

**TESTANDO BOLHAS NOS MERCADOS HABITACIONAIS: UMA
ANÁLISE A PARTIR DO MODELO PAINEL-COINTEGRADO PARA
OS ESTADOS BRASILEIROS**

Cássio da Nóbrega Besarria
Doutor em Economia pelo PIMES
Professor do departamento de Economia
Universidade Federal da Paraíba
cassiodanobrega@yahoo.com.br

TESTANDO BOLHAS NOS MERCADOS HABITACIONAIS: UMA ANÁLISE A PARTIR DO MODELO PAINEL-COINTEGRADO PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

Resumo

Esta pesquisa tem o propósito de verificar se há indícios de bolhas racionais nos preços das habitações dos estados brasileiros (São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco, Ceará, Bahia e Minas Gerais), no período de 2008 a 2015. Essa análise será realizada a partir o método de cointegração em dados de painel proposto por Pedroni (2004). Os resultados mostraram que não há suporte empírico para uma relação de cointegração entre os preços reais das habitações e o aluguel, dando indícios de bolhas nos preços das habitações no nível local. Esse resultado está em conformidade com os encontrados por Mendonça e Sachsida (2012) e Besarria (2014), sendo que esses autores analisaram a economia agregada. Por fim, evidências baseadas nos testes de causalidade de Granger em dados de painel sugerem que as alterações dos preços da habitação são úteis na previsão de mudanças no valor dos aluguéis e a relação inversa não foi verificada, corroborando com a hipótese proposta pelo modelo de bolha racional.

Palavras-Chave: Bolha racional. Painel cointegrado. Razão preço-renda.

Abstract

This research is intended to check for evidence of rational bubbles in price the homes of Brazilian states (São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco, Ceará, Bahia and Minas Gerais), from 2008 to 2015. This analysis will be held from the cointegration method proposed by panel data Pedroni (2004). The results They showed that there is no empirical support for a cointegration relationship between the actual prices of housing and rent, giving evidence of price bubbles housing at the local level. This result is consistent with those found by Mendonça e Sachsida (2012) and Besarria (2014), and these authors analyzed the aggregate economy. Finally, evidence based on Granger causality tests in panel data suggest that changes in house prices are useful in predicting changes in the value of rents and the inverse relationship has not been verified.

Keywords: Rational bubbles. Panel cointegration. Price-rent ratio.

JEL: C33, G12, R20

Área 4 - Teoria Econômica e Métodos Quantitativos.

1 Introdução

Os ativos físicos, humanos e financeiros desempenham papel de destaque na macroeconomia moderna. Eles são necessários para a produção, geração de renda e são fundamentais para a alocação intertemporal de recursos, através dos processos de poupança, crédito e empréstimos. Como mostra Wickens (2012), o papel dos preços dos ativos na análise macroeconômica se iniciou com a discussão sobre as decisões de consumo ou consumo intertemporal. A partir dessa discussão surgiram as teorias de acumulação de capital físico e poupança.

Argumenta-se que os agentes planejam o consumo presente e futuro com o objetivo de manter seu padrão de vida, mesmo que o rendimento possa variar com o tempo. Períodos que se caracterizam por apresentar renda baixa, tais como aposentadoria ou períodos de desemprego, o padrão de vida cairia, ao menos que os agentes tenham poupado parte de sua renda e possam recorrer a esta. A fim de consumir mais no futuro, os agentes devem consumir menos hoje, ou seja, substituir intertemporalmente consumo presente por consumo futuro. A decisão de se consumir ou poupar depende da taxa de retorno da poupança ou do retorno esperado de outros ativos financeiros em relação à taxa de preferência temporal.

Baseado nessa hipótese, Tirole (1985) destacou que a avaliação dos ativos passou a representar um problema na análise econômica. Partindo do seguinte questionamento: existe algum fundamento racional para determinar os preços do ouro, ações, habitações ou moeda? Para responder a esta questão a teoria das finanças geralmente assume que os preços dos ativos são iguais ao valor presente descontado de seus dividendos, ou seja, são iguais ao seu valor fundamental. Com o propósito de orientar essa tomada de decisão surgiram às teorias de precificação de ativo sob condições de risco, dentre essas se destaca: modelo de valor presente, análise de contingência, precificação de ativos em equilíbrio geral, modelo de precificação de ativos de capital baseado no consumo (CCAPM), e o Modelo de Precificação de Ativos (CAPM). Grande parte dessa literatura leva em consideração a teoria da utilidade esperada e aversão ao risco, prêmio de risco, arbitragem e não arbitragem, e suas implicações para a teoria do mercado eficiente.

Apesar de os modelos de precificação de ativos serem considerados como um ramo exclusivo de finanças, esses têm desempenhado papel central nos modelos macroeconômicos de equilíbrio geral. Atualmente, parte da associação entre a teoria econômica e finanças está voltada para compreensão da origem e as consequências de bolhas nos preços dos ativos e suas implicações políticas.

Com o baixo desempenho dos modelos de valor presente na explicação dos preços dos ativos, alguns modelos têm introduzido o conceito de bolhas como uma ferramenta para modelar os desvios desses preços do seu valor fundamental. Esse foi o argumento adotado por Besarria (2014) para analisar a presença de bolhas no mercado habitacional brasileiro. O autor procurou analisar a relação entre os preços dos ativos e os seus dividendos (alugueis) a partir dos processos cointegrados lineares e não lineares. A ideia é que na presença de bolhas, tal como propõe os modelos de bolhas racionais, não há relação de longo prazo entre os preços das habitações e seus dividendos.

Nesse sentido, este estudo se diferencia da discussão proposta por Besarria (2014) por procurar identificar bolhas em termos regionais. Essa análise será realizada a partir da aplicação do método de cointegração em dados de painel proposto por Pedroni (2004) nas séries de preços e alugueis das habitações dos estados brasileiros (São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco, Ceará, Bahia e Minas Gerais), no período de 2008 a 2015. Este estudo é inédito para a economia brasileira, visto que, grande parte dos estudos, tal como, Mendonça e

Sachsida (2012) e Besarria (2014) estão voltados para o processo de identificação de bolhas na economia brasileira e não é dado enfoque regional. Sumariamente, destaca-se que a discussão sobre bolhas na economia brasileira ainda é incipiente 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 o mercado habitacional brasileiro (as opções que existem surgiram recentemente) e pelo crescimento recente desse setor, iniciado com as políticas de incentivo governamental, tais como o programa habitacional Minha Casa Minha Vida.

Apesar disso, o momento econômico atual parece deixar evidente a importância de se analisar e propor métodos que identifiquem bolhas nos mercados de habitações, visto que, nas últimas quatro décadas houve várias crises econômicas associadas a bolhas, dando enfoque para o aumento dos preços dos imóveis e ações no Japão, Finlândia, Noruega e Suécia em 1989, mercado acionário de balcão nos Estados Unidos no ano 2000 e crise *Subprime* em 2007. Com base nisso, Xu et al. (2014) destacou alguns fatores que diferenciam as habitações de outros ativos e faz desse mercado um importante mecanismo de propagação de flutuações na economia como um todo.

Dentre esses aspectos, destaca-se: são ativos tangíveis com baixa frequência e altos custos de transações para compradores e vendedores; a compra da habitação está inexoravelmente ligada à compra de outros bens, tais como, bairro, serviços públicos e acessibilidade do local de trabalho. Assim o preço é afetado não só pela interação entre oferta e demanda, mas por estes componentes associados a habitação; terceiro, há um mercado de alugueis que, apesar de não ser um substituto perfeito do mercado habitacional, afeta as decisões de compra no mercado de imóveis. Espera-se que quando o custo do aluguel for inferior ao custo de aquisição do imóvel os indivíduos posterguem a compra da habitação e, com isso, reduza a demanda por imóveis; por fim, devido ao tempo relativamente longo de produção, a oferta de habitações pode não se ajustar imediatamente a demanda corrente e esse fato pode levar a tendência altista dos preços por tempo prolongado. E o que possivelmente acontece é que os produtores de habitação reagem ao aumento dos preços de modo que há uma produção excessiva de habitação, fazendo com os preços voltem a cair, podendo chegar a níveis inferiores aos seus custos de construção. Esse processo de ajustamento altera as expectativas dos agentes envolvidos e pode levar ao surgimento de uma bolha no mercado.

Dessa forma, a importância da identificação de bolhas de preços de ativos está ligada as distorções causadas por essas nas decisões individuais de investimento dos agentes econômicos. O seu impacto no mercado habitacional é dado através de: (i) o consumo das famílias através do canal de riqueza; (ii) o balanço do setor bancário. O primeiro canal mostra que o aumento nos preços das propriedades e ativos financeiros, detidos pelos agregados familiares, é percebido como o crescimento da riqueza e das fontes de financiamento do consumo. Em relação ao segundo canal, a literatura descreve que muitas vezes os imóveis podem ser utilizados como garantia em operações de empréstimo. Estes efeitos diferem em proporções ao longo do tempo, déficit habitacional e entre regiões, mas eles afetam a economia real da mesma forma.

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 em dados de painel, proposto por Pedroni (2004) 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, analisa a previsibilidade estatística dos preços dos imóveis e rendas a partir do teste de causalidade de Granger. A seção 5 destina-se a análise de robustez dos resultados e métodos. Por fim, são tecidas as considerações finais deste trabalho.

2 Discussões teóricas sobre a definição de bolhas

Devido à regularidade histórica e aos efeitos macroeconômicos adversos causados pelas bolhas nos preços dos ativos, uma série de autores têm procurado incorporar na análise dos modelos econômicos a natureza recorrente das bolhas e suas implicações macroeconômicas. Como destacou Martin e Ventura (2010), Samuelson (1958) e Tirole (1985) lançaram as bases para essa teoria, por retratarem as bolhas como um remédio para o problema da ineficiência dinâmica. O argumento utilizado por esses autores foi baseado no duplo papel do capital como um bem produtivo e uma reserva de valor. Para satisfazer a necessidade de uma reserva de valor, às vezes, as economias acumulam tanto capital que o investimento necessário para sustentá-lo excede a renda que ela produz. Este investimento é ineficiente e reduz os recursos disponíveis para consumo.

Nesta situação, as bolhas podem ser tanto atraente para os investidores quanto viável do ponto de vista macroeconômico. Por exemplo, uma bolha que absorve todos os investimentos ineficientes em cada período é viável e seu retorno é superior ao dos investimentos que ela substitui. O modelo de Samuelson-Tirole foi um dos trabalhos seminais na análise da estrutura das bolhas e após essa discussão surgiu uma série de novos estudos que procuraram investigar as condições nas quais as bolhas podem aparecer, natureza e as potenciais implicações macroeconômicas de tais desvios.

Dentre esses estudos, destaca-se os trabalhos de Blanchard (1979) e Blanchard e Watson (1982), Kocherlakota (1992), Kehoe e Levine (1993), Grossman e Yanagawa (1993), Alvarez e Jermann (2000), Caballero et al. (2004), Caballero e Krishnamurthy (2006), Hellwig e Lorenzoni (2009), Farhi e Tirole (2011), Martin e Ventura (2010) e Martin e Ventura (2011), Wang e Wen (2012) e Werner (2014).

A definição adotada por grande parte da literatura apresentada acima é que, como destacou Camerer et al. (1989), Brunnermeier (2008) e Keiserman (2009), as bolhas podem ser classificadas em dois grupos: bolhas racionais (*growing bubbles*) e bolhas comportamentais.

O modelo de bolha racional surge com Blanchard (1979) e Blanchard e Watson (1982) e esses demonstram que, mesmo com as expectativas racionais no sentido de Muth (1961)¹, desvios dos preços dos ativos em relação ao seu valor fundamental são possíveis. Para esses, a bolha surge da relação existente entre o preço de um ativo e suas expectativas em relação à variação do preço futuro, ou seja, as bolhas racionais irão refletir as expectativas de aumentos futuros nos preços dos ativos. Assim, as bolhas representariam as características de um mercado no qual um investidor compra um ativo baseado na expectativa de que esse poderá ser revendido a um preço superior no futuro, fazendo com que o preço atual se direcione no sentido de sua expectativa, independentemente de seus fundamentos.

¹ Muth (1961) procurou explicar como as expectativas são formadas, partindo da hipótese de que, em geral, os agentes econômicos não desperdiçam informações, e que suas expectativas dependem, especificamente, da quantidade de informação disponível e da estrutura do sistema econômico.

Em relação aos estudos sobre modelos de análise comportamental, esses começaram a ser desenvolvidos por Bernoulli (1938) e aprofundado por Von Neumann e Morgenstern (1945), baseando suas análises em um conjunto de axiomas de comportamento racional. Posteriormente, Kahneman e Tversky (1979) analisaram o processo de tomada de decisão com base em situações de incerteza, incorporando a influência dos aspectos psicológicos no processo de tomada de decisão dos investidores. Esses autores assumem que os investidores tendem a tomar decisões que violam as hipóteses de eficiência de mercado, ou seja, as decisões não podem ser analisadas apenas por meio da premissa de aversão ao risco dos investidores. Apesar de haver uma vasta literatura que trata dos efeitos das bolhas comportamentais, esta pesquisa irá se deter a análise dos modelos de bolhas racionais.

2.1 Modelo de bolhas racionais

A discussão sobre bolhas racionais apresentada nesta seção foi proposta por Gürkaynak (2008) e Mikhed e Zemčik (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 $u(c_{i,t})$ é maximizada a partir da seguinte restrição orçamentária:

$$\max E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k [u(c_{i,t+k})] \quad (1)$$

$$s. a. \quad c_{i,t+k} = w_{i,t+k} + (P_{i,t+k} + D_{i,t+k})z_{i,t+k} - P_{i,t+k}z_{i,t+k+1} \quad (2)$$

onde i representa a região, $w_{i,t}$ é o rendimento; β é a taxa de desconto do consumo futuro; $z_{i,t}$ é o estoque de ativos; $P_{i,t}$ é o preço dos ativos e $D_{i,t}$ são os dividendos. Nesta pesquisa, o enfoque é dado para as habitações, onde $P_{i,t}$ é o preço das habitações e $D_{i,t}$ 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:

$$E_t \beta [u'(c_{i,t+k})] [P_{i,t+k} + D_{i,t+k}] = E_t \{ \beta u'(c_{i,t+k-1}) P_{i,t+k-1} \} \quad (3)$$

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

$$\beta E_t(P_{i,t+k} + D_{i,t+k}) = E_t(P_{i,t+k-1}) \quad (4)$$

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:

$$E_t(P_{i,t+k-1}) = \left(\frac{1}{1+R}\right) E_t(P_{i,t+k} + D_{i,t+k}) \quad (5)$$

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 Zemčík (2009),

$$\lim_{k \rightarrow \infty} (1/1 + R)^k E_t [P_{i,t+k} + D_{i,t+k}] = 0 \quad (6)$$

então a solução para esta equação de diferença resulta em:

$$P_t^F = \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^k E_t D_{i,t+k} \quad (7)$$

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 Zemčík (2009), define-se o spread entre o preço das habitações e o fluxo de dividendos como $S_{i,t} \equiv [P_{i,t} - \left(\frac{1}{1+R}\right)D_{i,t}]$. Se $P_{i,t}$ e $D_{i,t}$ são $I(1)$, isso implica que $S_{i,t}$ também é estacionário de primeira ordem. Esse resultado pode ser ilustrado ao se reescrever $S_{i,t}$ como:

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

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 $S_{i,t}$ implica na estacionariedade de $P_{i,t}/D_{i,t}$ (e o seu inverso), uma vez que $S_{i,t} = 0$, implica em, $\frac{P_{i,t}}{D_{i,t}} = \left(\frac{1}{R}\right)$.

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:

$$P_{i,t} = \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^k E_t D_{i,t+k} + B_{i,t} \quad (9)$$

$$E_t [B_{i,t+k}] = (1 + R)B_{i,t} \quad (10)$$

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

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.

3 Procedimentos metodológicos

Nesta seção será apresentado o método de cointegração em dados de painel proposto por Pedroni (2004). O primeiro passo para a análise de bolhas a partir do painel cointegrado é verificar se as séries são estacionárias. Para esse fim serão adotados os seguintes testes de raiz unitária em painel: Breitung (1999), Levin et al. (2002) e Im et al. (2003). Os dois primeiros testes assumem como hipótese nula que não há estacionariedade para todos os indivíduos e como hipótese alternativa admitem que o termo autoregressivo³ é comum para todos os indivíduos do painel, sendo também denominada de alternativa homogênea.

Já o teste proposto por Im et al. (2003) tem como hipótese nula a não estacionariedade para todos os indivíduos e assume como hipótese alternativa que uma parcela das séries do painel são estacionárias com coeficientes autoregressivos distintos, também definida por alternativa heterogênea.

Para o caso de as séries apresentarem mesma ordem de integração, então o passo seguinte é verificar a possibilidade de cointegração entre as séries de preços e dividendos a partir do teste de cointegração apresentado por Pedroni (2004). O propósito deste método é testar a hipótese de bolhas nos preços das habitações brasileiras. A teoria sugere que quando há uma bolha as séries dos preços das habitações e alugueis são estacionárias de mesma ordem, mas não são cointegradas. Neste caso, a relação entre as duas variáveis se rompe e há indícios de uma bolha no mercado habitacional.

O teste de cointegração desenvolvido por Pedroni (2004) é voltado para a análise em dados de painel para apenas um regressor. A hipótese de cointegração é tratada a partir da seguinte regressão:

$$(11) \quad p_{i,t} = \mu_i + \omega_i t + \psi_i d_{i,t} + \zeta_{i,t}$$

Em que p e d representam os preços e dividendos habitacionais, respectivamente; $t = 1, \dots, T$ é a dimensão temporal; $i = 1, \dots, N$ é a dimensão *cross-section*; ψ é a inclinação; μ é o parâmetro de efeitos fixos; ω é o coeficiente associado a tendência temporal.

³ De modo geral, os testes de raiz unitária são descritos a partir do processo autoregressivo, tal como: $p_{i,t} = \mu_i p_{i,t-1} + u_{i,t}$, onde μ_i é o termo auto-regressivo e $u_{i,t}$ é o termo estocástico.

A partir do resíduo da equação (11) são obtidas sete estatísticas, tal como descrito por Pedroni (1999), sendo quatro baseadas na dimensão *within* (testes de cointegração em painel) e três são baseadas na dimensão *between* (testes de cointegração de painel *group mean*). É importante destacar que as estatísticas baseadas na dimensão *within* têm como hipótese nula a não cointegração: $H_0: \gamma_i = 1$, qualquer que seja i . Onde i é o coeficiente auto-regressivo do resíduo ζ_i . A hipótese alternativa é definida por $H_A: \gamma_i < 1$, qualquer que seja i , ou seja, assume valores comuns de γ_i .

Por outro lado, as três estatísticas restantes são baseadas na dimensão *between* e, novamente, testam a hipótese nula de não cointegração: $H_0: \gamma_i = 1$, qualquer que seja i , versus a hipótese alternativa de $H_A: \gamma_i < 1$, isto é, não há valor comum para o coeficiente auto-regressivo neste caso. Em outras palavras, estas estatísticas assumem como hipótese alternativa a heterogeneidade dos interceptos e coeficientes entre os indivíduos e as estatísticas são formadas por médias dos valores individuais γ_i , obtidos para cada unidade i do painel.

Com o propósito de verificar se o método de cointegração é capaz de identificar bolhas nos preços das habitações, será aplicado o método de cointegração linear, por meio dos teste de Engle-Granger, Phillips-Ouliaris e Johansen, nas séries de preços e aluguel das habitações da economia americana no período pré-crise Subprime. Essa discussão será apresentada na seção que trata da análise de robustez e os resultados dos testes serão apresentados na Tabela (6) do apêndice A.

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada nesta pesquisa é composta por observações mensais dos índice de preços das habitações e dos alugueis, no período que compreende janeiro de 2008 a março de 2015. Os dados de preços de imóveis estão disponíveis apenas para as cidades de São Paulo (estado de São Paulo), Rio de Janeiro (estado do Rio de Janeiro), Belo Horizonte (estado de Minas Gerais), Fortaleza (estado do Ceará), Recife (estado de Pernambuco) e Salvador (estado da Bahia). Dessa forma, os dados das capitais dos estados serão utilizadas para representar os dados dos estados como um todo. Todos os dados foram coletados na FipeZap. Outra característica do banco de dados é que as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro possuem uma série de dados mais extensa que as demais capitais, tornando o painel desbalanceado. A Tabela (1) mostra o tamanho da amostra disponível para cada um dos estados.

Tabela 1: Descrição dos dados

Estado	Período inicial	Período final
SP	fev/08	mar/15
RJ	fev/08	mar/15
MG	mai/09	mar/15
PE	jul/10	mar/15
CE	abr/10	mar/15
BA	set/10	mar/15

Fonte: Adaptado de Dias et al. (2013)

Destaca-se que a seleção das variáveis para a análise de cointegração se deu com base nos trabalhos de Himmelberg et al. (2005) e Kivedal (2013), no qual esses mostraram 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. Outra informação relevante é que apenas os estados de São Paulo e Rio de Janeiro possuem índice de preço dos alugueis, disponíveis tanto pela Secovi-SP quanto pela FipeZap. Nesse caso, foram utilizados como proxy para os demais estados o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo 15 (IPCA-15) dos estados, sendo decomposto pelo componente habitacional.

4 Discussão empírica

A implantação do programa habitacional conhecido como Minha Casa Minha Vida ampliou os investimentos e o volume de transações imobiliários nas diversas regiões da economia brasileira. E uma das principais consequências desse aquecimento do mercado habitacional foi a expansão dos preços das habitações. Desde 2013 autoridades como Henrique Meirelles e Robert Shiller chamam atenção para o fato de o Brasil enfrentar um problema de bolha imobiliária. Dando ênfase para as regiões do Rio de Janeiro e São Paulo.

Na Figura (1) é apresentado o comportamento dos preços reais e da razão preço/aluguel dos imóveis nas diferentes regiões brasileiras (São Paulo, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, Belo Horizonte e Fortaleza), no período de janeiro de 2008 a março de 2015. Como pode ser visto, a dinâmica dos preços dos imóveis e da razão preço/aluguel mostram tendência ascendente entre as diferentes regiões brasileiras.

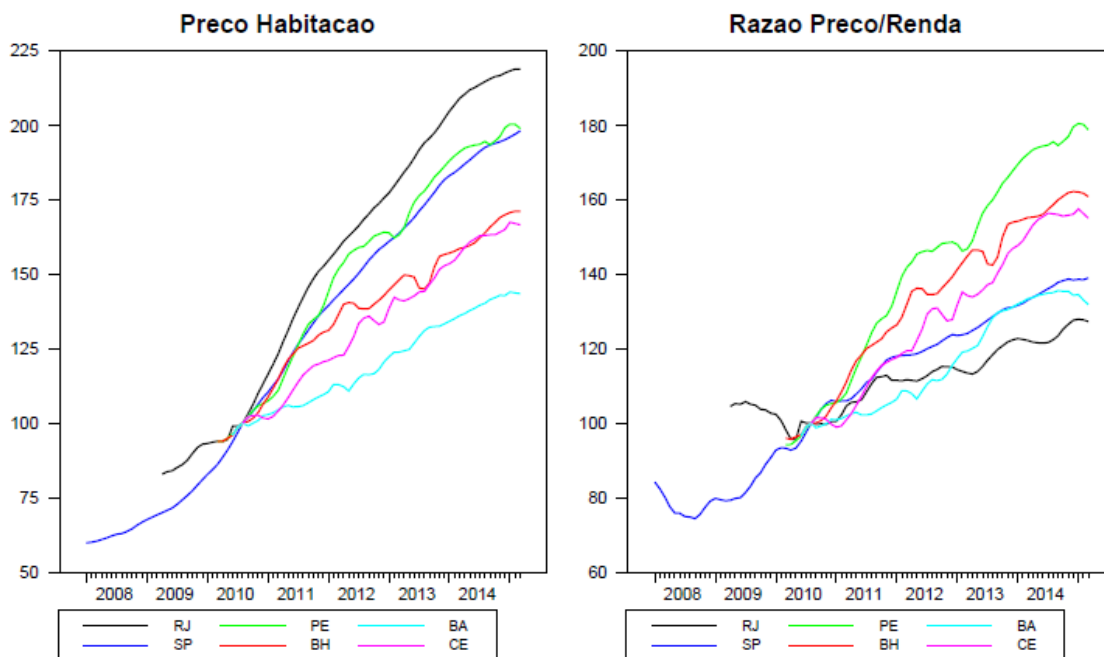


Figura 1: Preços reais e razão preço/renda dos imóveis nas diferentes regiões brasileiras

Fonte: Elaboração própria

Inicialmente, a análise que pode ser extraída desses indicadores 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). Assim, o aluguel passa a ser descrito como um componente fundamental na determinação do valor da habitação e deve ter uma taxa de crescimento que se aproxima da taxa de crescimento dos preços dos imóveis⁴.

Ao se observar a razão preço/aluguel, presente na Figura (1), é possível verificar que esta condição é rejeitada para os estados brasileiros, visto que, a partir do ano de 2010 os preços dos imóveis passaram a crescer a uma proporção superior aos aluguéis em todas as regiões, sugerindo a presença de uma bolha nos preços das habitações. Comparando o comportamento desse indicador com a economia americana no período pré-crise Subprime, tal como observado na Figura (2), é possível verificar que essa razão se tornou muito elevada a partir dos anos 2000, atingindo o ápice no ano de 2007, indicando que os preços das casas estavam supervalorizados, tal como observado para a economia brasileira.

No entanto, esse é um primeiro indicador, sendo preciso analisar outros fatores antes de se tirar conclusões acerca da presença de componentes especulativos nos preços das habitações. Essa rápida expansão da razão preço/aluguel no período de análise pode ser explicada por outros fatores, tais como, políticas de incentivo a aquisição da casa própria que foram adotadas, crescimento da renda, facilidade no acesso ao crédito, dentre outras.

Existe uma série de autores que adotam métodos mais formais no processo de identificação de bolhas, dentre esses, destaca-se, Campbell e Shiller (1986), Diba e Grossman (1988), Froot e Obstfeld (1989), Evans (1991), Timmermann (1995), Wu et al. (1997), Bohl (2003), Nasseh e Strauss (2004), Cuñado et al. (2005), Mokhtar (2006), Chang et al. (2007) que utilizaram a relação entre os preços dos ativos e os seus dividendos para investigar a presença de bolhas, tanto no mercado imobiliário quanto no mercado acionário.

No entanto, poucos estudos utilizaram a metodologia de dados em painel para avaliar a potencial ocorrência de bolha nos mercados imobiliários. Dentre esses estudos, destacasse Malpezzi (1999) que utilizou dados em painel para estudar a relação de longo prazo entre os preços das casas e a renda nas regiões metropolitanas do US. Sendo que esse autor rejeitou a hipótese de não-cointegração entre as séries. Já Gallin (2006) empregou os testes de cointegração para dados em painel proposto por Pedroni (2004) e encontrou resultados conflitantes com os encontrados por Malpezzi (1999), sugerindo que as séries não são cointegradas. Baseando-se nessa literatura, a discussão subsequente passa a investigar a relação entre os preços das habitações e as rendas nas regiões brasileiras usando testes de estacionariedade e cointegração para dados em painel.

O primeiro passo para o estabelecimento da cointegração é dado pelos testes de estacionariedade das séries. Para esse fim serão aplicados os testes de Breitung (1999), Levin et al. (2002) e Im et al. (2003). Esses testes baseiam-se no pressuposto de parâmetros individuais de persistência e permitem testar a hipótese nula de raiz unitária em todas as séries contra a hipótese alternativa de raízes unitárias em algumas séries (mas não necessariamente todas). Portanto, ficou decidido empregar estes testes nesta investigação empírica.

Tabela 2: Teste de raiz unitária em painel

⁴Leonhardt (2010) chama a atenção para o fato que proporção acima de 20 % significa que os agentes econômicos devem alugar uma habitação ao invés de comprá-la. Por outro lado, quando a relação está abaixo de 20%, o caso se inverte e a indicação é de compra.

Variáveis	Levin, Li e Chu	Breitung	IPS	Conclusão
Preço	-110.48	-2.15	-9.26	I(1)
Habitação				
<i>p-valor</i>	(0.00)	(0.01)	(0.00)	
Aluguel	1.65	-4.27	-4.31	I(1)
<i>p-valor</i>	(0.00)	(0.00)	(0.00)	

Fonte: Elaboração própria

A Tabela (2) mostra os resultados dos testes de raiz unitária apresentados de Breitung (1999), Levin et al. (2002) e Im et al. (2003) para dados em painel. É importante destacar que estes testes foram aplicados inicialmente nas séries em nível e os resultados obtidos indicaram presença de raiz unitária. Na sequência, passou-se a analisar as séries em primeira diferença e os resultados destes ensaios rejeitaram a hipótese de que os preços das casas e o aluguel possuem raiz unitária em diferença, concluindo que essas são integradas de mesma ordem.

A condição necessária e suficiente para a identificação de uma bolha é a divergência entre o preço do ativo e o valor fundamental. Assim, a existência de um equilíbrio de longo prazo entre os preços reais das habitações e os seus fundamentos implica que a bolha, se houver alguma, não é persistente. Em vez disso, significa que a tendência de crescimento dos preços tendem a reverter. A Tabela (3) mostra os resultados de todos os testes de cointegração para dados de painel, sendo a variável dependente os preços dos imóveis. Há duas partes na Tabela (3), as quatro primeiras estatísticas de teste são calculadas pela dimensão *within* e as três últimas são calculadas pela dimensão *between*.

Tabela 3: Teste de cointegração em painel de Pedroni (2004)

Teste <i>within</i>	Estatística de teste	Valor crítico
Estatística – v	0.73	2.19
Estatística – ρ	1.65	2.19
Estatística – PP	1.65	2.19
Estatística – ADF	1.97	2.19
Teste <i>between</i>		
Estatística – ρ	2.07	2.19
Estatística – PP	2.07	2.19
Estatística – ADF	2.10	2.19

Fonte: Elaboração própria

Conforme se pode observar, não há suporte empírico para uma relação de cointegração entre os preços reais das habitações e o aluguel, visto que a hipótese nula de não cointegração foi aceita para todos os testes. Dessa forma, os testes de cointegração dão indícios de bolhas nos preços das habitações no nível local. Esse resultado está em conformidade com os encontrados por Mendonça e Sachsida (2012) e Besarria (2014), sendo que esses autores analisaram a economia nacional.

No caso de Mendonça e Sachsida (2012), esses realizaram discussões, tanto em nível microeconômico quanto em nível macroeconômico, para verificar a possibilidade de existência de uma bolha no mercado imobiliário brasileiro. Baseado 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.

Já Besarria (2014) procurou verificar a possibilidade de existência de uma bolha no mercado imobiliário brasileiro a partir do modelo de bolha racional. Nesse caso, a formulação empírica adotada pelo autor foi dos processos cointegrados lineares e não lineares, sendo acompanhados de testes de excesso de variância e covariância cruzada. Todos os testes realizados deram suporte para validade do modelo de bolhas racionais em oposição ao modelo de valor presente.

4.1 Previsibilidade dos preços dos imóveis e alugueis

Esta seção foi desenvolvida com base na discussão proposta por Mikhed e Zemčík (2009), na qual os autores analisaram a previsibilidade estatística dos preços dos imóveis e rendas a partir do teste de causalidade de Granger. A importância desta análise está ligada ao fato que a causalidade sugere que as mudanças nos preços dos imóveis são capazes de prever mudanças nos alugueis e vice-versa. A formulação do teste parte da premissa que os preços das casas e os alugueis são estacionários em primeira diferença, fato confirmado a partir dos testes de raiz unitária para dados em painel descritos na Tabela 2.

Mikhed e Zemčík (2009) sugerem a utilização do teste similar para causalidade de Granger em dados de painel com uma dimensão temporal curta, tal como descrito em Hurlin (2004). O teste parte do princípio que as duas variáveis, p_i e d_j , são estacionárias, assim, considere o seguinte modelo linear:

$$p_{i,t} = \mu_i + \sum_{l=1}^L \varphi_i^{(l)} p_{i,t-l} + \sum_{l=1}^L \delta_i^{(l)} d_{i,t-l} + \xi_{i,t} \quad (12)$$

$\xi_{i,t}$ são *i.i.d* com média zero, variância heterogênea e finita, e $\xi_{i,t} = (\xi_{i,1}, \dots, \xi_{i,T})'$ são distribuídos de forma independente entre os grupos. A hipótese nula assume que d não prediz p para qualquer uma das N unidades individuais no painel. Esta é chamada de Hipótese de Não Causalidade Homogênea (HNC) e pode ser formalmente representada por:

$$H_0: \delta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (13)$$

onde $\delta_{i,t} = (\delta_{i,1}^{(1)}, \dots, \delta_{i,T}^{(L)})'$. A hipótese alternativa engloba a possibilidade de existência N_1 unidades individuais sem causalidade e pode ser definida como:

$$H_A = \begin{cases} \delta_i = 0 & \forall i = 1, \dots, N_1 \\ \delta_i \neq 0 & \forall i = N_1 + 1, \dots, N, \end{cases} \quad (14)$$

em que $N_1 \in [0, N)$ não é conhecido. A Tabela 4 relata os testes de causalidade de Granger para os preços das habitações e alugueis dos estados brasileiros.

Tabela 4: Teste de causalidade de Granger para dados em painel

H_0	Z_{NT}^{HNC}	p – valor
Preço não causa Granger aluguel	381.92	0.00
Aluguel não causa Granger preço	17.50	0.13

Fonte: Elaboração própria

Diferentemente dos resultados obtidos por Mikhed e Zemčík (2009) para as áreas metropolitanas dos Estados Unidos, a análise para a economia brasileira mostrou que a hipótese nula de HNC só pode ser rejeitada na direção dos aluguéis para os preços. Em outras palavras, há uma relação causal unidirecional no sentido da relação entre as mudanças nos preços dos imóveis e as alterações nos aluguéis. Neste caso, o aumento nos preços dos imóveis não estão sendo influenciados pelas alterações no aluguel. Por outro lado, o aumento nos preços dos imóveis têm influenciado o aumento do aluguel no Brasil, sendo que esse último indicador tem aumentado em uma proporção menor que os preços.

Este resultado reforça as análises descritas anteriormente de que há indícios de um comportamento especulativo no mercado habitacional brasileiro. Além disso, essa análise sustenta a visão da hipótese de segmentação dos preços dos imóveis e o aluguel para todos os mercados imobiliários.

5 Análise de robustez

Análise de bolhas para a economia brasileira é recente, fato que aumenta as dificuldades para se dar robustez aos resultados obtidos. Alguns questionamentos em relação a esse tipo de análise são recorrentes, tais como: como identificar bolhas? o método é crível?

A fim de responder algumas dessas indagações será realizada uma análise de cointegração para os dados dos preços e aluguéis dos imóveis nos Estados Unidos no período que antecedeu a crise Subprime. O intuito é mostrar que o método de cointegração pode ser capaz de identificar bolhas racionais. Além disso, será realizada a análise painel cointegrado levando em consideração apenas os estados do Rio de Janeiro e São Paulo. A escolha desses estados se deu pelos seguintes motivos: maior disponibilidade de informações para os preços das habitações e existência do índice de aluguel, não havendo necessidade de uso variáveis proxy para representação desse indicador e, com isso, eliminar os problemas potenciais que podem ser gerados pelo uso de variáveis *proxy*.

Na primeira etapa dessa análise investiga-se a relação preço-renda a fim de calcular os desvios dos preços habitacionais dos fundamentos. A Figura (2) mostra os preços dos imóveis e a razão preço-renda para os Estados Unidos no período de 1990 a 2007.

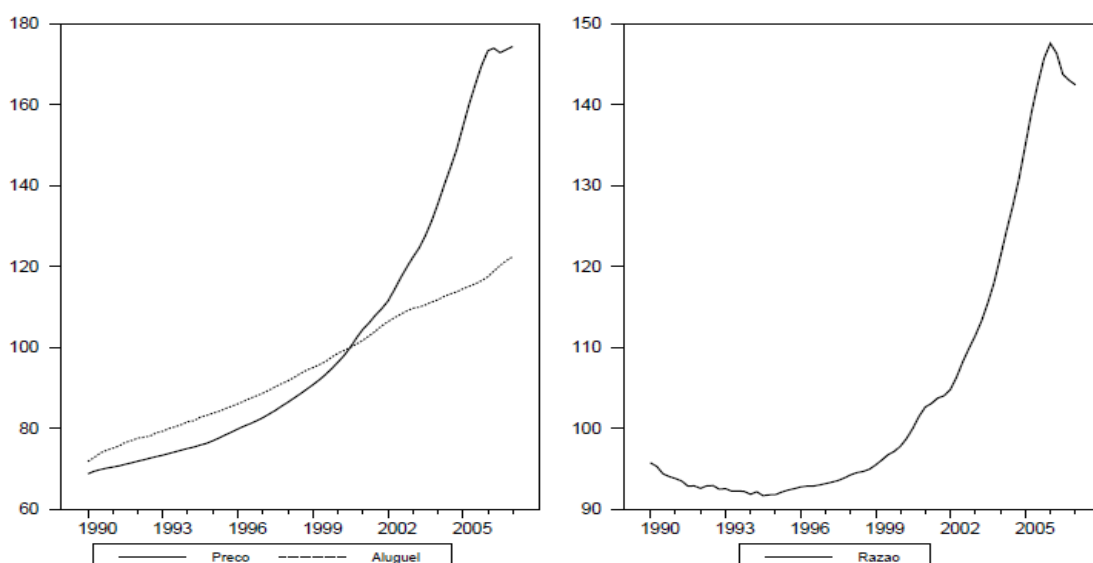


Figura 2: Preço, aluguel e razão preço/renda dos imóveis dos Estados Unidos

Fonte: Elaboração própria

É possível perceber que, assim como observado no caso brasileiro, a relação preço renda nos Estados Unidos passou a crescer muito acima do seu comportamento histórico e indica que os preços dos ativos aumentaram além dos valores fundamentais, sugerindo uma possível bolha no mercado imobiliário.

Na sequência foi realizada a análise de cointegração para os dados da economia americana a partir dos testes de Johansen, Engle-Granger e Phillips-Ouliaris, apresentados na Tabela 6, presente no apêndice. Os testes sugerem que os preços das casas e alugueis não são cointegrados, indicando que esses podem não ser conduzido pelos mesmos fatores. Em outras palavras, a análise de cointegração mostrou que a evolução de longo prazo entre os preços das casas e alugueis apresentava um desequilíbrio no período que antecedeu a crise Subprime, reforçando as características de bolha e, além disso, que os preços podem não voltar aos fundamentos durante um longo período de tempo. O resultado obtido a partir dessa análise reforça os argumentos apresentados anteriormente sobre os recentes aumentos de preços nos mercados de habitação da economia brasileira.

Por fim, foi verificado se os indicativos de bolha são mantidos quando são analisados apenas os estados de São Paulo e Rio de Janeiro. Como descrito anteriormente, um dos motivos para a escolha desses estados foi a disponibilidade do índice de reajuste dos alugueis para esses. A análise para os demais estados foi realizada a partir da decomposição do IPCA-15 para o setor de habitação, fato que pode viesar os resultados obtidos. Os resultados dessa discussão são apresentados na Tabela (5).

Tabela 5: Teste de cointegração em painel para os estados do Rio de Janeiro e São Paulo

Teste <i>within</i>	Estatística de teste	Valor crítico
Estatística – v	-0.62	2.19
Estatística – ρ	-0.45	2.19
Estatística – PP	-0.42	2.19
Estatística – ADF	0.19	2.19
<hr/>		
Teste <i>between</i>		
Estatística – ρ	0.22	2.19
Estatística – PP	-0.01	2.19
Estatística – ADF	0.66	2.19

Fonte: Elaboração própria

Percebe-se que os resultados se mantêm, indicando a ausência de uma relação de cointegração entre as variáveis, independentemente do teste de painel cointegrado, sugerindo a presença de componentes especulativos no comportamento dos preços das habitações brasileiras.

6 Conclusão

Neste artigo foi apresentada uma discussão que trata da relação entre os preços das habitações e o fluxo de dividendos (alugueis) com o propósito de verificar se há indícios de bolhas racionais nos preços das habitações dos estados brasileiros (São Paulo, Rio de Janeiro, Pernambuco, Ceará, Bahia e Minas Gerais), no período de 2008 a 2015. Para responder à

questão de saber se existe bolha nos mercados habitacionais dos estados brasileiros foram adotadas duas perspectivas principais: relação preço-aluguel e a última baseada no teste de cointegração para dados em painel.

Em relação a razão preço/aluguel, foi possível verificar que os preços dos imóveis passaram a crescer a uma proporção superior aos alugueis em todas as regiões, sugerindo que os preços das casas estão supervalorizados e, com isso, há indícios de uma bolha nos preços dos imóveis. Essa foi uma das características observadas na economia americana no período que antecedeu a crise *Subprime*.

Já a análise de cointegração apresentou resultados que estão em conformidade com os achados de Mendonça e Sachsida (2012) e Besarria (2014) para a economia agregada. Ou seja, foram encontrados indícios de bolhas nos preços das habitações no nível local. Em suma, tanto o modelo de cointegração quanto a análise da razão preço-renda dão indícios de que há uma bolha nos preços das habitações brasileiras.

Referências

Alvarez, Fernando e Urban J Jermann (2000), “Efficiency, equilibrium, and asset pricing with risk of default.” *Econometrica*, 775–797.

Besarria, Cássio N (2014), *Bolha de ativos e os seus efeitos macroeconômicos*. Recife: PIMES/UFPE, 2014. Ph.D. thesis, Tese (Doutorado em Economia).

Blanchard, Olivier J e Mark W Watson (1982), “Bubbles, rational expectations and financial markets”.

Blanchard, Olivier Jean (1979), “Speculative bubbles, crashes and rational expectations.” *Economics letters*, 3, 387–389.

Bohl, Martin T (2003), “Periodically collapsing bubbles in the us stock market?” *International Review of Economics & Finance*, 12, 385–397.

Breitung, Jörg (1999), “The local power of some unit root tests for panel data.” Technical report, Discussion Papers, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes.

Brunnermeier, Markus K (2008), “Bubbles.” *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2.

Caballero, Ricardo, Emmanuel Farhi, e Mohamad L Hammour (2004), “Speculative growth: hints from the us economy.” Technical report, National Bureau of Economic Research.

Caballero, Ricardo J e Arvind Krishnamurthy (2006), “Bubbles and capital flow volatility: Causes and risk management.” *Journal of monetary Economics*, 53, 35–53.

Camerer, Colin F et al. (1989), “Bubbles and fads in asset prices.” 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.

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.

Dias, Victor Pina, Érica Diniz, e João Victor Issler (2013), “Non-durable consumption and real-estate prices in brazil: Panel-data analysis at the state level.” Technical report, FGV/EPGE Escola Brasileira de Economia e Finanças, Getulio Vargas Foundation (Brazil).

Diba, Behzad T e Herschel I Grossman (1988), “Explosive rational bubbles in stock prices?” *The American Economic Review*, 520–530.

Evans, George W (1991), “Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices.” *The American Economic Review*, 922–930.

Farhi, Emmanuel e Jean Tirole (2011), “Bubbly liquidity.” *The Review of Economic Studies*, rdr039.

Froot, Kenneth A e Maurice Obstfeld (1989), “Intrinsic bubbles: The case of stock prices.” Technical report, National Bureau of Economic Research.

Gallin, Joshua (2006), “The long-run relationship between house prices and income: evidence from local housing markets.” *Real Estate Economics*, 34, 417–438.

Gilles, Christian e Stephen F LeRoy (1992), “Bubbles and charges.” *International Economic Review*, 323–339.

Grossman, Gene M e Noriyuki Yanagawa (1993), “Asset bubbles and endogenous growth.” *Journal of Monetary Economics*, 31, 3–19.

Gürkaynak, Refet S (2008), “Econometric tests of asset price bubbles: Taking stock*.” *Journal of Economic Surveys*, 22, 166–186.

Hellwig, Christian e Guido Lorenzoni (2009), “Bubbles and self-enforcing debt.” *Econometrica*, 77, 1137–1164.

Himmelberg, Charles, Christopher Mayer, e Todd Sinai (2005), “Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals, and misperceptions.” Technical report, National Bureau of Economic Research.

Hurlin, Christophe (2004), “Testing granger causality in heterogeneous panel data models with fixed coefficients.” *Document de recherche LEO*, 5.

Im, Kyung So, M Hashem Pesaran, e Yongcheol Shin (2003), “Testing for unit roots in heterogeneous panels.” *Journal of econometrics*, 115, 53–74.

Kahneman, Daniel e Amos Tversky (1979), “Prospect theory: An analysis of decision under risk.” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 263–291.

Kehoe, Timothy J e David K Levine (1993), “Debt-constrained asset markets.” *The Review of Economic Studies*, 865–888.

Keiserman, Bernardo (2009), “Bolhas especulativas no mercado de ações: uma abordagem das finanças comportamentais.”

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.
- Kocherlakota, Narayana R (1992), "Bubbles and constraints on debt accumulation." *Journal of Economic Theory*, 57, 245–256.
- Leonhardt, David (2010), "In sour home market, buying often beats renting." *The New York Times*.
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin, e Chia-Shang James Chu (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties." *Journal of econometrics*, 108, 1–24.
- Malpezzi, Stephen (1999), "A simple error correction model of house prices." *Journal of housing economics*, 8, 27–62.
- Martin, Alberto e Jaume Ventura (2010), "Economic growth with bubbles." Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Martin, Alberto e Jaume Ventura (2011), "Theoretical notes on bubbles and the current crisis." *IMF Economic Review*, 59, 6–40.
- 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 Zemčik (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.
- Muth, John F (1961), "Rational expectations and the theory of price movements." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 315–335.
- 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.
- Pedroni, Peter (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors." *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61, 653–670.
- Pedroni, Peter (2004), "Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis." *Econometric theory*, 20, 597–625.
- Poterba, James M (1984), "Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach." *The quarterly journal of economics*, 729–752.
- Samuelson, Paul A (1958), "An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money." *The journal of political economy*, 467–482.
- Timmermann, Allan (1995), "Cointegration tests of present value models with a timevarying discount factor." *Journal of Applied Econometrics*, 10, 17–31.
- Tirole, Jean (1985), "Asset bubbles and overlapping generations." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1071–1100.

- Von Neumann, John e Oskar Morgenstern (1945), “Theory of games and economic behavior.” *Bull. Amer. Math. Soc*, 51, 498–504.
- Wang, Peijie (2000), “Market efficiency and rationality in property investment.” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21, 185–201.
- Wang, Pengfei e Yi Wen (2012), “Speculative bubbles and financial crises.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4, 184–221.
- Werner, Jan (2014), “Rational asset pricing bubbles and debt constraints.” *Journal of Mathematical Economics*, 53, 145–152.
- Wickens, Michael (2012), *Macroeconomic theory: a dynamic general equilibrium approach*. Princeton University Press.
- Wu, Yangru et al. (1997), “Rational bubbles in the stock market: accounting for the us stock-price volatility.” *Economic Inquiry*, 35, 309–319.
- Xu, Xiaogeng et al. (2014), “Is there a bubble in chinese housing market? empirical study on chinese major housing markets.”

A Apêndice

Tabela 6: Testes de cointegração linear para os preços e alugueis dos imóveis americanos no período pré-crise *Subprime*

	Johansen				Engle-Granger		Phillips-Ouliaris	
	Autovalor	Autovalor máximo	Traço	Traço (95%)				
0	0.11	-7.78	7.91	15.41	Est. teste	-2.16	Est. teste	-2.65
1	0.001	0.12	0.12	3.84	Valor crítico	-3.42	Valor crítico	-3.42

Fonte: Elaboração própria