável, ela é denominada determinística. Caso ela não seja previsível, ela será denominada de tendência estocástica²⁰.

Nesse contexto, os modelos de passeio aleatórios são especificidades de processos estocásticos denominados como *processos integrados*. Assim sendo, um modelo de passeio aleatório sem deslocamento é designado como *integrado de ordem 1*, ou $I(1)$. Sucessivamente, para se tornar estacionária, uma série temporal precisa ser diferenciada duas vezes, sendo denominada de *integrado de ordem 2*. Em linhas gerais, uma série tem de ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária. Dizemos então essa série temporal é *integrada de ordem d* , ou $Y_t \sim I(d)$. Caso a série temporal Y_t seja estacionária desde o início, não requerendo diferenciação, dizemos que ela é de ordem zero, ou $Y_t \sim I(0)$.

Nosso modelo de regressão tem duas variáveis (Preço_t e Saldo_t), portanto assume a forma da expressão $\text{Preço}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{Saldo}_t + u_t$ no curto prazo. Para tornar as séries estruturais Preço_t e Saldo_t adequadas à nossa análise foram observadas as seguintes propriedades descritas em Gujarati (2006), referentes às séries integradas:

1. Se $\text{Saldo}_t \sim I(0)$ e $\text{Preço}_t \sim I(1)$, então $Z_t = (\text{Saldo}_t + \text{Preço}_t) \sim I(1)$; ou seja, a soma de séries estacionárias e não-estacionárias ou uma combinação de linear delas tem como resultado uma série não-estacionária.
2. Se $\text{Saldo}_t \sim I(d)$, então $Z_t = (a+b\text{Saldo}_t) \sim I(d)$, onde a e b são constantes. Isto significa dizer que uma combinação de linear de uma série $I(d)$ também é uma série $I(d)$. Assim sendo, se $\text{Saldo}_t \sim I(0)$, então $Z_t = (a+b\text{Saldo}_t) \sim I(0)$.

20 Ver Gujarati (2006) para maior aprofundamento no assunto.

3. Se $Saldo_t \sim I(d_1)$ e $Preço_t \sim I(d_2)$, então $Z_t = (aSaldo_t + bPreço_t) \sim I(d_2)$, onde $d_1 < d_2$.

4. Se $Saldo_t \sim I(d)$ e $Preço_t \sim I(d)$, então $Z_t = (aSaldo_t + bPreço_t) \sim I(d^*)$; d^* em geral é igual a d , mas em alguns casos $d^* < d$.

Gujarati (2006) afirma que ao estimar a regressão para uma variável que é uma série temporal em relação à outra(s) série(s) temporal (is), com frequência obtém-se um R^2 muito elevado (superior a 0,9) embora não exista entre elas uma relação que faça sentido. Algumas vezes não esperamos que duas variáveis possuam alguma relação entre si, mas quando estimamos a regressão de uma em relação à outra poderá aparecer uma relação significativa. Essa situação descoberta por Yule (1926) exemplifica o problema da *regressão espúria*, ou da *regressão que não faz sentido* e que pode persistir em séries temporais não-estacionárias mesmo quando a amostra é muito grande. Este foi um cuidado que tivemos que ter em nossa análise, para não inferir erroneamente que existe uma relação significativa entre as variáveis utilizadas em nosso estudo.

Para melhor analisar o fenômeno da *Regressão Espúria*, considere os dois modelos de passeio aleatório seguintes:

$$Preço_t = Preço_{t-1} + u_t$$

$$Saldo_t = Saldo_{t-1} + v_t$$

Em nosso trabalho foram geradas 91 observação de u_t a partir de $u_t \sim N(0,1)$ e outras de 91 de v_t a partir de $v_t \sim N(0,1)$, onde foi suposto o valor de zero tanto para $Preço_t$ como para $Saldo_t$. Também foi pressuposto que u_t e v_t não apresentem correlação serial ou correlação mútua. Com relação às séries tomadas como exemplo, elas são não-estacionárias, mas apresentam tendências estocásticas.

Gujarati (2006) supôs que a regressão de X em relação à Y , utilizada em seu exemplo, são processos $I(1)$ não-correlacionados, o R^2 da regressão de Y contra X deveria tender para zero, ou seja, não deveria existir qualquer relação entre as duas variáveis, porém, o coeficiente de X com elevada significância estatística e valor de R^2 significativo e diferente de zero, poderia induzir o analista da regressão a inferir equivocadamente sobre a existência de uma relação estatística significativa entre X e Y . Um bom indicativo de que a *regressão é espúria* seria um valor extremamente baixo para o teste d de Durbin-Watson, que sugere uma forte correlação de primeira ordem. Segundo Granger e Newbold *apud* Gujarati (2006), um $R^2 > d$ é

bom método empírico para suspeitar que a regressão estimada é espúria. Na prática, quando estimamos a regressão das primeiras diferenças de $Preço_t (= \Delta Preço_t)$ em relação às primeiras diferenças de $Saldo_t (= \Delta Saldo_t)$ poderíamos inferir que o resultado alcançado não teria sentido, o que requereu parte de nossa atenção inicialmente.

Quanto à estacionariedade ou não das séries utilizadas em nossa pesquisa, foi realizado o teste da raiz unitária. Gujarati (2006) explica que dado um processo estocástico caracterizado pela expressão $Preço_t = \rho Preço_{t-1} + u_t$, onde u_t é um termo de ruído branco, onde $-1 \leq \rho \leq 1$. Quando $\rho = 1$, isto é, no caso de raiz de unitária, a expressão a seguir assume a forma de $Preço_t = \rho Preço_{t-1} + u_t$ e se torna um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, ou seja, um processo estocástico não-estacionário. Após as devidas manipulações descritas em Gujarati (2006) a expressão $Preço_t = \rho Preço_{t-1} + u_t$ assume a forma:

$$\Delta Preço_t = (Preço_t - Preço_{t-1}) = u_t, \text{ onde } \delta = (\rho - 1).$$

Na prática, estima-se a expressão acima, invés de se estimar a expressão $Preço_t = \rho Preço_{t-1} + u_t$ e testa-se a hipótese nula de que $\delta = 0$. Caso $\delta = 0$, então $\rho = 1$, o que significa dizer que temos uma raiz unitária e que a série temporal analisada é não-estacionária. Como $\delta = (\rho - 1)$, para haver estacionariedade é necessário $\rho < 1$, onde δ assume um valor negativo. Após estimar Y_t nos deparamos com a questão de qual teste utilizar para estimar Y_{t-1} , pois esta estimativa não pode ser realizada pelo teste t , sob a hipótese nula de $\delta = 0$ e $\rho = 1$ devido ao fato de Y_{t-1} não seguir a distribuição t , mesmo para grandes amostras, ou seja, Y_{t-1} não tem distribuição normal assintótica.

Então como orienta Gujarati (2006), o teste *Dickey-Fuller* foi aplicado em nossa estimação. Este teste leva em conta três maneiras diferentes de testar hipóteses nulas, onde Y_t pode corresponder a um passeio aleatório; a um passeio aleatório com deslocamento; ou a um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência estocástica²¹. O procedimento de aplicação do teste de Dickey-Fuller envolve um teste de hipóteses de três tipos de passeios aleatórios dados por:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \text{ (passeio aleatório sem deslocamento)}$$

21 Para maior aprofundamento no assunto, consultar GUJARATI, Damodar. N. *Econometria Básica*. Rio de Janeiro: Campus/Elsevier, 2006. p. 638-662.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \text{ (passeio aleatório com deslocamento)}$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \text{ (passeio aleatório com deslocamento e tendência)}$$

Testam-se as hipóteses:

$$H_0: \delta = 0 \text{ (série temporal não estacionária)}$$

$$H_1: \delta < 0 \text{ (série temporal estacionária)}$$

A razão das hipóteses H_0 e H_1 serem conforme especificado se devem ao fato de $\delta = \rho - 1$ e $-1 \leq \rho \leq 1$, assim $-2 \leq \delta \leq 0$. Se $\delta > 0$, $\rho > 1$ será o caso de uma série temporal explosiva. Sob H_0 , utiliza-se:

$$\mathcal{T} \hat{\delta} = \frac{\hat{\delta}}{ep(\hat{\delta})} \sim \mathcal{T}$$

Assim, esse teste é realizado com base no valor p, o qual consiste no menor nível de significância ao qual a hipótese H_0 é rejeitada. α é o nível de significância estabelecido na análise. Tem-se então que:

$$\text{valor } p \leq \alpha, \text{ rejeita } H_0$$

$$\text{valor } p > \alpha, \text{ não rejeita } H_0.$$

Ao fazer o teste de *Dickey-Fuller* para testar as hipóteses nulas acima, a pressuposição tal como em Gujarati (2006), foi de que o termo de erro u_t era não-correlacionado. Porém, quando u_t apresentar correlação, utiliza-se o teste de *Dickey-Fuller aumentado* que consiste no aumento de três equações precedentes pelo acréscimo dos valores defasados da variável dependente ΔY_t . Assim o teste de *Dickey-Fuller aumentado* consiste em estimar a regressão que assume a forma descrita a seguir:

$$\Delta \text{Preço}_t = \beta + \beta_2 t + \delta \text{Preço}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Delta \text{Preço}_{t-i} + \varepsilon_t$$

Neste teste de *Dickey-Fuller aumentado*, continuamos a testar $\delta = 0$, uma vez que este teste segue a mesma distribuição assintótica que a estatística de *Dickey-Fuller convencional*, inclusive utilizando os mesmos valores críticos. Já o teste F , como explica Gujarati (2006), consiste em testar a hipótese de que $\beta_1 = \beta_2 = 0$, ou seja, de que o modelo é de passeio aleatório sem deslocamento e sem tendência.

Na realização da análise nossa maior preocupação se deu à possibilidade de se gerar uma regressão espúria devido ao fato de tratarmos de duas séries temporais não-estacionárias. Submetendo as séries $Preço_t$ e $Saldo_t$ individualmente a uma análise de raiz unitária, verificamos que ambas são $I(1)$, ou seja, possuem raiz unitária. Como notam Dickey *et al* (1999) *apud* Gujarati (2006), “*testes de raiz unitárias são aplicadas a séries temporais de uma única variável. Em contraste, a co-integração lida com as relações entre um grupo de variáveis, onde (incondicionalmente) cada uma tem uma raiz unitária*”.

De acordo com nosso objetivo, vamos estimar a regressão do preço dos imóveis ($Preço_t$) em função do crédito ($Saldo_t$) de forma co-integrada, tal como na expressão a seguir:

$$Preço_t = \beta_1 + \beta_2 Saldo_t + u_t$$

Reescrevendo essa expressão temos:

$$u_t = Preço_t - \beta_1 - \beta_2 Saldo_t$$

Feito isso, submetemos u_t a uma análise de raiz unitária e verificamos que u_t é estacionário, ou seja, $I(0)$. Embora individualmente cada série apresente tendência estocástica, a combinação linear destas se anula. Neste caso, a literatura diz que as variáveis são co-integradas, mantendo uma relação de equilíbrio no longo prazo, o que implica dizer que nossa regressão faz sentido, isto é, não é espúria.

O conceito de Granger (1986) *apud* Gujarati (2006) descreve o parâmetro do coeficiente angular β_2 como *parâmetro co-integrante* e pode ser entendido como um modelo de regressão que contém k regressores, neste caso k parâmetros co-integrantes. Em suma, o teste de co-integradas serve para evitar uma possível situação de regressão espúria, como notou Granger (1986).

O teste de co-integração realizado neste trabalho pondera sobre a precaução descrita em Gujarati (2006) de que os valores críticos de significância do teste *Dickey-Fuller* e *Dickey-Fuller aumentado* não são apropriados, uma vez que os valores estimados de u_t se baseiam no parâmetro co-integrante estimado β_2 . Para verificar se há co-integração entre as séries aplicamos o teste de co-integração de Engler-Granger. Esse teste propõe uma metodologia de três passos para determinar se as variáveis são co-integradas. Para que nossas variáveis sejam co-integradas elas devem ser $I(1)$ e os resíduos $I(0)$. Assim o objetivo é fazer o teste da raiz unitária nos resíduos (BUENO, 2008). Testam-se as hipóteses:

$H_0: \delta = 0$ (série temporal não estacionária)

$H_1: \delta < 0$ (série temporal estacionária)

Assim, os passos para nossa verificação de co-integração entre nossas variáveis foram:

1. Verificação da não estacionariedade das séries em estudo;
2. Estimação da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários – MQO das variáveis em questão;
3. Verificação da estacionariedade dos resíduos originados na regressão do passo anterior.

Utilizamos também o teste de *Durbin-Watson de regressão co-integrante* para analisar se de fato o $Saldo_t$ e o $Preço_t$ são co-integradas. Embora nossas variáveis individualmente apresentem passeio aleatório, parece existir uma relação de estabilidade a longo prazo entre elas, o que implica dizer que elas não tendem a se afastar uma da outra no longo prazo, assumindo a característica de séries co-integradas. Embora tenha sido constatada uma relação de equilíbrio no longo prazo, ao se analisar séries desse tipo, pode-se verificar um desequilíbrio num curto prazo devido ao termo de erro u_t . Para tanto, usamos o *mecanismo de correção de erros* para ligar o comportamento de curto prazo do $Preço_t$ com seu próprio valor no longo prazo. Este mecanismo econométrico mostra que a $\Delta Pre\tilde{c}o_t$ depende do $\Delta Saldo_t$ e do termo de erro de equilíbrio. Segundo Gujarati (2006), este artifício inicialmente usado por Sargan (1983) e popularizado por Engler e Granger (1987), faz a correção desse desequilíbrio e assume a forma da expressão a seguir:

$$\Delta Pre\tilde{c}o_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Saldo_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde Δ denota o operador de primeiras diferenças e ε_t é o termo de erro aleatório. O valor defasado de um período de erro da regressão co-integrante assume a forma de:

$$u_{t-1} = \Delta Pre\tilde{c}o_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 \Delta Saldo_{t-1}$$

Essa equação demonstra que o valor $\Delta Pre\tilde{c}o_t$ depende do valor da $\Delta Saldo_t$ e do termo de erro de equilíbrio ε_t . Caso este último termo seja igual a zero, nossa estimativa estaria fora do modelo de equilíbrio. Seguindo a hipótese descrita em Gujarati (2006), suponha que $Saldo_{t-1}$ é zero e u_{t-1} seja positivo. Isto significa dizer que $Pre\tilde{c}o_{t-1}$ é elevado demais para estar em equilíbrio, isto é, $Saldo_{t-1}$ ficaria acima de seu valor de equilíbrio de $(\alpha_0 + \alpha_1 \Delta Saldo_{t-1})$. Como se espera que α_2 seja negativo, o termo $\alpha_2 u_{t-1}$ é negativo também e, portanto, $\Delta Pre\tilde{c}o_t$

será negativa para restaurar o equilíbrio, ou seja, se $\Delta Pre\c{c}o_t$ estiver acima do seu valor de equilíbrio, começará a cair no período seguinte para corrigir o erro de equilíbrio.

Da mesma forma, se $ut-1$ assumisse um valor negativo (ou seja, se $\Delta Pre\c{c}o_t$ estivesse abaixo do valor de equilíbrio), $\alpha_2 ut-1$ será positivo, o que levaria o preço a ser positivo também, levando $\Delta Pre\c{c}o_t$ a aumentar no período t . Assim, Gujarati conclui que o valor absoluto de α_2 decide a velocidade que o sistema retoma o equilíbrio. Estatisticamente, o termo de equilíbrio é zero, o que sugere que o nível de preços das habitações ($Pre\c{c}o_t$) se ajusta às variações do crédito disponibilizado ao setor ($Saldot$) no mesmo período. Porém, mudanças de curto prazo no crédito têm impacto positivo em mudanças de curto prazo no nível de preços. Por este motivo o mecanismo de correção de erros foi tão indispensável para a nossa análise, sendo explicado no próximo sub-capítulo.

4.1. CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO BAYESIANO – BIC

Também conhecido como critério de Schwarz, foi proposto em 1978 e consiste em avaliar modelos definidos em termos *a posteriori*, tal como o argumento que lhe dá nome (bayesiano). Veja os conceitos a seguir:

Teorema 1.

Seja B_1, B_2, \dots, B_N uma coleção de eventos mutuamente excludentes, satisfazendo

$\Omega = \sum_{j=1}^n (B_j)$ e $P[B_j] > 0$, para $j= 1, 2, \dots, n$, então para todo $A \in \mathcal{A}$ sendo \mathcal{A} o espaço de eventos, tal que $P[A] > 0$, em que Ω é o espaço amostral, temos:

$$P(B_k|A) = \frac{P(A|B_k) P(B_k)}{\sum_{j=1}^n P(A|B_j) P(B_j)}$$

Como em Konishi e Kitagawa (2008) *apud* Emiliano (2013), sejam M_1, M_2, \dots, M_k , k modelos candidatos, cada um dos modelos M_i com uma distribuição de probabilidades $f_i(x|\theta_i)$ e uma *priori*, $\pi_i(\theta_i)$ para K_i -ésimo vetor θ_i . Se houverem n observações dadas $x_n = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, então para i -ésimo modelo M_i , a distribuição marginal de x_n é dada por:

$$P_i(x_n) = \int f_i(x_n|\theta_i) \pi_i(\theta_i) d\theta_i$$

Essa quantidade pode ser considerada como a verossimilhança para o i -ésimo modelo e será referida como verossimilhança marginal dos dados. Sendo $P(M_i)$ a distribuição *a priori* do i -ésimo modelo, da primeira equação, a distribuição *a posteriori* do i -ésimo modelo é:

$$P(M_i|x_n) = \frac{p_i(x_n) P(M_i)}{\sum_{j=1}^n p_j(x_n) P(M_j)}$$

A probabilidade *a posteriori*, $P(M_i|x_n)$, indica a probabilidade dos dados a serem gerados do i -ésimo modelo quando os dados x_n são observados. Se um modelo é selecionado de r modelos, o mais natural é adotar o modelo que tenha a maior probabilidade *a posteriori*. Esse princípio mostra que o modelo que maximiza o numerador $p_i(x_n)P(M_i)$ deve ser selecionado, pois todos os modelos compartilham do mesmo denominador na terceira equação.

Se distribuições *a priori* $P(M_i)$ são iguais em todos os modelos, então o modelo que maximiza a probabilidade marginal dos dados $p_i(x_n)$ deve ser selecionado. Assim, se uma aproximação

para a probabilidade marginal expressa em termos da integral na segunda equação puder ser obtida, a necessidade básica de encontrar a integral problema por problema desaparece; isto faz do BIC um critério satisfatório para seleção de modelos. Assim, o BIC pode ser definido através de:

$$BIC = -2 \log p_i(x_n)$$

$$BIC = -2 \log \int f_i(x_n | \theta_i) \pi_i(\theta_i) d\theta_i$$

$$BIC = -2 \log f_i(x_n | \hat{\theta}_i) - k_i \log n$$

Em que $\hat{\theta}_i$ é estimador de máxima verossimilhança para o K_i -ésimo vetor paramétrico do θ_i do modelo $f_i(x_n | \theta_i)$. Conseqüentemente, dos r modelos avaliados ao utilizarmos o método da máxima verossimilhança, aquele que minimizar o valor do BIC será o melhor modelo para os dados. Dessa maneira, sob a suposição de que todos os modelos tenham distribuição de probabilidades, *a priori* iguais, a probabilidade *a posteriori*, obtida usando a informação dos dados, poderá servir para comparar os modelos e ajudar na identificação do modelo que gerou os dados.

Sejam M_1 e M_2 dois modelos que tenhamos interesse em comparar. Para cada modelo existem as verossimilhanças marginais $p_i(x_n)$, as *prioris* $P(M_1)$ e as *posteriores* $P(M_i | x_n)$ com $i = \{1, 2\}$, sendo então, a razão *a posteriori* em favor do modelo M_1 versus o modelo M_2 é:

$$\frac{P(M_1 | x_n)}{P(M_2 | x_n)} = \frac{\frac{p_1(x_n) P(M_1)}{\sum_{j=1}^n p_j(x_n) P(M_j)}}{\frac{p_2(x_n) P(M_2)}{\sum_{j=1}^n p_j(x_n) P(M_j)}} = \frac{p_1(x_n) P(M_1)}{p_2(x_n) P(M_2)}$$

A razão a seguir é chamada de fator de Bayes:

$$\frac{p_1(x_n)}{p_2(x_n)}$$

Para o nosso estudo, o uso do BIC mostrou-se adequado para a nossa análise dada nossa quantidade de 91 amostras das séries temporais, mesmo para o tamanho relativamente pequeno (< 500), atendendo mesmo assim nossa perspectiva.

5. DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

A base de dados utilizada nesta análise foi composta por observações das variações mensais do Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R) e do Saldo da carteira de crédito com recursos direcionados aos financiamentos imobiliários de Pessoas Físicas para o período compreendido entre março de 2007 a agosto de 2014 e que será mais aprofundada adiante.

A Tabela abaixo descreve as variáveis utilizadas nesta pesquisa e sua respectiva fonte.

Tabela 5.1.

Variável	Descrição	Fonte
IVG-R	Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R)	BCB-Desig
Crédito PF Imobiliário	Saldo da carteira de crédito com recursos direcionados - Pessoas físicas - Financiamento imobiliário total	BCB

Fonte: Elaboração própria.

Para a análise desse trabalho foram utilizados dados do IVG-R (Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados) como parâmetro para os preços das habitações, uma vez que este índice é utilizado como base para atualizações de contatos de financiamento. Em relação ao crédito, a análise realizada utilizou dados do Saldo da Carteira de Crédito com recursos direcionados - Pessoas físicas - Financiamento Imobiliário Total por entender que estes dados seriam mais completos ao englobar todas as modalidades de crédito que abrangem o setor imobiliário e por melhor se adequar ao objetivo deste trabalho.

5.1. ÍNDICE DE VALORES DE GARANTIA DE IMÓVEIS RESIDENCIAIS FINANCIADOS (IVG-R)

Conforme conceitua o Departamento de Monitoramento do Sistema Financeiro e de Gestão da Informação do Banco Central do Brasil, o IVG-R é o índice que mensura a tendência de longo prazo dos valores de imóveis residenciais no Brasil utilizando informações do Sistema de Informações de Crédito (SCR) do próprio Banco Central do Brasil.

O IVG-R abrange imóveis residenciais localizados em 11 regiões metropolitanas: Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. Cada região metropolitana é subdividida em áreas geográficas, compostas por municípios adjacentes e que componham juntos uma quantidade mínima mensal de concessão de financiamentos imobiliários.

Utiliza-se para cálculo do índice os valores de avaliação dos imóveis vinculados a financiamentos imobiliários a pessoas físicas com garantia de hipoteca residencial ou alienação fiduciária de imóvel nas 11 regiões metropolitanas utilizadas para o cálculo do IPCA pelo IBGE. O número de domicílios de cada município que compõe as áreas geográficas foi obtido através do Censo IBGE de 2010.

A mediana dos valores de avaliação dos imóveis vinculados a financiamentos imobiliários concedidos nos últimos três meses em cada área geográfica é o valor representativo do mês para aquela área. A tendência de longo prazo de cada uma das séries mensais das medianas de cada área geográfica é obtida através do filtro Hodrick-Prescott ($\lambda = 3.600$).

A variação mensal da tendência de cada área é ponderada pelo número de domicílios obtidos no Censo IBGE de 2010 para formar a variação da região metropolitana correspondente. As séries das 11 regiões são novamente ponderadas, também pelo número de domicílios, formando o índice nacional, que então é divulgado em nível encadeado, considerando março de 2001 = 100. A Periodicidade desse índice é mensal e sua tempestividade é de até 90 dias corridos após o término do mês de referência. Devido à utilização de filtro Hodrick-Prescott nas medianas de cada área geográfica, podem ocorrer alterações discretas na série a cada atualização.

Para cada área geográfica, a mediana dos valores de avaliação dos imóveis residenciais utilizados como garantia nas operações contratadas nos últimos três meses corresponde ao valor mediano daquele mês específico. Cada área geográfica possui, portanto,

uma série de valores representativos dos imóveis residenciais, que possui uma tendência de longo prazo. A variação mensal de cada uma destas tendências é ponderada pela proporção do número de domicílios para formar o IVG-R da região metropolitana correspondente. Para cada mês, a média dos valores das regiões metropolitanas ponderada pelo número de domicílios de cada uma forma o IVG-R nacional.

5.2. CONCESSÕES DE CRÉDITO COM RECURSOS DIRECIONADOS - PESSOAS FÍSICAS - FINANCIAMENTO IMOBILIÁRIO TOTAL

Refere-se aos financiamentos com destinação específica, vinculados à comprovação da aplicação dos recursos voltados para a produção e investimento de médios e longos prazos, tendo como fonte de recursos parte das captações de depósitos à vista e de caderneta de poupança, e fundos e programas públicos, ou seja, é o valor das novas operações de crédito regulamentado pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) ou vinculado a recursos orçamentários, contratadas no período de referência. A unidade utilizada como referência está em Milhões de Reais. Sua periodicidade é mensal e sua tempestividade é de até quatro semanas após o mês de referência. As informações das últimas três datas-base são revisadas periodicamente, podendo ocorrer, eventualmente, revisão em outras datas-base. O calendário de divulgação dos dados mensais encontra-se no endereço eletrônico do BCB e as alterações metodológicas são informadas por meio da Nota para Imprensa de Política Monetária e Operações de Crédito pelo Relatório de Inflação do SFN ou no endereço eletrônico do BCB/Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGST).

As informações de crédito do Sistema Financeiro Nacional têm como fonte principal o Documento 3050 – Estatísticas Agregadas de Crédito e Arrendamento Mercantil – do Sistema de Informações de Crédito (SCR) do Banco Central. As principais informações divulgadas sobre as operações de crédito são:

Saldo: corresponde ao somatório do saldo devedor dos contratos de crédito em final de mês, que inclui as novas concessões liberadas no mês de referência e a apropriação de juros *pró-rata* dos empréstimos e financiamentos;

Concessões: desembolsos referentes a empréstimos e financiamentos efetivamente creditados ao tomador do crédito. Os valores informados correspondem às concessões ocorridas no mês de referência;

Taxa média de juros: média das taxas de juros das concessões, ponderada pelos respectivos valores desembolsados. As taxas médias dos segmentos agregados (total, pessoa jurídica e pessoa física, livre e direcionado) são apuradas pelas taxas médias das modalidades, ponderadas pelos saldos médios das respectivas modalidades. São computadas nesse cálculo as operações pactuadas com taxas prefixadas, com taxas referenciadas em juros flutuantes, com taxas referenciadas em moeda estrangeira, com taxas referenciadas na Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), e com taxas referenciadas na Taxa Referencial (TR).

Spread médio: refere-se à diferença entre a taxa média de juros e o custo de captação estimado para cada modalidade. A estimativa do custo de captação dos recursos aplicados em cada modalidade considera a taxa de juros correspondente ao prazo da operação, assim como os valores dos indexadores para as modalidades pactuadas com taxas indexadas;

Prazo médio das concessões: média dos prazos a decorrer (número de dias corridos existentes entre a data da concessão do crédito e a data da última parcela, dividido por 30), ponderada pelo valor das concessões. Os prazos médios dos segmentos agregados são apurados ponderando-se o prazo médio de cada modalidade pelo saldo médio da respectiva carteira;

Prazo médio da carteira: média dos prazos de cada pagamento (número de dias corridos entre o último dia útil de cada mês e a data de vencimento da parcela, dividido por 30) previsto nos contratos, ponderada pelo valor da respectiva parcela. No caso de operações em atraso são consideradas somente as carteiras com atraso até 90 (noventa) dias, cujo prazo considerado na apuração é de 1 (um) dia;

Percentual da carteira com atraso entre 15 e 90 dias: somatório do saldo das operações de crédito com atraso de 15 a 90 dias, inclusive, dividido pelo saldo total de crédito da carteira;

Percentual de inadimplência da carteira: somatório do saldo das operações de crédito com atraso acima de 90 (noventa) dias e não baixados para prejuízo, dividido pelo saldo total de crédito da carteira;

Crédito / PIB: representa a relação percentual do saldo das operações de crédito dividida pelo valor do PIB (Produto Interno Bruto) acumulado nos últimos 12 (doze) meses em valores correntes. Os dados são classificados por origem dos recursos emprestados, por modalidade de crédito e por tipo de cliente.

Quanto à classificação por origem dos recursos, estas são do tipo Recursos livres e de Recursos direcionados. O primeiro corresponde aos contratos de financiamentos e empréstimos com taxas de juros livremente pactuadas entre instituições financeiras e mutuários (taxas de mercado). Nas operações livres, as instituições financeiras têm autonomia sobre a destinação dos recursos captados no mercado. As operações com Recursos direcionados são aquelas operações de crédito regulamentadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) ou vinculadas a recursos orçamentários, destinadas, basicamente, à produção e ao investimento de médio e longo prazo aos setores imobiliário, habitacional, rural e de infra-estrutura. As fontes de recursos são oriundas de parcelas das captações de depósito à vista e de caderneta de poupança, além de fundos e programas públicos.

Quanto a Modalidades de crédito direcionado, esta incorpora os Financiamentos rurais com taxas reguladas, Financiamentos rurais com taxas de mercado, Financiamentos imobiliários com taxas reguladas, Financiamentos imobiliários com taxas de mercado, Financiamentos com recursos do BNDES para infra-estrutura, Financiamentos com recursos do BNDES para agroindústria, Financiamentos com recursos do BNDES para capital de giro e exportações, Microcrédito, e Outros créditos direcionados.

Os dados utilizados em nossa pesquisa referem-se às operações de crédito realizadas pelas instituições financeiras no Brasil (não inclui dados de agências e subsidiárias de bancos brasileiros no exterior), com devedores predominantemente domiciliados no país. Algumas operações específicas são pactuadas com devedores domiciliados no exterior. Instituições financeiras abrangidas: associação de poupança e empréstimo, bancos comerciais, bancos de câmbio, bancos de desenvolvimento, bancos de investimento, bancos múltiplos, caixas econômicas, companhias hipotecárias, sociedades de arrendamento mercantil, sociedades de crédito, financiamento e investimento e sociedades de crédito imobiliário.

6. RESULTADOS

Como já mencionado no capítulo anterior, nossa pesquisa buscou primeiramente classificar nossas séries temporais de $Preço_t$ e $Saldo_t$ quanto à estacionariedade realizando o teste da raiz unitária. Nossa preocupação maior naquele momento se deu à possibilidade de ao regredir as séries identificadas como não-estacionárias produzir uma regressão espúria.

Testou-se através do teste Dickey-Fuller a existência de raiz unitária nas variáveis Preço e Crédito, onde:

- $H_0: = 0$ (Série não estacionária)
- $H_1: < 0$ (Série estacionaria)

Em nossa análise, o teste de Dickey-Fuller apresentou para a série temporal do Preço ($Preço_t$) o valor de -2.3761 que é inferior em termos absoluto ao valor de -4.04 , o que implica dizer que a série é não estacionária. O mesmo teste apresentou para a série temporal de Crédito ($Saldo_t$) o valor de -1.1844 , inferior em termos absoluto ao valor de -4.04 , o que também implica dizer que a série é igualmente não estacionária.

Em suma, após submeter individualmente essas séries a análise de raiz unitária, concluímos que ambas são $I(1)$, ou seja, ambas contém raiz unitária. A partir deste ponto estimamos a regressão de $Preço_t$ em relação ao $Saldo_t$. Feito isso submetemos u_t à análise de raiz unitária e verificamos que u_t é estacionário, ou seja, é $I(0)$.

Com base no Critério de Informação Bayesiano (BIC), o teste Dickey-Fuller para o termo u_t foi de 1.1145 , valor superior a -4.04 , ou seja, embora nossas séries apresentem tendência estocástica, a combinação linear entre elas apresenta-se como estacionária ou $I(0)$, fazendo com que as tendências estocásticas das duas séries se anulem entre si, indicando que nossa regressão faz sentido (não espúria).

Estimamos a regressão, obtemos os resíduos e aplicamos o teste Dickey-Fuller e Dickey-Fuller aumentado. Porém, como os u_t estimados se baseiam no parâmetro estimado β_2 , os valores críticos de significância destes testes não são apropriados, se fazendo necessária a utilização dos testes de Engle-Granger e Engle-Granger aumentado. Assim obtivemos e expressão *estática* ou de *longo prazo*:

$$Preço_t = 196.46097 + 1.04275 Saldo_t$$

O modelo apresentou um elevado valor de $R = 0.9549$, o que implica dizer que nossas séries são fortemente correlacionadas. O R^2 apresentou o valor de 0.9118 , indicando que 91.18% das variações de $Preço_t$ devem-se às variações de $Saldo_t$.

Uma vez que essas séries temporais são co-integradas e mantêm entre si uma relação de longo prazo equilibrada, num curto prazo esse equilíbrio pode não se manter, por este motivo se insere na equação o termo de “erro de equilíbrio” para ligar o comportamento de curto prazo das variáveis com seu valor de longo prazo.

Com base na análise de nossa regressão a equação de curto prazo com o mecanismo de correção de erro assume a forma a seguir:

$$\Delta Preço_t = 5.014e^{-3} + 3.049e^{-1} \Delta Saldo_t - 4.466e^{-5} \varepsilon_t$$

A equação acima demonstra que os Preços se ajustam aos choques ocorridos no Crédito no mesmo período. Como mostra a expressão, mudanças de curto prazo no Crédito imobiliário impactam positivamente nos Preços das habitações também no curto prazo.

Com isso pudemos inferir que $3.049e^{-1}$ é o valor do $Saldo_t$ mg , ou seja, a propensão marginal do crédito a influir positivamente no nível de preços do imóveis num curto prazo. Já a propensão marginal de longo prazo, dada pela relação de equilíbrio estático possui o valor de 1.04275 , ou seja, quando o $Saldo_t$ varia em uma unidade, o nível de preços dos imóveis é alterado em 1.04275 .

7. CONCLUSÕES

Respaldo na Teoria Austríaca do Ciclo Econômico (TACE), este trabalho analisou a existência de relações de co-integração e causalidade entre preços dos ativos imobiliários no Brasil com foco na política monetária de liberação de crédito orientado ao setor de habitação para o período compreendido entre março de 2007 e agosto de 2014. Para tanto foi utilizado o método de Regressão Simples para analisar os dados das variações mensais do Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R) representando o nível de preços das habitações ($Preço_t$) e do Saldo da carteira de crédito com recursos direcionados aos financiamentos imobiliários de Pessoas Físicas, representando o montante de financiamentos ($Saldo_t$). Do ponto de vista econômico, pudemos inferir que as séries temporais do $Preço_t$ e $Saldo_t$ são co-integradas e embora apresentem tendência estocástica, a combinação linear entre elas apresenta-se como estacionária ou $I(0)$, fazendo com que as tendências estocásticas das duas séries se anulem entre si, indicando que nossa regressão faz sentido (não espúria), estabelecendo uma relação de causalidade e equilíbrio que pode estender-se além do período analisado, mantendo essa tendência no longo prazo. Os resultados obtidos corroboram estudos anteriores na mesma área, a exemplo disso, nossas conclusões estão alinhadas às de Mendonça *et al* (2011), onde ambas apontam que o mercado imobiliário está intrinsecamente relacionado aos choques monetários via estoque de crédito destinados à financiamentos imobiliários; próximas às conclusões de Mendonça (2013), identificando uma relação de causalidade reversa entre as concessões de crédito e preço dos imóveis, no sentido de existir um processo de realimentação no qual a demanda por crédito influencia também os preços dos ativos imobiliários; paralelas às conclusões de Mendonça e Sachsida (2012), onde nossa análise também inferiu que as políticas fiscais e monetárias expansionistas do governo brasileiro atuaram de forma claramente inflacionárias, tendo seus reflexos mais expressivos sobre o nível de preços dos imóveis; identificando características de afastamento da destinação social do crédito orientado ao setor de imóveis, apresentando aspectos puramente econômicos tal como em Krause *et al* (2013) ratificando o objetivo de nosso estudo no sentido de apontar o crédito orientado como uma das determinantes responsáveis pela elevação nos preços das habitações no país; e identificando distorções intertemporais no consumo diante dos choques (bolhas) nos preços das habitações brasileiras tal como em Besarria *et al* (2014). Por fim, concluímos, em concordância com a TACE, que o crédito disponibilizado para aquisição de imóveis destinadas às pessoas físicas afetou o nível de preços das habitações nas regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto

Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo para o período compreendido entre março de 2007 a agosto de 2014.

8. REFERÊNCIAS

ALVES DA SILVA, Marcelo Eduardo; Cássio da Nóbrega Besarria e Diogo Baerlocher Carvalho (2014), “Efeitos dos Choques Fiscais e Monetários sobre o Mercado Imobiliário Brasileiro”

ARAÚJO, V. L. “Preferência pela liquidez dos bancos públicos no ciclo de expansão do crédito no Brasil: 2003-2010.” Brasília: IPEA, 2012. (Texto para Discussão, n. 1.717).

BARROS, Ulisses Franklin Santana (2009), “A crise Suprime, o Efeito-Contágio e os Mercados Imobiliários do Brasil e dos Estados Unidos. Dissertação de Mestrado apresentada ao Núcleo de Pós Graduação e pesquisa em economia – NUPEC da Universidade Federal de Sergipe – UFS.

BESARRIA, Cássio N., Nelson Leitão Paes, e Marcelo Eduardo A. Silva (2014), “Como o banco centra tem reagido aos choques (bolhas) nos preços das habitações brasileiras? uma análise por meio do modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (dsge).” In 14º Encontro Brasileiro de Finanças.

BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model, *Journal of Money, Credit and Banking*, February, 39, 35–65, 2007.

CAIXA ECONOMICA FEDERAL - CEF 2014. Disponível em: <<http://www.caixa.gov.br/voce/habitacao/financiamento/Paginas/default.aspx>>

CECCHETTI, Stephen; GENBERG, Hans; LIPSKY, John; WADHWANI, Sushil Asset Prices and Central Bank Policy. Geneva Report on the World Economy 2. CEPR and ICMB. 2000.

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: stylized facts from SVAR Models. *Revista brasileira de economia*, v. 62, n. 2, p. 123-160, 2008.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. *European Economic Review*, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, jun. 1998.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 49 (5), 879–904, Jul. 2002.

CREDIT SUISSE, Análise Econômica 2014/2015. Disponível em: <<https://br.credit-suisse.com/analise/listadocs.aspx?tp=ae&t=1&d=gUzta4igz6QAUDDXo%2bI2XOLs65mSq pU%2fZFe4fjJMvldTvTggzduDsQ%3d%3d>>

DANTAS, R. A. (2003) “Modelos espaciais aplicados ao mercado habitacional: um estudo de caso para a cidade do Recife”. Tese de doutorado apresentada ao Programa de pós-graduação em economia – PIMES da Universidade Federal de Pernambuco.

DUPOR, Bill. The Natural Rate of Q. In: *American Economic Review*, 2002.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley and Sons, 1995.

FACKLER, P. Vector Autoregressive Techniques for Structural Analysis. *Economic Analysis Magazine*, v. 3, n. 2, p. 119-134, 1988.

FILARDO, Andrew J. Asset Prices and Monetary Policy. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 3rd Quarter. 2000.

FILARDO, Andrew J. Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles. Some Experimental Results. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*. 2001.

FIPE – FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS. Índice FipeZap de preços de imóveis anunciados: notas metodológicas. São Paulo: Fipe, 2014.

FRIEDMAN, M. (1957) *A Theory of Consumption Function*. Princeton, Nj: Princeton University Press.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (2000) *Déficit Habitacional no Brasil*. Belo Horizonte.

GALI, J., J.D. López-Salido, e J. Vallés (2007), “Understanding the effects of government spending on consumption.” *Journal of the European Economic Association*, 5, 227–270.

GALÍ, J. *Introduction to Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press, 2008.

GOODHART, C.; HOFMANN, B. Do asset prices help to predict consumer price inflation? *Manchester school journal*, 68 (s1). 122-140, 2000.

GOODHART, Charles. Asset Prices and the Conduct of Monetary Policy. Working paper, London School of Economics, 2001.

GOODHARD, Charles; HOFFMAN, B. House Prices, money, credit and the macroeconomy. Working Paper Series, European Central Bank, 2008.

GRANGER, C. W. J. “Developments in the Study of Co-Integrated Economic Variables” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, 1986.

GUJARATI, Damodar. N. *Econometria Básica*. Rio de Janeiro: Campus/Elsevier, 2005 e 2006.

HAMILTON, J. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1993.

HAYEK, F. A. *Monetary theory and the trade cycle*. New York: Augustus M. Kelley, 1933.

_____. *Prices and production*. 2nd ed. New York: Augustus M. Kelley, 1935.

HÜLLSMANN, J. (2007) *Mises: The Last Knight Of Liberalism*. Auburn, AL: The Ludwig von Mises Institute.

——(2008) *The Ethics of Money Production*. Auburn, AL: The Ludwig von Mises Institute.

——(2009) *The Demand For Money and the Structure of Production*, em Jörg Guido Hüllsmann & Stephan

Kinsella (eds.) *Property, Freedom and Society: Essays in Honor of Hans-Hermann Hoppe*, Mises Institute: Auburn, Al.

IACOVIELLO, Matteo (2002), “House prices and business cycles in europe: A var analysis.” Technical report, Boston College Working Papers in Economics.

_____ (2005), “House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle.” *American economic review*, 739–764.

IACOVIELLO, Matteo e Raoul MINETTI (2003), “Financial liberalization and the sensitivity of house prices to monetary policy: theory and evidence.” *The Manchester School*, 71, 20–34.

IACOVIELLO, Matteo e Stefano NERI (2007), “Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model.” Boston College Working Papers in Economics 659, Boston College Department of Economics, URL <http://ideas.repec.org/p/boc/bocoec/659.html>.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Sistema IBGE de Recuperação de Automática – SIDRA. Rio de Janeiro: IBGE, 2014. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Brasília: IPEA, 2014. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?310013062>>

JONES, L.; MILLER, N. G.; RIDDIOUGH, T. Residential mortgage choice: does the supply side matter. *Journal of housing economics*, v. 4, p. 71-90, 1995.

KAHN, G. A. The Changing Interest Sensitivity of the U. S. Economy. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas, issue, p. 13-34, Nov. 1989.

KRAUSE, Cleandro; Renato BALBIM e Vicente Correia LIMA NETO (2013), “Minha casa minha vida, nosso crescimento: Onde fica a política habitacional?” Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

KRAUSE, C. O Programa Minha Casa Minha Vida em municípios de até 50 mil habitantes: Quadro institucional e prognósticos da provisão habitacional de interesse social. *Boletim regional, urbano e ambiental*, n. 6, Brasília: Ipea, 2011.

KRAUSE, C.; BALBIM, R. O planejamento da habitação de interesse social no Brasil e a sua produção social: desafios e perspectivas. In: Ipea. *Infra estrutura social e urbana no Brasil: Subsídios para uma agenda de pesquisa e formulação de políticas públicas*. Brasília: Ipea, 2010.

LUCAS, R. E. Econometric Policy Evaluation: a Critique. In: Karl Brunner and Alan Meltzer (eds.). *The Phillips Curve and Labour Markets*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol.I, Amsterdam, North Holland, 1976.

_____ R. E. *Models of Business Cycles*. Oxford:Blackwell, 1987.

LIMA JÚNIOR, J. R. Alerta de bolha. São Paulo: USP, 2011. (Carta do NRE-POLI n. 25-11). Disponível em: <<http://www.realestate.br/images/File/NewsLetter/CartaNRE25-3-11.pdf>>.

MARSHALL, Alfred. Princípios de economia. São Paulo: Abril Cultural, 1982.

MCCARTHY, J.; PEACH, R. W. Monetary Policy Transmission to Residential Investment. Economic Policy Review, Federal Reserve Bank of New York, p. 139-158, May 2002.

MENDONÇA, Mario Jorge Cardoso (2013), “O crédito imobiliário no Brasil e sua relação com a política monetária.” Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

MENDONÇA, Mario e Adolfo SACHSIDA (2012), “Existe bolha no mercado imobiliário brasileiro?” Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

MENDONÇA, Mario Jorge, Luis Alberto MEDRANO, e Adolfo SACHSIDA (2011), “Avaliando o efeito de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário.” Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A. T.; SACHSIDA, A. Efeitos da política monetária na economia brasileira: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 40, n. 3, p. 367-394, 2010a.

_____. Avaliando a condição da política fiscal no Brasil. Revista de Economia e Administração, v. 9, n. 3, p. 294-316, 2010b.

MCIDADES – MINISTÉRIO DAS CIDADES. Plano Nacional de Habitação [online] Brasília: MCidades. [s/d]. Disponível em: <www.cidades.gov.br>.

MCIDADES/FJP – MINISTÉRIO DAS CIDADES/FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO.

Déficit habitacional no Brasil 2007. Belo Horizonte: MCidades, 2009.

_____. Déficit habitacional no Brasil 2008. Brasília: MCidades, 2011.

MISHKIN, Frederic S (2007), “Housing and the monetary transmission mechanism.” Technical report, National Bureau of Economic Research.

MISES, L. Von. (1938) *The Non-Neutrality of Money*, reimpresso em Mises (2000)

——(1996 [1949]) *Human Action: A Treatise on Economics*. San Francisco: Fox & Wilkes.

MISHKIN, F. S. Housing and monetary transmission mechanism. NBER, Oct. 2007. (Working Paper, n. 13.518).

NISTICÒ, S. Monetary Policy and Stock Prices in a DSGE Framework. Disponível em: www.citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc, 2003.

PAC – PROGRAMA DE ACELERAÇÃO DO CRESCIMENTO. Balanço de três anos do PAC. Fev. 2010. Disponível em: <www.planejamento.gov.br>.

PACHECO, L. M. M. A. D.; BARATA, J. M. O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária: o papel dos preços dos activos. Disponível em: <https://www.repository.utl.pt/handle/10400.5/735>, 2006.

PLANHAB – PLANO NACIONAL DE HABITAÇÃO. Contextualização do Plano Nacional de Habitação: análise e sistematização do contexto habitacional atual, constrangimentos, potencialidades e cenários possíveis. p. 132 e seguintes. Disponível em: <www.cidades.gov.br>.

POZDENA, R. J. Do Interest Rates Still Affect Housing? *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, p. 3-14, Summer 1990.

REVISTA ÉPOCA, 2011, O guia essencial dos Imóveis. Disponível em <<http://revistaepoca.globo.com/Revista/Epoca/0,,EMI206472-15259,00-O+GUIA+ESSENCIAL+DOS+IMOVEIS.html>>

ROSEN, S. (1974) “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation Perfect Competition.” *Journal of Political Economy* 82, p 34-55.

RYDING, J. Housing Finance and the Transmission of monetary Policy. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, Summer 1990.

SALERNO, J. (1990) Postscript: Why a Socialist Economy is —Impossible!, em Mises (1990)

_____ (1993) Mises and Hayek Dehomogenized. Review Of Austrian Economics, vol.6, n°2.

_____ (2010) Money, Sound And Unsound. Auburn. AL: Ludwig von Mises Institute.

SANTOS E OLIVEIRA CRUZ (2000), “Dinâmica dos mercados habitacionais metropolitanos: aspectos teóricos e uma aplicação para a grande São Paulo”, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

SIMS, C. A. (1980), “Macroeconomics and reality.” *Econometrica*, 1–48.

UHLIG, H. (2005), “What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure.” *Journal of Monetary Economics*, 52, 381–419.

VARIAN, H.(2006) *Microeconomia: Princípios Básicos*. 7° Ed. Rio de Janeiro: Campus.

WITTE, D., Sumka, J. Howard. and Erekson, Homer. (1979) “An Estimate of a structural Hedonic Price Model of the Housing Market: An Application of Rosen’s Theory of Implicit Market” *Econometrica*, vol 47, n° 5, 1151-1173.

YULE, G. U. (1926) “Why Do We Sometimes Get Nonsense Correlations Between Time Series? A study in Sampling and the Nature of Time Series” *Journal of the Royal Statistical Society*, vol 89.