

Bolhas nos preços das habitações? Evidências para a economia brasileira
Outubro de 2015
JEL: C00, G12, R20

Cássio da Nóbrega Besarria

Doutor em Economia pelo PIMES/UFPE
Prof. da Universidade Federal da Paraíba - UFPB
E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br
Telefone: (83) 32167453

Nelson Leitão Paes

Prof. do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco e do PIMES/UFPE
Doutor em economia pela UNB
E-mail:

Marcelo Eduardo Alves da Silva

Prof. do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco e do PIMES/UFPE
PhD em Economia - University of North Carolina at Chapel Hill
E-mail: marcelo.easilva@ufpe.br

Área - Teoria Aplicada

Bolhas nos preços das habitações? Evidências para a economia brasileira

Resumo

Esta pesquisa tem o propósito de testar a hipótese de existência de bolhas nos preços das habitações brasileiras. A formulação empírica adotada irá se subdividir em duas etapas. A primeira irá se limitar a análise da razão preço/aluguel e dos testes de cointegração. Os resultados mostram que há evidência de validade do modelo de bolhas racionais em oposição ao modelo de valor presente. Já a segunda etapa mostra, por meio de simulação de Monte Carlo, que os resultados obtidos pela análise de cointegração podem ser viesados para pequenas amostras, indicando que ainda é cedo para se chegar a conclusão que há bolhas nos preços dos imóveis brasileiros.

Palavras-Chave: Bolha racional. Cointegração linear. Simulação Monte Carlo.

Abstract

This research aims to test the hypothesis of price bubbles in Brazilian homes. The empirical formulation adopted will be divided into two steps. The first will limit the analysis of the ratio price / rent and cointegration tests. The results show that there is evidence of validity of the model rational bubbles as opposed to the present value model. The second step shows, through Monte Carlo simulation, that the results obtained by cointegration analysis can be biased for small samples, indicating that it is still early to reach the conclusion that there is price bubbles Brazilian real estate.

Keywords: Rational bubbles. Linear cointegration. Monte Carlo simulation.

JEL: C00, G12, R20

1 Introdução

Nos últimos anos os preços das habitações da economia brasileira aumentaram substancialmente e, baseado nas características da crise *Subprime*, tem se levantado a hipótese de o Brasil estar apresentando uma bolha no mercado imobiliário. Apesar desse comportamento, é importante destacar que, não necessariamente, aumentos rápidos e prolongados nos preços implicam na presença de uma bolha, assim como, redução drástica nos preços significa a ruptura de uma bolha. O aumento nos preços pode, por exemplo, apenas refletir as mudanças nos fatores econômicos fundamentais, tais como redução na taxa de juros ou facilidades de crédito.

No contexto brasileiro, a preocupação com uma bolha nos preços das habitações tem sido tema de debate por autoridades como o ex-presidente do Banco Central do Brasil, [Meirelles \(2013\)](#), no qual esse afirma que:

"(...), o Brasil enfrenta um problema de bolha imobiliária. O fato ocorre claramente em algumas regiões do Rio de Janeiro e algumas regiões de São Paulo, mercados onde os preços dos imóveis dispararam".

Posteriormente, [Shiller \(2013\)](#), afirmou que:

"Suspeito que haja uma bolha imobiliária no Brasil. Os imóveis mais que dobraram de preço no Rio de Janeiro e em São Paulo nos últimos cinco anos. O que aconteceu em cinco anos de tão dramático para os preços subirem assim? A inflação não foi muito menor? Os preços caíram 25% em Los Angeles e Nova York no mesmo período. E por que os preços no Brasil foram para cima ininterruptamente? Eu não posso cravar que exista uma bolha no Brasil porque não conheço a fundo as características do mercado local. Mas comparando os dados brasileiros com os de outros países, posso dizer que a alta sugere cautela. Os preços dos imóveis no Japão tiveram o mesmo movimento na década de 1980 e depois, no início dos 1990, começaram a cair sem parar e perderam dois terços do valor até agora".

Alinhado aos alertas emitidos pelas autoridades, tem-se que a importância deste estudo está ligada ao fato de a bolha imobiliária ser o exemplo mais recente de crescimento excessivo nos preços dos ativos. Sendo esse componente especulativo, muitas vezes, responsável por efeitos desestabilizadores sobre os sistemas financeiros nacionais e por contribuir para uma recessão prolongada. Nesse sentido, [Reinhart e Rogoff \(2009\)](#), realizaram um quadro comparativo entre as fases de colapsos dos ciclos de preços das habitações, incluindo o episódio dos Estados Unidos e um significativo número de outros países que enfrentaram ou estão enfrentando crises bancárias: Áustria, Hungria, Islândia, Irlanda, Espanha e Reino Unido.

Os resultados encontrados mostraram que a redução acumulada nos preços das casas em relação ao pico foi, em média, 35,5%. Sendo que os casos mais graves de quedas nos preços das habitações foram apresentados por Finlândia, Filipinas, Colômbia e Hong Kong. Suas reduções foram de 50 a 60%, medido do pico ao valor mínimo alcançado. Quanto aos Estados Unidos, o declínio dos preços habitacionais na crise subprime já é

mais que o dobro do registrado durante a Grande Depressão. Nomeadamente, a duração da queda dos preços habitacionais é bastante longa, com média de aproximadamente seis anos. Mesmo excluindo a experiência do Japão (com 17 anos consecutivos de quedas de preços), a média permanece ao longo de cinco anos.

Além disso, a discussão sobre bolhas no mercado de imóveis se diferencia da análise nos demais ativos pelo fato de a habitação, tal como destacou [Poterba \(1984\)](#), apresentar uma natureza dupla, sendo *commodity* e ativos de investimento, normalmente responsável por uma fração significativa do patrimônio das famílias. Trazendo um componente adicional para a análise, dado não apenas pelo ponto de vista econômico, mas também pela questão social.

Relacionado a esse discussão, [Mendonça e Sachsida \(2012\)](#) apresentaram discussões tanto em nível microeconômico quanto em nível macroeconômico com o intuito de verificar a possibilidade de existência de uma bolha no mercado imobiliário brasileiro. Com base nos fundamentos da Escola Austríaca de economia esses sugeriram que há indícios de uma bolha nesse mercado e que o governo federal, por meio de políticas fiscais e de estímulo ao crédito, foi o principal responsável pelo surgimento desta bolha .

Assim, diferentemente da discussão proposta por [Mendonça e Sachsida \(2012\)](#), essa discussão tem o propósito de apresentar algumas evidências, baseado nos modelos de bolhas racionais, que possam contribuir para esse debate. Essa análise será realizada no período de março de 2001 a março 2015, conforme disponibilidade de dados.

Os modelos de bolhas racionais mostram que a relação entre os preços dos ativos e os seus dividendos pode ser utilizada para investigar a existência de bolhas, tanto no mercado imobiliário quanto no mercado acionário e existe uma série de autores que tem utilizado essa relação para investigar a presença de bolhas racionais nos mercados de ativos ([Campbell e Shiller \(1986\)](#), [Diba e Grossman \(1988\)](#), [Froot e Obstfeld \(1989\)](#), [Evans \(1991\)](#), [Timmermann \(1995\)](#), [Wu et al. \(1997\)](#), [Crowder e Wohar \(1998\)](#), [Bohl \(2003\)](#), [Nasseh e Strauss \(2004\)](#), [Cuñado et al. \(2005\)](#), [Mokhtar \(2006\)](#), [Chang et al. \(2007\)](#), dentre outros).

A ocorrência de bolhas racionais significa que não há relação de longo prazo entre os preços dos ativos e seus dividendos. Em busca de determinar se os preços dos ativos e os dividendos apresentam relação de longo prazo, estudos empíricos, em sua maioria, têm empregado técnicas de cointegração. Com esse intuito, foram aplicados os testes de cointegração de Engle-Granger, Phillips-Ouliaris e Johansen e todos sugerem que não há uma relação de longo prazo entre os preços das habitações e os dividendos, ou seja, indicam que há bolhas nos preços das habitações.

Por mais que pareça, esse não é o resultado final desta discussão. Isso porque há algumas limitações em relação a essa análise que devem ser mantidas em mente antes de se tirar conclusões. Parte dessas está ligada ao número limitado de dados sobre os preços de imóveis para o Brasil. Devido esse componente, alguns estudos¹ têm questionado a validade dos resultados obtidos para a estimativa de uma relação de longo prazo envolvendo séries curtas. Por esta razão, é importante investigar com mais propriedade o desempenho dos resultados obtidos na análise de cointegração para pequenas amostras.

Nesse sentido, a segunda parte desse estudo procura mostrar, por meio de simulação

¹Para mais detalhes sobre essa discussão ver [Cheung e Lai \(1993\)](#), [Montalvo \(1995\)](#), [Dhrymes e Dimitrios \(1997\)](#)

de Monte Carlo, que os resultados obtidos pela análise de cointegração são viesados para pequenas amostras, indicando que ainda é cedo para se chegar a conclusão que há bolhas nos preços das habitações brasileiras.

Além desta introdução, o artigo apresenta cinco outras seções. Na seção seguinte é apresentada as discussões teóricas sobre a definição de bolhas e o modelo de bolhas racionais. Em seguida, é apresentado o método de cointegração e definido como estratégia empírica de identificação de bolhas. Em particular, apresenta as bases de dados utilizadas e suas limitações. A seção 4 mostra e discute os principais resultados da estratégia empírica. Além disso, investiga, por meio de simulação de Monte Carlo, se os resultados gerados a partir dos testes de cointegração são viesados para pequenas amostras. Por fim, são tecidas as considerações finais deste trabalho.

2 Bolhas nos preços dos ativos e as implicações da cointegração

A discussão sobre bolhas racionais apresentada nesta seção foi proposta por [Gürkaynak \(2008\)](#) e [Mikhed e Zemčík \(2009\)](#). A formulação proposta por [Gürkaynak \(2008\)](#) parte do princípio que os agentes econômicos são remunerados pela oferta de trabalho e pela apreciação dos ativos no período $t + k$. O problema de otimização dos consumidores pode ser usado para derivar a relação de precificação dos ativos, assumindo hipóteses de não arbitragem e expectativas racionais. Assume-se que a utilidade esperada deriva do consumo $u(c_t)$ é maximizada a partir da seguinte restrição orçamentária:

$$\max \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k [u(c_{t+k})] \quad (1)$$

s.a.

$$c_{t+k} = w_{t+k} + (P_{t+k} + D_{t+k})z_{t+k} - (P_{t+k})z_{t+k} \quad (2)$$

onde w_t é o rendimento; β é a taxa de desconto do consumo futuro; z_t é o estoque de ativos; P_t é o preço dos ativos e D_t são os dividendos. Nesta pesquisa, o enfoque é dado para as habitações, onde P_t é o preço das habitações e D_t representa os dividendos; para o setor habitacional, esse indicador pode ser representado pelo preço do aluguel, como em [Kivedal \(2013\)](#), [Himmelberg et al. \(2005\)](#) e [Besarria \(2014\)](#).

Essa associação entre os preços das habitações e os alugueis, tal como analisou [Klyuev \(2008\)](#), fica melhor descrita quando se passa a descrever a habitação como um ativo que combina os aspectos de um bem de consumo durável com as características de um ativo de investimento. Já o aluguel é uma alternativa para os indivíduos que não pretendem ou não possuem recursos financeiros para adquirir a casa própria, e que produz um fluxo de serviços habitacionais para uma família. Do ponto de vista financeiro, o aluguel é o preço a pagar por esse fluxo ou o custo de oportunidade de alugar uma casa ao invés de adquiri-la. A relação preço-aluguel deve equalizar os custos e benefícios de se possuir uma casa própria ou alugar e deverá, ao longo tempo, manter um relacionamento globalmente estável entre os preços das casas e a renda.

Ao se aplicar as condições de primeira ordem no problema de otimização, tem-se:

$$\mathbb{E}_t [\beta[u'(c_{t+k})][P_{t+k} + D_{t+k}] = \mathbb{E}_t \beta[u'(c_{t+k-1})][P_{t+k-1}] \quad (3)$$

Assumindo que a função utilidade é linear², tem-se que a equação (1) pode ser representada por:

$$\beta \mathbb{E}_t [P_{t+k} + D_{t+k}] = \mathbb{E}_t [P_{t+k-1}] \quad (4)$$

Admitindo a existência da ligação entre os ativos livres de risco com a taxa de juros, tem-se o modelo padrão de valor presente. Onde a determinação dos preços dos ativos envolve os seus valores esperados e seus dividendos, seguindo a seguinte especificação:

$$\mathbb{E}_t [P_{t+k-1}] = \left(\frac{1}{1+R}\right) \mathbb{E}_t [P_{t+k} + D_{t+k}] \quad (5)$$

onde R é a taxa de juros.

Gürkaynak (2008) destaca que a equação (5) é o ponto de partida da maioria dos testes empíricos da precificação de ativos. Assumindo a condição de não bolha, tal como propôs Mikhed e Zemčik (2009),

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^k \mathbb{E}_t [P_{t+k} + D_{t+k}]\right] = 0 \quad (6)$$

então a solução para esta equação de diferença resulta em:

$$P_t^F = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^k \mathbb{E}_t [D_{t+k}] \quad (7)$$

que é muitas vezes referida como o valor dos fundamentos ou preço fundamental dos ativos.

Seguindo Campbell e Shiller (1986) e Wang (2000), tal como propôs Mikhed e Zemčik (2009), define-se o *spread* entre o preço das habitações e o fluxo de dividendos como $S_t \equiv [P_t - \left(\frac{1}{1+R}\right)D_t]$. Se P_t e D_t são $I(1)$, isso implica que S_t também é estacionário de primeira ordem. Esse resultado pode ser ilustrado ao se reescrever S_t como:

$$S_{i,t} = \left(\frac{1}{R}\right) \mathbb{E}_t \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^k \Delta D_{t+k+1} = \left(\frac{1}{R}\right) \mathbb{E}_t [\Delta P_{t+k+1}] \quad (8)$$

A primeira igualdade deriva do fato de o valor esperado condicional dos fluxos de dividendos futuros ser dado por seu valor atual. A segunda igualdade segue a equação (7). É possível verificar que a estacionariedade de S_t implica na estacionariedade de P_t/D_t (e o seu inverso), uma vez que $S_t = 0$, implica em, $P_t/D_t = \left(\frac{1}{R}\right)$.

Assumindo que a condição de não bolhas proposta na equação (7) é violada. Neste caso, os preços das habitações e o fluxo de renda são não cointegrados, podendo ser representado por:

²Função utilidade linear implica em utilidade marginal constante e neutralidade ao risco.

$$P_{i,t} = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^k \mathbb{E}_t[D_{t+k}] + B_t \quad (9)$$

$$\mathbb{E}_t[B_{t+k}] = (1+R)B_t \quad (10)$$

Assim, para o caso de existência de bolhas, [Gilles e LeRoy \(1992\)](#) definiram a expressão (9) como um sistema de preços dinâmicos podendo ser dividido em dois componentes: fundamental e componente de bolha. Em outras palavras, a expressão (9) mostra que o preço do ativo (habitação) deve ser igual ao valor presente de todos os pagamentos futuros de dividendos (aluguel). As discussões sobre essa temática mostram que o valor fundamental associado aos preços das habitações é o preço do aluguel e que a divergência de longo prazo entre esses indicadores pode sugerir a presença de uma bolha no mercado habitacional.

[Kivedal \(2013\)](#) mostra que, ao se analisar o período que antecedeu a crise Subprime, foi possível verificar que o aumento nos preços das habitações nos Estados Unidos não foi acompanhado por aumentos, nas mesmas proporções, nos preços dos alugueis, quando esses deveriam se mover juntos.

2.1 Revisão da literatura

Os métodos de detecção de bolhas têm sido extensivamente estudados na literatura. Ao se observar o desenvolvimento dos métodos de identificação, destaca-se que essa análise partiu basicamente dos testes de excesso de variância e covariância cruzada propostos por [Shiller \(1980\)](#) e [Blanchard e Watson \(1982\)](#). A análise proposta por [Shiller \(1980\)](#) foi desenvolvida originalmente para o mercado de ações e esse teste foi utilizado para verificar se a variância do preço do ativo excede o diferencial dos dividendos. Caso haja diferença entre essas medidas, então o excesso de variância dos preços dos ativos é identificado, fornecendo indícios da existência de bolhas especulativas na formação dos preços.

Já o teste de covariância cruzada apresentado por [Blanchard e Watson \(1982\)](#) partiu da hipótese que na presença de bolha diminui a correlação entre os fundamentos e o preço do ativo. No entanto, os resultados obtidos pelos testes apresentados acima estão fortemente ligados a especificação adotada para o modelo de equilíbrio e, por conseguinte, a aceitação da hipótese bolha pode ser devido a especificação do modelo e não a existência de bolhas.

Baseado na análise dos estudos que procuram identificar bolhas, foi possível verificar que os métodos de detecção mais frequentemente utilizados são derivados do modelo de valor presente e no pressuposto de bolha racional. [Yiu et al. \(2013\)](#) sumariza uma série de estudos que adotaram o método de cointegração como processo de identificação de bolhas racionais. Essa discussão parte do estudo proposto por [Campbell e Shiller \(1986\)](#) no qual os autores propõem um método alternativo baseado na ideia que a diferença entre o preço do ativo e o valor fundamental exibirão comportamento explosivo durante o processo de formação da bolha.

Em particular, [Campbell e Shiller \(1986\)](#) apresentaram um teste de raiz unitária como o primeiro passo para testar o potencial explosivo e a presença de uma bolha. Se existe uma bolha, o preço do ativo e o valor fundamental podem ser caracterizados em dois casos

possíveis. No primeiro caso o preço do ativo é não-estacionário, mas o valor fundamental é estacionário. No segundo caso, tanto o preço do ativo quanto o valor fundamental são não estacionários. No entanto, para o segundo caso não há evidência suficiente para a presença de uma bolha, e, portanto, o teste de cointegração é adotado como método complementar. Tal como descrito anteriormente, se há uma bolha, então o preço do ativo e o seu valor fundamental não são cointegrados.

Diba e Grossman (1988) ainda apontam que a explosão na diferença entre o preço do ativo e o valor fundamental é suficiente para detecção de bolhas, e os testes de raiz unitária e cointegração são as ferramentas para a identificação desse crescimento excessivo. Desde a sua proposta, os testes de raiz unitária e cointegração têm sido amplamente utilizados para a detecção de bolhas de ativos.

Tal como destacou Yiu et al. (2013), os testes de raiz unitária e cointegração foram aplicados para detectar bolhas do mercado imobiliário em diversas economias nas duas últimas décadas. Por exemplo, Drake (1993) usa este método para estudar o boom dos preços em meados da década de 1980 no mercado imobiliário do Reino Unido e Arshana-palli e Nelson (2008) utilizam o teste de cointegração para identificar a bolha imobiliária nos meados dos anos 2000 no mercado imobiliário norte-americano. Com relação ao mercado imobiliário de Hong Kong, Peng (2002) utilizaram este método para detectar a bolha de 1997, no mercado imobiliário residencial. O teste também foi ampliado para diferentes formas ao longo do tempo, como o uso painel de dados e técnicas de mudança de regime.

Direcionando a análise para a economia brasileira, tem-se que essa é uma discussão ainda pouco explorada e grande parte das discussões relacionadas a esta temática está voltada para a análise do mercado acionário. O fato de haver poucos estudos voltados para o mercado habitacional talvez possa ser explicado não pela falta de importância desse setor, mas sim pelo número limitado de informações sobre preços de habitações no Brasil (as opções que existem surgiram recentemente) e pelo crescimento recente desse setor, iniciado com o programa habitacional Minha Casa Minha Vida.

No atual estágio desta pesquisa forma encontrados apenas os estudos de Leister (2011), Mendonça e Sachsida (2012) e Besarria et al. (2014) que são voltados para a análise de bolhas no mercado habitacional. A discussão proposta por Leister (2011) partiu do debate sobre a definição de bolhas de ativos segundo a teoria dos mercados eficientes e a teoria da irracionalidade/imperfeição no comportamento dos agentes econômicos. Posteriormente, esses procuraram analisar o comportamento dos Bancos Centrais na condução da política monetária quando ocorrem bolhas de ativos imobiliários. Associando a teoria das finanças comportamentais ao ambiente de desregulamentação financeira, Leister (2011) descreveram o comportamento dos agentes econômicos nesse ambiente, bem como as vantagens e desvantagens de se adotar uma política monetária passiva ou pró-ativa diante das bolhas. Por fim, analisaram como os agentes econômicos brasileiros se comportam nesse contexto, o potencial de geração de bolhas na economia doméstica e quais as dificuldades que podem ser enfrentadas pelo Banco Central do Brasil no caso de surgimento bolhas especulativas.

Já o estudo desenvolvido por Mendonça e Sachsida (2012) teve como objetivo avaliar, exclusivamente, a possibilidade de existência de uma bolha especulativa no mercado imobiliário brasileiro. A base teórica que esses autores empregaram na sua análise foi à proposta pela Escola Austríaca de economia. Segundo esses, na perspectiva da Escola

Austríaca, 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 fortemente ascendente. Tal elevação não poderá se estender indefinidamente, fazendo com que os agentes em algum instante (ponto de ruptura) percebam que o retorno sobre o investimento se situa aquém do esperado.

A abordagem empírica adotada por esses autores se baseou, primeiramente, em uma análise conjuntural, no qual esses procuraram verificar se o comportamento de algumas variáveis relacionadas à construção civil e ao mercado imobiliário (produto industrial da construção civil, lançamentos imobiliários, preço de venda e aluguel, evolução do crédito bancário, custo da construção, dentre outras), possui alguma evidência de descolamento da evolução destas variáveis em relação ao restante da economia.

Posteriormente, procuraram estimar o preço corrente dos imóveis e a estrutura de custo da construção, utilizando o método de mínimos quadrados ordinários, variáveis instrumentais e método dos momentos, com base nos dados dos preços de venda dos imóveis, preço do aluguel, taxa de juros e expectativa de apreciação do ativo. Essas estimativas foram utilizadas para testar a hipótese de que a causalidade é no sentido do preço do imóvel em direção ao seu custo e não o contrário, conforme propõe a Escola Austríaca. E, baseado em testes de exogeneidade e endogeneidade, os autores concluíram que o preço do imóvel exerce pressão sobre o custo, e não o inverso, o que se constitui em um argumento favorável à percepção da Escola Austríaca.

Recentemente, [Besarria et al. \(2014\)](#) avaliaram a resposta dada pelo Banco Central aos efeitos de uma bolha nos preços das habitações brasileiras. Este estudo se iniciou a partir da obtenção dos parâmetros estruturais do modelo DSGE por meio do método generalizado dos momentos (GMM) e, por meio desses, foi realizada a simulação dos efeitos dos choques nos preços das habitações na economia artificial, desenvolvida com base nos dados da economia brasileira. Posteriormente, foi utilizado o modelo de Vetores Autor-regressivos (VAR), no qual os choques foram identificados por meio de restrições de sinal baseadas no modelo teórico. Os resultados mostraram que os efeitos da bolha no mercado habitacional brasileiro afetaram positivamente os movimentos subsequentes no produto e na inflação, no entanto, o efeito desse choque se deu de forma transitória sobre essas variáveis, trazendo efeitos persistentes apenas sobre a taxa de juros, onde a resposta dada pelo Banco Central foi de aumento na taxa de juros.

3 Procedimentos metodológicos

Baseando-se no modelo de bolhas racionais descrito na seção (2), a metodologia proposta para captar a relação entre os preços dos ativos e seus valores fundamentais é dada pelos testes de cointegração lineares e com quebra estrutural.

O primeiro passo para o estabelecimento da cointegração é dado pelos testes de estacionariedade das séries. Para esse fim serão aplicados os testes Dickey-Fuller Aumentado (1981) e KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin). Já foi discutido exaustivamente na literatura que o teste de Dickey-Fuller (1981) não consegue rejeitar a hipótese de es-

tacionariedade para uma infinidade de séries econômicas e, por essa razão, é importante confrontar os resultados obtidos por esse teste com outros que conseguem distinguir a raiz unitária de séries cujos dados não são suficientemente conclusivos.

O passo seguinte é verificar se as séries de preços das habitações e os preços do aluguel são cointegradas. As metodologias mais tradicionais para testar a cointegração são: [Engle e Granger \(1987\)](#) e [Johansen \(1991\)](#). A primeira metodologia afirma que as variáveis em estudo serão cointegradas, se estas forem integradas de mesma ordem d (sendo $d > 1$) e se existir uma combinação linear dessas variáveis que seja estacionária. Essa técnica não é indicada para testar a cointegração quando existe a possibilidade da existência de mais de um vetor de cointegração. Nesse caso, a metodologia recomendada é a de [Johansen \(1991\)](#).

Além dos testes apresentados acima, será implementado o método de identificação de cointegração proposto por [Phillips e Ouliaris \(1990\)](#). Este método visa testar a hipótese nula de não cointegração contra a alternativa da presença de integração, utilizando testes de raiz unitária aplicado aos resíduos. A ideia é basicamente conflitar os resultados gerados a partir de diferentes testes de cointegração.

É importante destacar dois componentes que não são levados em consideração nos testes apresentados acima. O primeiro é que na presença de mudanças estruturais na série de dados os resultados obtidos a partir dos testes de estacionariedade apresentados acima podem estar viesados. Esse fato pode levar a aceitação de uma hipótese falsa, tipo, aceitar a hipótese de raiz unitária nas séries quando essas são estacionárias em torno de uma tendência quebrada.

Para contornar essa limitação foi adotado o teste de raiz unitária proposto por [Lee e Strazicich \(2003\)](#). Os autores propõem um teste que permite a avaliação da presença de raiz unitária sob a possibilidade de quebras estruturais, baseado no multiplicador de Lagrange mínimo. Neste caso, os momentos das quebras são determinados endogenamente.

A segunda limitação está ligada aos resultados dos testes de cointegração na presença de mudanças estruturais nas séries temporais. [Bierens \(1997\)](#) destacou que os testes de cointegração convencionais podem não ser apropriados na identificação na relação do cointegração, visto que esses testes consideram que o processo de ajustamento é simétrico, sem levar em consideração o fato de que a verdadeira natureza do processo de ajustamento pode ser não-linear. Além disso, na presença de quebras estruturais, aumentam as chances de os testes aceitarem a hipótese nula, apesar de haver uma relação estável entre os parâmetros de cointegração.

Assim, caso seja identificada a presença de quebra estrutural nas séries, será adotado o teste de cointegração de [Gregory e Hansen \(1996\)](#). Os testes de cointegração de [Gregory e Hansen \(1996\)](#) incorporaram explicitamente uma quebra estrutural na relação de cointegração das séries. As estatísticas de teste podem ser vistas como uma extensão dos testes univariados de quebra estrutural endógena.

Além disso, o período de tempo analisado é bem curto para se chegar a conclusões convincentes sobre a existência de bolhas. Levando em consideração a fato de os métodos de análise propostos acima exigirem mais do que uma amostra suficientemente longa, mas também um período de tempo longo para apresentar resultados adequados. Essa discussão é muito bem endereçada em [Shiller e Perron \(1985\)](#). Assim, a segunda parte do estudo procura analisar o desempenho da análise de cointegração para amostras cur-

tas. A importância dessa discussão está ligada ao fato de os testes de cointegração serem derivados de resultados assintóticos e inferências estatísticas em amostras infinitas, neste caso, os valores críticos dos testes derivados de dados curtos podem gerar resultados não confiáveis.

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada nesta análise é composta por observações mensais do preço de venda e locação das habitações brasileiras, compreendendo o período de março de 2001 a março de 2015. Destaca-se que a seleção dessas variáveis se deu com base nos trabalhos de [Himmelberg et al. \(2005\)](#) e [Kivedal, 2013](#), no qual esses mostram que a relação entre os preços da habitação e o preço do aluguel pode ser utilizada para investigar a existência de uma bolha no mercado imobiliário. Em relação à escolha do período de análise, essa foi dada pela disponibilidade dos dados.

A série de preços dos imóveis é representada pelo índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R) do Banco Central e o índice de locação de imóveis pode ser representado por três séries distintas, IPCA (habitação), IGP-M e o índice de locação de imóveis da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE).

Quanto a série de locação de imóveis da FIPE, essa compreendendo o período de janeiro de 2008 a março de 2015. No entanto, a dimensão temporal da amostra para a série do custo do aluguel nacional não compreende todo o período de 2001 a 2015, apresentando menos de noventa observações, fator que compromete os resultados obtidos na análise. Com o propósito de ampliar o conjunto de dados foi adotado o método de interpolação linear, fazendo com que o custo de locação tenha a mesma periodicidade obtida para os preços das habitações.

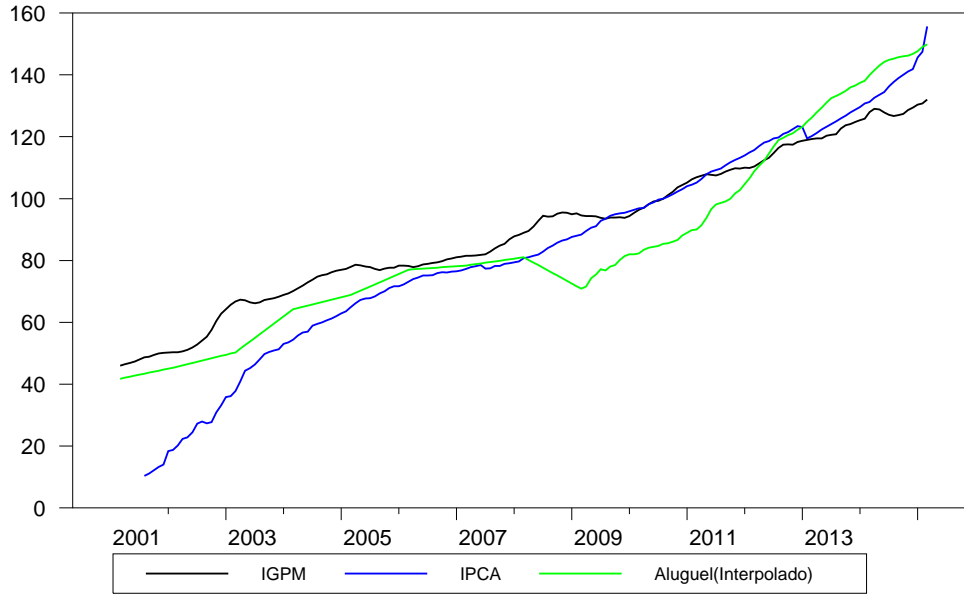


Figura 1: Custo de locação representado pelo IPCA (habitação), IGP-M e FIPE.

Fonte: Elaboração própria

Como pode ser visto na Figura (1), não há diferenças expressivas entre as séries. Dessa forma, o IGP-M foi utilizado como principal determinante do custo do aluguel, visto que, esse é o índice utilizado para a correção de contratos de aluguel no Brasil.

4 Evidência empíricas

Nesta seção serão apresentadas as discussões sobre os métodos propostos para a análise de bolhas nos preços das habitações brasileiras. Na Figura (2) são apresentadas as séries mensais dos índices de preços de venda e aluguel das habitações e a razão preço/aluguel, no período de março de 2001 a março de 2015.

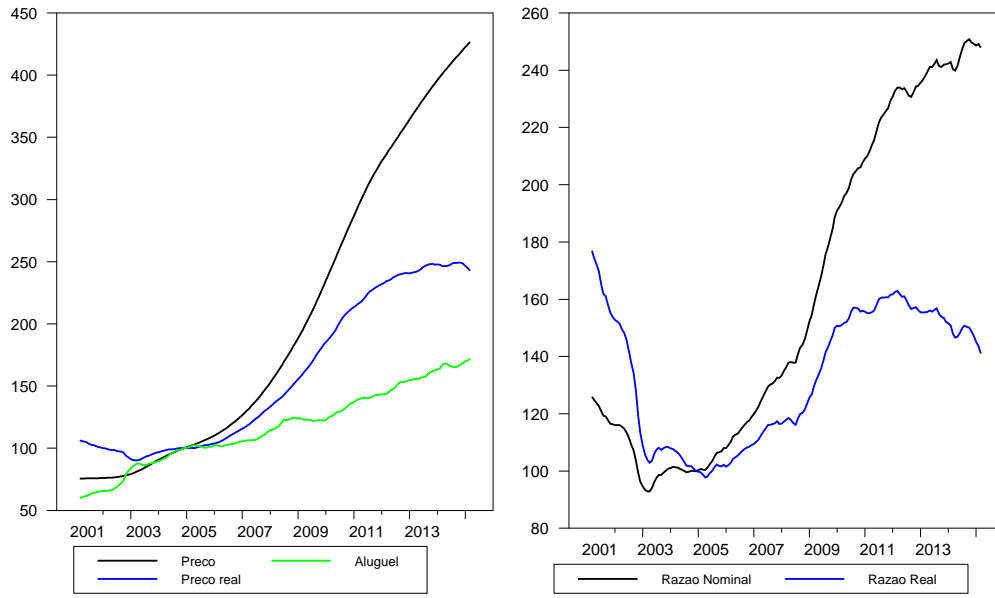


Figura 2: Preço, aluguel e razão preço aluguel dos imóveis brasileiros

Fonte: Elaboração própria

Por meio da Figura (2) é possível observar que o preço médio de venda das habitações e o valor médio do aluguel apresentaram forte valorização a partir de 2008. Não se pode negar que fatores conjunturais, tais como: crescimento do PIB, crédito habitacional, renda disponível, taxas de juros, realização de eventos internacionais como a Copa do Mundo em 2014 e às Olimpíadas em 2016 contribuíram para a valorização desses imóveis. Mas a experiência recente dos Estados Unidos mostrou que, além dos fatores conjunturais, é possível que os preços das habitações sejam influenciados pelo surgimento de bolhas.

Em relação a razão preço/aluguel, a análise que pode ser extraída desse indicador provém do modelo de valor presente apresentado anteriormente, no qual, a determinação dos preços das habitações está ligada ao fluxo de ganhos provenientes do aluguel do imóvel. Neste caso, espera-se que os preços dos imóveis e o aluguel cresçam juntos ou na mesma proporção. Visto que, se o custo de utilização da habitação exceder o custo do aluguel é esperado que os indivíduos passem a alugar os imóveis ao invés de adquiri-los. Esse resultado é observado quando os indivíduos são indiferentes entre alugar ou possuir seu próprio imóvel, tal como descreveu [Poterba \(1984\)](#).

Ao se observar a razão preço/aluguel, presente na Figura (2), é possível verificar que esta condição é rejeitada para a economia brasileira, visto que, há tendência de alta nesse indicador, iniciada a partir do ano de 2007, e atualmente encontra-se cerca de 20% abaixo do último pico alcançado em 2012. Essa discussão sugere que os preços das casas no Brasil estão supervalorizados, tal como observado para a economia americana no período que antecedeu a crise *Subprime*.

Esse é um primeiro indicador de que os preços dos ativos excedem o seu valor fundamental por margens aparentemente grandes. No entanto, é preciso analisar outros fatores antes de se tirar conclusões acerca da presença de componentes especulativos nos preços

das habitações.

Uma análise que tem sido amplamente utilizada na literatura é a de cointegração. Essa metodologia será empregada para testar o modelo de bolhas racionais, definido por Gilles e LeRoy (1992) na expressão (5), no qual, além do valor fundamental é inserido um componente de bolha na determinação dos preços dos ativos. Inicialmente foram aplicados, por razões de comparação, os testes de Dickey-Fuller e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)³, a fim de verificar a estacionariedade e a ordem de integração das variáveis utilizadas. Como pode ser visto na Tabela (1), para o caso analisado, os testes de Dickey-Fuller e KPSS mostraram que as séries de preço de venda e aluguel das habitações possuem raiz unitária (não estacionária) em nível e são estacionárias em diferença.

Tabela 1: Testes de estacionariedade

	<i>Dickey-Fuller</i>		<i>KPSS</i>		<i>Lee-Strazicich</i>	
	t_α	$t_{critico}$	$\hat{\eta}_\mu$	η_μ	t_α	<i>Quebra</i>
<i>Preço</i>	-1.45	-2.87	0.47	0.21	-3.21	2008:03
<i>Aluguel</i>	-0.60	-2.87	0.40	0.21	-2.79	2011:11
Δ <i>Preço</i>	-3.22	-2.87	0.19	0.21	-	-
Δ <i>Aluguel</i>	-3.05	-2.87	0.16	0.21	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Apesar de não haver divergência entre os resultados dos testes quanto a aceitação de estacionariedade das séries em primeira diferença, é importante destacar que esses perdem validade na presença de quebra estrutural nas séries. Assim, a etapa seguinte da pesquisa refere-se à aplicação do teste de raiz unitária com quebra estrutural endógena proposto por Lee e Strazicich (2003) nas séries dos preços de venda e aluguel (em nível). Como pode ser visto, os resultados do teste de Lee-Strazicich mostram que o valor calculado da estatística *t-Student* foi inferior ao valor crítico -4.45, ao nível de significância de 5%. Representando que a hipótese nula de raiz unitária com quebra estrutural foi aceita e que o período de mudança estrutural identificado nas séries dos preços de venda e aluguel corresponde a março de 2008 e novembro de 2011⁴, respectivamente.

A discussão subsequente é voltada para os testes de cointegração entre os preços das habitações e os alugueis. Com o intuito de dar robustez aos resultados obtidos, é elaborado um quadro comparativo entre os testes de cointegração de Engle-Granger, Johansen

³A hipótese nula do teste de Dickey-Fuller é que a série é não estacionária, diferentemente do teste KPSS, cuja hipótese nula é a de que a série é estacionária.

⁴Dentre os fatores que podem ter influenciado a mudança de regime na série de preço de vendas das habitações, destaca-se o anúncio do lançamento do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) para janeiro de 2007, tendo como um dos principais objetivos o aumento do volume de crédito destinado ao setor habitacional. Em relação à série de alugueis, verifica-se que o Índice Geral de Preços-Mercado (IGP-M), geralmente usado para reajustar os contratos de aluguel, apresentou valor acumulado de 10,78% ao ano, frente ao valor acumulado de -1,72% no ano de 2009.

e Phillips-Ouliaris, tal como apresentado na Tabela (2) do apêndice deste estudo. Os resultados dos testes de cointegração, apresentados na Tabela (2), mostram que há um indicativo de bolha nos preços das habitações brasileiras, visto que, nenhum teste sugeriu a aceitação da hipótese de associação entre as séries de preços e dividendos para o período analisado.

No entanto, é sabido que os testes de cointegração convencionais, tais como os utilizados no exercício anterior, não são capazes de captar a verdadeira natureza do processo de ajustamento das séries quando esse processo é dado de forma não-linear ou quando há mudança de regime. Com esse propósito foi adotado o teste de cointegração não linear com quebra estrutural proposto por Gregory e Hansen (1996).

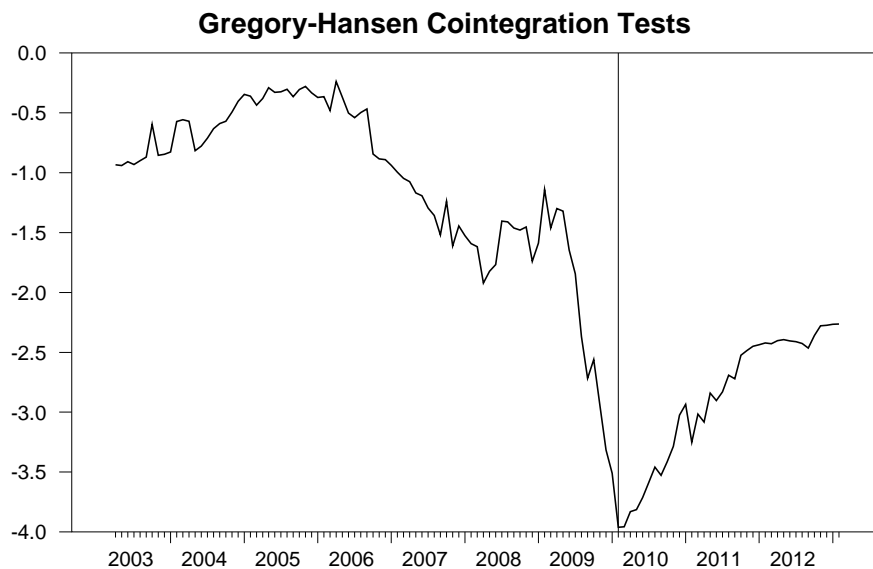


Figura 3: Teste de cointegração com quebra estrutural

Fonte: Elaboração própria

Ao se analisar os resultados obtidos pelo teste de cointegração com quebra estrutural proposto por Gregory e Hansen (1996) é possível verificar que o valor calculado da estatística $Z_{\alpha}^*(C/S)$ foi inferior ao valor crítico ao nível de 95% de significância. Representando que a hipótese nula de não cointegração foi aceita e que houve mudança estrutural na relação os preços das habitações e seus dividendos no ano de 2009.

Ressalta-se que esse resultado é reforçado pelas políticas que foram direcionadas para o setor de habitação no Brasil a partir do ano de 2008. Tendo em vista que o sistema financeiro brasileiro, como grande parte das economias mundiais, esteve exposto aos efeitos da volatilidade nos mercados internacionais, especialmente os de crédito. E, dentre as medidas anti-cíclicas adotadas em reação à crise *Subprime* no Brasil, destaca-se a política de estímulo ao setor da construção civil.

4.1 Simulação de Monte Carlo

Os resultados da análise de cointegração mostraram que as séries de preços e dividendos não são cointegradas e que há indícios de bolhas na economia brasileira. Esse resultado é robusto? Temos realmente uma bolha nos preços das habitações? Levando em consideração que o processo de identificação de bolhas apresentado anteriormente foi realizado a partir de uma amostra composta por apenas 168 observações, esta seção tem o propósito de investigar se os resultados gerados a partir dos testes de cointegração são viesados para pequenas amostras.

A importância dessa análise está ligada ao fato de os resultados gerados a partir dos testes de cointegração serem viesados, gerando resultados potencialmente subestimados ou superestimados para o verdadeiro fator cointegrante. Essa discussão será realizada a partir dos experimentos de Monte Carlo. Esse não é um debate recente para a literatura, dentre os estudos que trataram desta temática, destaca-se as análises realizadas por Toda (1995). A discussão proposta por Toda (1995) parte de uma relação bivariada, como é o caso da maioria dos estudos de Monte Carlo, e está preocupada apenas com o teste de razão de verossimilhança (LR). Seus resultados mostram de forma inequívoca que, para atingir um desempenho aceitável para os testes LR, uma amostra relativamente grande é exigida. Ele também acha que a subestimação do posto de cointegração ocorre com bastante frequência para pequenas amostras.

Assumindo o seguinte processo gerador de dados para as séries de preço das habitações e alugueis:

$$P_{1,t} = \mu_1 + \beta_1 D_{2,t} + \alpha_1 P_{1,t-1} + \hat{u}_{1t} \quad (11)$$

$$D_{2,t} = \mu_2 + D_{2,t-1} + \hat{u}_{2t} \quad (12)$$

onde u_{1t} e u_{2t} são variáveis aleatórias.

Percebe-se que o processo gerador de dados impõe uma relação entre as variáveis. A partir dessa relação foi possível gerar duas séries temporais artificialmente, com dimensão para 300 períodos, tal como representado na Figura (4).

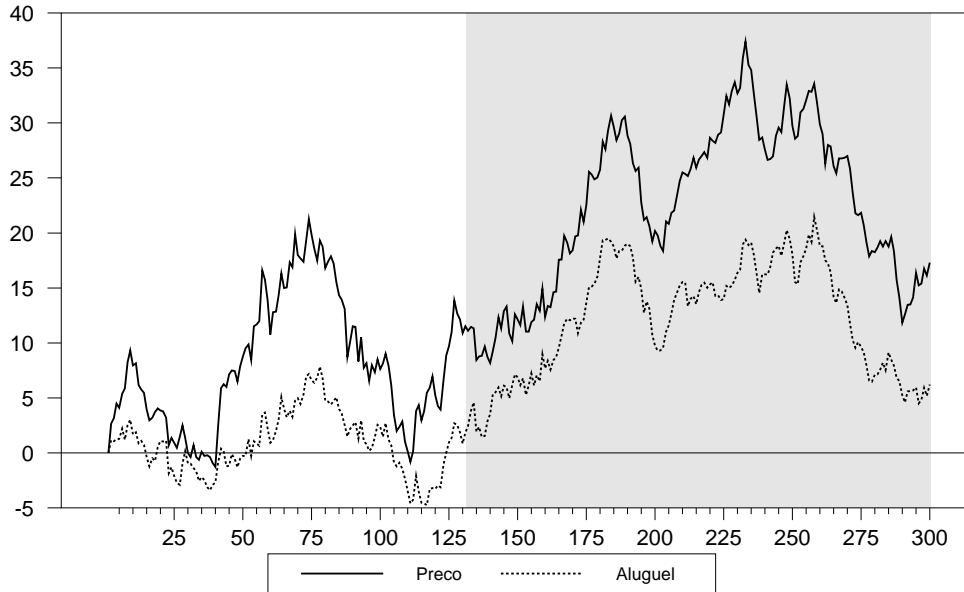


Figura 4: Dados simulados

Fonte: Elaboração própria

Dois tamanhos de amostra são considerados para o restante da análise, $T = 168$ [referente ao conjunto de dados disponíveis para a primeira análise e ilustrado pela parte sombreada da Figura (4)] e $T = 300$. A escolha de distintos tamanhos de amostra destina-se a fornecer informações sobre o desempenho dos testes de cointegração utilizados como método de identificação de bolhas. A escolha da amostra $T = 300$ se deu para avaliar o desempenho de tais testes em amostras grandes de modo que os resultados se aproximem da distribuição real dos estimadores e das estatísticas de teste.

Na Tabela (3), presente no Apêndice B, são apresentados os resultados dos vários testes de cointegração discutidos nas seções anteriores para uma amostra finita de dados simulados. Os resultados obtidos mostram que quando é analisado a série completa de dados é verificado que há cointegração entre as séries; no entanto, quando a análise é direcionada para o subconjunto de dados, representado pelas 168 observações, é possível verificar que os resultados são alterados, indicando que as séries não são cointegradas. Esse fato está ligado as propriedades assintóticas dos estimadores do vetor de cointegração. Em que, no caso de não haver séries longas para justificar o uso de métodos baseados nos princípios da teoria assintótica, existem fortes indícios que os resultados gerados nessa análise serão viesados.

A respeito da realização dos testes, tal como pode ser observado, houve alterações nos resultados obtidos quando o tamanho da amostra passou de 168 observações para 300 períodos. Isso sugere que a análise sobre bolhas no Brasil, apresentada anteriormente, ainda não é conclusiva, tendo em vista a limitação temporal dos dados.

5 Conclusão

A crise *Subprime* representa um exemplo importante dos efeitos que as flutuações nos preços das habitações podem trazer para o desempenho econômico. Baseado neste fato, este trabalho procurou verificar se há indícios de bolhas racionais nos preços das habitações brasileiras, sendo adotados alguns indicadores que possam auxiliar nesta análise, sendo eles: razão preço/renda e testes de cointegração.

No atual estágio desta pesquisa, foi possível verificar que esta é a primeira discussão que procura identificar bolhas racionais nos preços das habitações brasileiras por meio de testes de cointegração. Por este motivo, e também pelas dificuldades associadas com as propriedades dos métodos aplicados para séries de tempo relativamente curtas, os resultados da análise devem ser interpretados com certa cautela.

Dito isso, uma série de conclusões podem ser tiradas. Dentre os indicadores analisados, destaca-se a razão preço/aluguel e, a partir desse, foi verificado que os preços das habitações cresceram rapidamente em relação aos rendimentos, sugerindo uma dissociação entre os preços dos ativos e os seus fundamentos.

Posteriormente, a análise foi descrita a partir dos co-movimentos dinâmicos entre as séries de preços de venda das habitações e os preços do aluguel. Os resultados dos testes de cointegração mostraram que pode haver bolhas racionais nos preços desse ativo, visto que essas séries não apresentem uma tendência estocástica comum de longo prazo, ou seja, não são cointegradas.

Em suma, apesar de ser cedo para garantir que há uma bolha nos preços das habitações, por todos os motivos que já foram apresentados anteriormente, não se pode negligenciar que a partir de 2008 foram adotados pacotes de estímulo fiscal e monetário (forte expansão do crédito) na economia brasileira que contribuíram para o crescimento excessivo nos preços dos imóveis.

Referências

- Arshanapalli, Bala e William Nelson (2008), "A cointegration test to verify the housing bubble." *The International Journal of Business and Finance Research*, 2, 35–43.
- Besarria, Cássio, Nelson Paes, e Marcelo Silva (2014), "Como o banco central tem reagido aos choques (bolhas) nos preços das habitações brasileiras? uma análise por meio do modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (dsge)." *XV Encontro Brasileiro de Finanças*.
- Besarria, Cássio N (2014), *Bolha de ativos e os seus efeitos macroeconômicos*. Recife: PIMES/UFPE, 2014. Ph.D. thesis, Tese (Doutorado em Economia).
- Bierens, Herman J (1997), "Testing the unit root with drift hypothesis against nonlinear trend stationarity, with an application to the us price level and interest rate." *Journal of Econometrics*, 81, 29–64.
- Blanchard, Olivier J e Mark W Watson (1982), "Bubbles, rational expectations and financial markets."

- Bohl, Martin T (2003), "Periodically collapsing bubbles in the us stock market?" *International Review of Economics & Finance*, 12, 385–397.
- Campbell, John Y e Robert J Shiller (1986), "Cointegration and tests of present value models." Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Chang, Tsangyao, Chi-Chen Chiu, e Chien-Chung Nieh (2007), "Rational bubbles in the us stock market? further evidence from a nonparametric cointegration test." *Applied Economics Letters*, 14, 517–521.
- Cheung, Yin-Wong e Kon S Lai (1993), "Finite-sample sizes of johansen's likelihood ratio tests for cointegration." *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 55, 313–328.
- Crowder, William J e Mark E Wohar (1998), "Stock price effects of permanent and transitory shocks." *Economic Inquiry*, 36, 540–552.
- Cuñado, Juncal, Luis Alberiko Gil-Alana, e F Perez De Gracia (2005), "A test for rational bubbles in the nasdaq stock index: a fractionally integrated approach." *Journal of Banking & Finance*, 29, 2633–2654.
- Dhrymes, Phoebus J e Thomakos D Dimitrios (1997), "Small sample properties of certain cointegration test statistics: A monte carlo study." *Columbia University Econ Dept Discussion Paper*.
- Diba, Behzad T e Herschel I Grossman (1988), "Explosive rational bubbles in stock prices?" *The American Economic Review*, 520–530.
- Drake, Leigh (1993), "Modelling uk house prices using cointegration: an application of the johansen technique." *Applied Economics*, 25, 1225–1228.
- Engle, Robert F e Clive WJ Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing." *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Evans, George W (1991), "Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices." *The American Economic Review*, 922–930.
- Froot, Kenneth A e Maurice Obstfeld (1989), "Intrinsic bubbles: The case of stock prices." Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Gilles, Christian e Stephen F LeRoy (1992), "Bubbles and charges." *International Economic Review*, 323–339.
- Gregory, Allan W e Bruce E Hansen (1996), "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts." *Journal of econometrics*, 70, 99–126.
- Gürkaynak, Refet S (2008), "Econometric tests of asset price bubbles: Taking stock*." *Journal of Economic Surveys*, 22, 166–186.

- Himmelberg, Charles, Christopher Mayer, e Todd Sinai (2005), "Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals, and misperceptions." Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Johansen, Søren (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551–1580.
- Kivedal, Bjørnar Karlsen (2013), "Testing for rational bubbles in the us housing market." *Journal of Macroeconomics*, 38, 369–381.
- Klyuev, Mr Vladimir (2008), *What goes up must come down? House price dynamics in the United States*. 8-187, International Monetary Fund.
- Lee, Junsoo e Mark C Strazicich (2003), "Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks." *Review of Economics and Statistics*, 85, 1082–1089.
- Leister, Mauricio Dias (2011), *Bolhas e política monetária: evidências para a economia brasileira*. Ph.D. thesis, Universidade de São Paulo.
- Meirelles, Henrique (2013), "Entrevista [nov. 2013]. entrevistadora: Paula pacheco." *Entrevista concedida ao Portal iG*.
- Mendonça, Mário Jorge e Adolfo Sachsida (2012), "Existe bolha no mercado imobiliário brasileiro?" Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).
- Mikhed, Vyacheslav e Petr Zemčík (2009), "Testing for bubbles in housing markets: A panel data approach." *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38, 366–386.
- Mokhtar, Suraya Hanim (2006), *Detection of Rational Speculative Bubbles in the Malaysian Stock Market*. Ph.D. thesis, Universiti Putra Malaysia.
- Montalvo, Jose G (1995), "Comparing cointegrating regression estimators: Some additional monte carlo results." *Economics Letters*, 48, 229–234.
- Nasseh, Alireza e Jack Strauss (2004), "Stock prices and the dividend discount model: did their relation break down in the 1990s?" *The quarterly review of economics and finance*, 44, 191–207.
- Peng, Wensheng (2002), "What drives property prices in hong kong?" *HKMA Quarterly Bulletin*, 8, 19–33.
- Poterba, James M (1984), "Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach." *The quarterly journal of economics*, 729–752.
- Reinhart, Carmen M e Kenneth Rogoff (2009), *This time is different: eight centuries of financial folly*. princeton university press.

- Shiller, Robert (2013), "Entrevista [out. 2013]. entrevistadora: Julia wiltgen." *Entrevista concedida EXAME.com*.
- Shiller, Robert J (1980), "Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?"
- Shiller, Robert J e Pierre Perron (1985), "Testing the random walk hypothesis: Power versus frequency of observation." *Economics Letters*, 18, 381–386.
- Timmermann, Allan (1995), "Cointegration tests of present value models with a time-varying discount factor." *Journal of Applied Econometrics*, 10, 17–31.
- Toda, Hiro Y (1995), "Finite sample performance of likelihood ratio tests for cointegrating ranks in vector autoregressions." *Econometric theory*, 11, 1015–1032.
- Wang, Peijie (2000), "Market efficiency and rationality in property investment." *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21, 185–201.
- Wu, Yangru et al. (1997), "Rational bubbles in the stock market: accounting for the us stock-price volatility." *Economic Inquiry*, 35, 309–319.
- Yiu, Matthew S, Jun Yu, e Lu Jin (2013), "Detecting bubbles in hong kong residential property market." *Journal of Asian Economics*, 28, 115–124.

A Apêndice

Tabela 2: Testes de cointegração linear para os preços e alugueis dos imóveis brasileiros

	<i>Johansen</i>				<i>Engle-Granger</i>		<i>Phillips-Ouliaris</i>	
	Autovalor	Autovalor máximo	Traço	Traço (95%)	Est. teste	Valor crítico	Est. teste	Valor crítico
0	0.085	14.57	15.03	15.41	Est. teste	-2.21	Est. teste	-1.55
1	0.003	0.46	0.46	3.84	Valor crítico	-3.37	Valor crítico	-3.37

B Apêndice

Tabela 3: Testes de cointegração linear para dados simulados

	<i>Johansen</i>				<i>Engle-Granger</i>		<i>Phillips-Ouliaris</i>	
	Autovalor	Autovalor máximo	Traço	Traço (90%)	Est. teste	Valor crítico	Est. teste	Valor crítico
300 obs.								
0	0.085	14.57	15.03	10.30	Est. teste	-3.52	Est. teste	-3.57
1	0.003	0.46	0.46	3.84	Valor crítico	-3.35	Valor crítico	-3.35
168 obs.								
0	0.041	6.73	9.46	10.30	Est. teste	-2.60	Est. teste	-2.67
1	0.017	2.72	2.72	3.84	Valor crítico	-3.37	Valor crítico	-3.37