

UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE

GUSTAVO LOPES FERREIRA NEVES

**BOLHA NO SETOR IMOBILIÁRIO RESIDENCIAL
NA CIDADE DE SÃO PAULO**

São Paulo

2014

GUSTAVO LOPES FERREIRA NEVES

BOLHA NO SETOR IMOBILIÁRIO RESIDENCIAL
NA CIDADE DE SÃO PAULO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas da Universidade Presbiteriana Mackenzie para a obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal

São Paulo

2014

N455b Neves, Gustavo Lopes Ferreira
Bolha no setor imobiliário residencial na cidade de São Paulo /
Gustavo Lopes Ferreira Neves - 2014.
43f.: 30 cm

Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) –
Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2014.
Orientação: Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
Bibliografia: f. 41-43

1. Bolha imobiliária. 2. Séries de tempo. 3. Cointegração. 4. Raiz Unitária. I. Título.

CDD 333.332

GUSTAVO LOPES FERREIRA NEVES

**BOLHA NO SETOR IMOBILIÁRIO RESIDENCIAL
NA CIDADE DE SÃO PAULO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas da Universidade Presbiteriana Mackenzie para a obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas

Aprovada em

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal - Orientador
Universidade Presbiteriana Mackenzie

Prof. Dr. Denis Forte
Universidade Presbiteriana Mackenzie

Prof. Dr. Alexandre Sartoris Neto
Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” – UNESP

AGRADECIMENTOS

A Deus, fonte de toda sabedoria.

Ao Dr. Emerson Fernandes Marçal, minha gratidão por ter sido meu orientador, com diretrizes seguras, muita paciência, constante acompanhamento e incentivo, me aceitou com todas as minhas restrições e que, com sua competência, me fez concluir esta jornada.

Aos meus examinadores da banca Dr. Denis Forte e Dr. Alexandre Sartoris Neto que contribuíram no processo de qualificação, bem como no desenvolvimento desta pesquisa.

Ao amigo doutorando Eli Hadad Junior que sempre me apoiou nos testes econométricos.

A minha esposa Fabia, e filhos Arthur e Giovanna que com paciência entenderam os momentos de estudo e pesquisa.

Aos meus pais Daniel Marcio e Verônica que sempre me apoiaram nos meus desafios.

RESUMO

A dissertação analisa a presença de bolha nos preços dos imóveis residenciais entre os anos de janeiro de 2004 até janeiro de 2014, na cidade de São Paulo. O trabalho utiliza as técnicas de cointegração de Johansen, e as técnicas descritivas sugeridas por Scheinkman. A dissertação confirma a hipótese de que as perspectivas de intervenções na taxa de juros afetam os preços e o aluguel dos imóveis, ao concluir que o mercado imobiliário é sensível e responde negativamente a uma possibilidade de aumento na taxa de juros. Além desse fato, como há cointegração entre preço e aluguel dos imóveis com a taxa de juros, e um ajustamento de oferta a demanda pelas construtoras, não há evidência de bolha nos preços imobiliários residenciais.

Palavras-chave: Bolha Imobiliária; Séries de Tempo; Raiz Unitária; Cointegração,

ABSTRACT

The dissertation examines the presence of bubble in real state prices between the years of 2004 until January 2014 in São Paulo - Brazil. The paper uses cointegration techniques of Johansen, and descriptive techniques suggested by Scheinkman. The dissertation confirms the hypothesis that interest rates intervention prospects affects the real state prices and rentals, as the results demonstrate that real state market is sensitive and responds negatively to a potential incremental percentage in interest rates. Beyond this result, as there is cointegration between real state price and rental with the interest rate, and an adjustment of supply accordantly to demand by real state companies, there is no evidence of bubble in real state prices.

Key Words: Real State Bubble, Time Series, Unit Root, Cointegration,

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura - 1 Gráficos das Séries.....	31
Figura - 2 Quantidade de Apartamentos Lançados e Comercializados	38
Tabela 1 - Séries de Tempo de Preços de Imóveis e Aluguel.....	30
Tabela 2 - Séries Analisadas.....	31
Tabela 3 - Testes de Raízes Unitárias.....	44
Tabela 4 - Teste de Cointegração - Granger.....	32
Tabela 5 - Teste do Traço.....	33
Tabela 6 - Teste β renormalizado.....	33
Tabela 7 - Teste de Cointegração Granger.....	34
Tabela 8 - Teste do Traço	34
Tabela 9 - Teste β renormalizado.....	35
Tabela 10 - Causalidade de Granger.....	36

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 PANORAMA ECONÔMICO SOBRE BOLHA IMOBILIÁRIA.....	11
3 REVISÃO DA LITERATURA	13
3.1 RACIONALIDADE DA BOLHA	15
3.2 LITERATURA EMPÍRICA SOBRE BOLHA	19
3.3 FATOS ESTILIZADOS	19
4 FERRAMENTAL ECONOMÉTRICO	20
4.1 COINTEGRAÇÃO JOHANSEN.....	21
4.2 CAUSALIDADE DE GRANGER	26
5 BANCO DE DADOS.....	30
5.1 ANÁLISE DOS DADOS	31
5.2 TESTES DE RAIZES UNITÁRIAS	31
5.3 TESTES DE HIPÓTESE SOBRE O VETOR DE COINTEGRAÇÃO.....	32
5.3.1 Sistema I	32
5.3.2 Sistema II	33
5.3.3 Sistema III	35
6 OS DADOS DO MERCADO BRASILEIRO ESTÃO DE ACORDO COM OS FATOS ESTILIZADOS DE UMA BOLHA ESPECULATIVA CLÁSSICA?.....	37
7 BALANÇO DOS RESULTADOS OBTIDOS	38
CONCLUSÕES	39
REFERÊNCIAS.....	41

1. INTRODUÇÃO

Esta dissertação busca avaliar empiricamente a maneira pela qual os preços imobiliários residenciais, na cidade de São Paulo, nos últimos dez anos, responderam à taxa de juros do mercado. Trata-se de uma análise que procura captar se os preços e os aluguéis dos imóveis acompanharam a tendência econômica nacional. Além disso, esta análise tenta avaliar as condições de crédito imobiliário no Brasil, para entender se uma eventual bolha explosiva nos preços imobiliários ofereceria risco de crédito nacional. Com essa finalidade, este trabalho apresenta a teoria que Diba e Grossman (1988) apresentaram, ao rejeitarem a hipótese de que os preços das ações pudessem conter bolhas explosivas (S&P 500), devido à cointegração dos dividendos com o preço da ação.

A metodologia utilizada foi a de Johansen (1995) de cointegração, bem como uma análise descritiva complementar que também é considerada, seguindo os três critérios de Scheinkman (2013): (a) as bolhas dos preços dos ativos coincidem com o aumento do volume de negociações; (b) a implosão da bolha parece coincidir com o aumento do oferecimento de ativos; (c) bolhas no preço dos ativos coincidem com inovações tecnológicas ou financeiras.

Os países que apresentaram bolha nos preços dos imóveis, especialmente nos EUA, sofreram com o estouro nos grandes centros, mas não em todas as cidades e nem mesmo em todas as capitais federativas. Conforme pesquisas anteriores, realizadas no Brasil, a cidade do Rio de Janeiro e de São Paulo são as cidades que possivelmente apresentariam uma maior probabilidade de bolha explosiva no setor residencial imobiliário. No entanto, apenas os dados da cidade de São Paulo oferecem condições para a análise, e são utilizados neste trabalho.

Esta dissertação está composta por sete capítulos. O primeiro capítulo apresenta a introdução do trabalho. O segundo capítulo disserta sobre literaturas acadêmicas que abordaram o surgimento da bolha no preço de um ativo, bem como sua migração eventual para outros segmentos da economia, e por fim apresenta conclusões de pesquisas recentes sobre os preços dos imóveis no Brasil.

O terceiro capítulo expõe uma revisão literária sobre a cointegração entre os preços e os dividendos dos ativos, de acordo com Campbell e Shiller (1987). Em seguida, demonstra-se a metodologia utilizada para contornar a não-estacionariedade das séries de preços e dividendos e, desta forma, apresenta os logaritmos dos preços e dividendos cointegrados com o vetor [1, -

1]. Neste mesmo capítulo, faz-se a explanação da racionalidade da bolha, valor incremental ao preço fundamental do ativo.

Já no quarto capítulo, há uma breve definição de integração e cointegração, utilizadas nos textos econométricos, para situar melhor a discussão proposta por esta dissertação.

No quinto capítulo, os dados são apresentados, seguido pela análise dos mesmos em três diferentes sistemas de testes de integração, e o teste de confirmação de causalidade. No sexto capítulo, uma abordagem estatística descritiva complementa a análise estatística prévia. E, por fim, os últimos dois capítulos apresentam o balanço geral dos resultados e conclusões desta pesquisa.

2. PANORAMA ECONÔMICO SOBRE BOLHA IMOBILIÁRIA

Nas últimas três décadas, a literatura econômica acadêmica tem procurado dedicar uma atenção especial para um tipo específico de movimentação de preços, comumente definido como “bolha” especulativa. Brunnermeier (2009) referiu-se à bolha de um ativo, como o valor adicional ao seu valor fundamental, e que este fato somente ocorre porque os atuais proprietários acreditam que revenderão o ativo a um preço ainda mais elevado no futuro. Esse tipo de comportamento nos preços, denominado como bolha, gerou, nos últimos anos, uma grande apreensão na economia americana em 2008, cujo estopim ocorreu no setor imobiliário, e mais recentemente em Portugal, Espanha e Grécia.

Caballero, Farhi e Gourinchas (2008) argumentam que a bolha da internet em 1990, a bolha de ativos em 2005-2006, a bolha da crise de crédito em 2007, e que o surgimento de bolhas em algumas *comodities*, em 2008, estiveram fortemente correlacionadas. Testes posteriores, realizados por Phillips e Yu (2001), também confirmaram a migração de bolhas entre os diferentes setores.

No Brasil, as vendas dos imóveis usados, ocorridas de janeiro de 2010 a março de 2012, apresentaram uma variação no preço médio de 43%, cálculo com base no índice FIPEZap do Instituto de Pesquisa Aplicada IPEA. Nas regiões metropolitanas consideradas, a cidade do Rio de Janeiro foi aquela que apresentou maior valorização, seguida pela cidade de São Paulo. Nas duas cidades, os preços de venda dos imóveis usados apresentaram variações, entre Janeiro de 2008 a março de 2012, de 168% e 132% respectivamente, apresentados pelo índice

FIPEZAP, reportados por Mendonça e Sachsida (2012). Os imóveis novos apresentaram, no mesmo período, uma variação positiva de preço de 180% para a cidade do Rio de Janeiro, e São Paulo de 126%, calculados com base nos preços por metro quadrado, cedidos pelas respectivas associações imobiliárias, ADEMI-RJ e SECOVI-SP.

Diferentes motivos podem explicar a expansão imobiliária no Brasil, nos últimos anos. A estabilidade de preços, a queda na taxa de juros e a expansão do crédito direcionado, bem como os programas de obras públicas, são explicações apontadas para justificar a expansão imobiliária. Além disso, o controle da inflação destaca os efeitos benéficos da estabilização, e a queda da taxa de juros diminui o custo do financiamento. Esses fatores são essenciais neste mercado de longo prazo. Outro fator considerado são os programas de obras públicas que serviram de sede para a Copa do Mundo de 2014, e também para as Olimpíadas no Rio de Janeiro, em 2016.

Adicionalmente, deve ser destacado como propulsor do segmento imobiliário, o próprio crescimento da economia, com o aquecimento do mercado de trabalho. Esse desenvolvimento proporcionou um maior poder de compra dos trabalhadores de baixa renda, o que facilitou o acesso ao mercado imobiliário. Claramente, as políticas públicas do governo, direcionadas para esse setor, também contribuíram com o fomento do mercado imobiliário. Tais ações públicas, assim como o programa Minha Casa Minha Vida, destinam-se a atender as famílias que possuem renda não superior a três salários mínimos.

Mendonça e Sachsida (2012) afirmaram que a bolha no mercado imobiliário brasileiro está sendo criada e sustentada pelo governo. No entanto, Claudio Bernardes, presidente do Secovi-SP, em entrevista concedida ao Jornal Eletrônico IG, classificou a oferta de crédito no Brasil como restrita. Ao descrever que 70% dos empréstimos imobiliários são realizados pela Caixa Econômica Federal, e que a grande maioria adquire por meio deste financiamento o seu primeiro imóvel, Claudio Bernardes também afirmou que: “ninguém especula seu primeiro imóvel”. Deve-se observar, conjuntamente, que o prazo do processo de liberação do crédito imobiliário, efetuado pela Caixa Econômica no programa Minha Casa Minha Vida, bem como outros financiamentos imobiliários demoram não menos do que quarenta e cinco dias. Linhas de crédito concedidas mediante a uma garantia ativo-imóvel, restringe a utilização do imóvel durante o período do empréstimo, ainda que este imóvel tenha sido valorizado no período.

Shiller (2013), em entrevista a PBS, canal americano de televisão, afirmou que os brasileiros estão com o mesmo tipo de mentalidade que os norte-americanos, há oito anos, antes de explodir a crise do *subprime*, em 2008. Além disso, deu mais um sinal de alerta: o boom

imobiliário está sendo interpretado como um sinal de emergência econômica pelos brasileiros e, de acordo com ele, as "forças patrióticas" estão cegando a população.

Certamente, o setor imobiliário afeta diretamente e indiretamente outros setores da economia. Assim o entendimento sobre o comportamento dos preços imobiliários permite um melhor planejamento econômico nacional.

3. REVISÃO DA LITERATURA

A demonstração de Campbell e Shiller (1987), sob a condição de transversalidade, apresentou que apenas um único preço é possível para um ativo, forma que exclui a presença de bolhas e, portanto, a possibilidade de muitas soluções para a equação do preço na qual:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i E_t D_{t+i} \quad (1)$$

onde, P_t é o preço do ativo, α é o número de elementos, δ^1 é o log do dividendo menos o preço $d_t - p_t$, e $E_t D_{t+i}$ é expectativa de recebimento de dividendos.

Ao assumir a validade do modelo com este pressuposto, Campbell e Shiller demonstraram que os preços e dividendos reais são cointegrados, sendo o vetor de cointegração igual a $[1, R^{-1}]$, conforme a equação:

$$P_t - R^{-1} = R^{-1} E_t \sum_{i=1}^{\infty} (1+R)^{-i} \Delta D_{t+1+i} \quad (2)$$

onde, P_t é o preço do ativo, R^{-1} é a taxa de desconto, E_t é a expectativa de recebimento de dividendos, $(1+R)^{-1}$ é a taxa de juros que desconta o fluxo, e ΔD_{t+1+i} é a variação do recebimento de dividendos.

Campbell e Shiller (1988 a, b), ao utilizarem-se de uma metodologia, de modo a contornar a não estacionariedade das séries de preços e dividendos, e consequentemente ao admitirem a possibilidade de taxas de desconto variantes no tempo, sugeriram a transformação logarítmica das variáveis $[d = \ln(D); p = \ln(1 + R)]$ a seguir:

$$p_t = \left[\frac{k}{1-p} \right] + E_t \left[(1-\rho) \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i d_{t+i+1} - \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i r_{t+i+1} \right] \quad (3)$$

$$\text{Em que } k = -\ln(p) + (1-p) \ln(p-1) \text{ e } p = 1 / [\exp(d-p)] \quad (4)$$

Novamente, sob a condição de transversalidade, a equação pode ser reescrita como:

$$p_t - d_t = -k(1 - p)^{-1} + E_t[\sum_{i=1}^{\infty} p^i (\Delta d_{t+i+1} - r_{t+i+1})] \quad (5)$$

Ao assumir a taxa de desconto de dividendos como estacionária, o *spread* será estacionário;

$$h = 1 \left(\frac{P_t}{nD_t} \right) = (p_t - d_t) \quad (6)$$

Desta forma, os logaritmos dos preços e dividendos serão cointegrados com o vetor igual a [1, -1]. Logo, seria suficiente constatar que o *spread* é I[0] para a validade do Modelo de Valor Presente. O *spread* e a variação nos dividendos podem ser modelados com um vetor autorregressivo, com a restrição de que os retornos são imprevisíveis:

$$E(h_{1,t+1}/h_t \Delta d_t) = 0 \quad (7)$$

Como resultado, o *spread* deve causar alterações nos dividendos no sentido de Granger.

Como Campbell e Shiller (1987) destacaram, a diferença $P_t - \alpha r^{-1} d_t$ é equivalente a combinação linear das variáveis Δd_{t+1} , ΔP_{t+1} , e $P_{t+1} - \alpha r^{-1} d_{t+1} - (1+r)P_t$. Comprovadamente, Δd_{t+1} , ΔP_{t+1} , e $P_{t+1} - \alpha r^{-1} d_{t+1} - (1+r)P_t$ são todos estacionários, independente do modelo de preços das ações. Desta forma, o aparente resultado da seção III de Diba e Grossman (1988), em que os autores expuseram a hipótese de que a cointegração dos preços das ações e dividendos são não cointegrados, é desconcertante. Usando o mesmo teste, Campbell e Shiller (1986) encontram o logaritmo da razão dos dividendos do preço da ação e o logaritmo dos dividendos estacionários, mas contrariamente ao que a identidade algébrica sugere. Assim, eles falham em rejeitar a hipótese de que o logaritmo do preço das ações é não estacionaria.

Diba e Grossman (1988) apresentaram a existência da possibilidade de bolha através da confirmação de que o preço da ação é mais explosivo que o processo do dividendo. Verificou-se que, se o processo do dividendo segue linearmente um processo de raiz unitária, (por exemplo, um passeio aleatório), então o processo de precificação também possui uma raiz unitária. Porém, uma variação no preço, Δp_t , bem como a diferença entre o preço e o desconto

esperado do dividendo antecipado, $p_t - d_t 1/r$ são estacionários, conforme a hipótese da não existência de bolha. Então, $p_t - d_t 1/r$ são cointegrados. Diba e Grossman testaram essa hipótese utilizando teste de raízes unitárias, modelos de autocorrelação e testes de cointegração, todavia concluíram que a hipótese da não existência de bolha não pode ser rejeitada.

No entanto, empresas chamadas de dot.com ou IT apresentaram bolhas nos preços de suas ações, no final na década de 1990, os fortes aumentos de preços das ações seguidos por quedas bruscas têm levado muitos pesquisadores a testarem a presença de bolha especulativa. Dentre eles estão Shiller (1981), e LeRoy e Porter (1981), que propuseram testes com limites de variância, uma vez que o excesso de volatilidade no mercado de ações parece evidenciar futuras bolhas neste mercado, porque os dividendos descontados a valor presente não seguem esta mesma variação. West (1987) propôs um teste diferente, que explorou a condição de que um fator pode estimar o valor do desconto esperado dos dividendos. Diferentemente, o resultado encontrado por West rejeitou a hipótese nula de ausência de bolha no mercado e Froot e Obstfeld (1991) consideraram as bolhas intrínsecas.

3.1 RACIONALIDADE DA BOLHA

Bolhas especulativas, no mercado de ações, são desvios sistemáticos do preço fundamental do ativo. De acordo com Blanchard et al. (1982), ou Campbell et al. (1997), o preço fundamental do ativo deriva do padrão a seguir sem condição de arbitragem:

$$P_t = \frac{E_t[P_{t+1} + D_{t+1}]}{1+R}, \quad (8)$$

onde P_t denota o período da ação no período t , D_{t+1} é o dividendo para o período t , R é a taxa constante livre de risco, e $E_t[\cdot]$ denota a expectativa condicional sobre a informação no momento t . Resolvendo a equação (8), avançando com a interação dos ganhos preço fundamental.

$$P_t^f = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{(1+R)^i} E_t[D_{t+i}]. \quad (9)$$

A equação (9) estabelece que o preço fundamental é equivalente ao valor presente de toda a expectativa de pagamento de dividendos, impondo a condição de transversalidade.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t \left[\frac{1}{(1+R)^n} P_{t+n} \right] = 0 \quad (10)$$

Assegurando que $P_t = P_t^f$ seja a única solução da equação (8), e assim sendo, regula a existência da bolha. Entretanto, se a equação (10) não garantir, P_t^f não é o único processo de precificação que soluciona a equação (8). Considere o processo $\{B_t\}_{t=1}^{\infty}$ com a propriedade a seguir.

$$E_t[B_{t+1}] = (1 + R)B_t. \quad (11)$$

Pode-se facilmente verificar que adicionando B_t ao P_t^f , um novo resultado para a equação (8) será formado. De fato, existe uma infinidade de soluções.

$$P_t = P_t^f + B_t, \quad (12)$$

Em que $\{B_t\}_{t=1}^{\infty}$ é o processo que satisfaz a Equação (11). A última equação decompõe o preço em dois diferentes elementos, o elemento fundamental, P_t^f , e a parte que é comumente referida como elemento bolha, B_t . Se a bolha está presente no preço da ação, a equação (11) requer que qualquer outro investidor, que esteja interessado em comprar a ação, tenha uma expectativa que a bolha cresça a uma taxa R . Se esta é a condição e se o elemento B_t for estritamente positivo, encontra-se definido o comportamento especulativo do investidor racional, interessado em comprar uma ação sobrevalorizada desde que ele acredite que o aumento do preço futuro projetado, será suficientemente recompensador pelo pagamento adicional, B_t . Se a expectativa de preço do investidor é de um aumento a uma taxa R e este investidor compra ações, o preço da ação subirá de fato e completará o ciclo da profecia autorrealizável.

A condição crucial para a bolha racional é identificada na equação (11). Contudo, esta restrição permite um amplo espaço para uma variedade de processos. Homm e Breitung (2012) apresentaram vários modelos de bolhas racionais, alguns dos quais também estão presentes nas análises de Monte Carlo, realizados pelos próprios autores. O simples exemplo do processo que satisfaça a equação (11) é determinista para a bolha, dado que $B_t = (1 + R)^t B_0$, onde B_0 é o valor inicial. Um exemplo mais realístico, no qual a bolha não necessariamente cresça

indefinidamente, foi observado por Blanchard et al. (1982). O processo de bolha é dado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} B_{t+1} &= \pi^{-1}(1 + R)B_t + \mu_{t+1} \text{ com probabilidade } \pi ; \\ B_{t+1} &= \mu_{t+1} \text{ com probabilidade } 1 - \pi, \end{aligned} \quad (13)$$

onde $\{\mu_t\}_{t=1}^{\infty}$ é a sequência variáveis aleatórias i.i.d. com média zero. Em cada período, a bolha descrita na equação (13) irá permanecer, com probabilidade π , ou colapsará, com probabilidade $1 - \pi$. Enquanto a bolha não estourar, o retorno realizado excederá a taxa livre de risco R , como compensação pelo risco.

É importante destacar que nem todo processo que satisfaça a equação (11) é consistente com a racionalidade. Por exemplo, dado que o preço da ação não pode ser negativo, bolhas negativas podem ser excluídas. Aplicando a lei da repetição da expectativa para a equação (11), encontra-se o resultado $E_t[B_{t+r}] = (1 + R)^r B_t$. Se em um momento t , B_t seria negativo, então t seguiria para o infinito e a expectativa de bolha tenderia ao menos infinito, implicando em um preço negativo da ação em algum momento futuro. Além disso, Diba e Grossman (1988) argumentaram que o processo de bolha não pode começar do zero. Assim, assumiram $B_t = 0$ em algum momento t . Então, $E_t[B_{t+1}] = 0$, pela equação (11). Seguindo dos preços das ações não negativas, encontra-se $B_{t+1} \geq 0$. Conjuntamente, implica dizer que é quase certo que $B_{t+1} = 0$.

Apesar das bolhas racionais não terem seu início no momento zero, elas podem se tornar uma constante de valor positivo por algum período e começar a crescer exponencialmente com alguma probabilidade π . Neste primeiro momento, Homm e Breitung (2012) consideraram o ponto inicial aleatório da bolha:

$$\begin{aligned} B_t &= B_{t-1} + \frac{RB_{t-1}}{\pi} \theta_t, \quad \text{se } B_{t-1} = B_0 \text{ para } t = 1, \dots, T, \text{ e} \\ B_t &= (1 + R)B_{t-1}, \quad \text{se } B_{t-1} > B_0 \text{ para } t = 1, \dots, T, \end{aligned} \quad (14)$$

onde $B_0 > 0$ é o valor inicial da bolha. R é a taxa livre de risco, e $\{\theta_t\}_{t=1}^T$ é um processo Bernoulli i.i.d exógeno com $\text{Prob}(\theta = 1) = \pi = 1 - \text{Prob}(\theta_t = 0)$ e $\pi \in (0, 1)$. O processo gerado, de acordo com a equação (14), inicia-se de alguma forma com valor positivo restrito B_0 e se mantém no nível até o processo de Bernoulli substituir para unidade. Neste momento, o processo aumenta seu tamanho para RB_0/π e a partir deste ponto cresce a uma taxa R . É possível

identificar que tal processo satisfaça a condição de não arbitrariedade para as bolhas racionais, dadas na equação (11). Nas análises de Monte Carlo, realizadas por Homm e Breitung (2012), eles estimularam o processo de bolha em conjunto com o preço fundamental P_t^f gerado de acordo com as equações (18) e (19).

Evans (1991), ao criticar a abordagem do teste de Diba e Grossman (1988), propôs o seguinte modelo para colapsos periódicos de bolhas:

$$\begin{aligned} B_{t+1} &= (1 + R)B_t u_{t+1} \text{ se } B_t \leq \alpha, \text{ ou então desta forma;} & (15) \\ B_{t+1} &= [\delta + \pi^{-1}(1 + R)\theta_{t+1}(B_t - (1 + R)^{-1} \delta)]u_{t+1} . \end{aligned}$$

Nesta equação, δ e α parâmetros que satisfazem a equação $0 < \delta < (1 + R) \alpha$, e $\{u_t\}_{t=1}^{\infty}$ e um processo i.i.d. com $\mu_t > 0$ e $E_t[u_{t+1}] = 1$, para qualquer t . $\{\theta_t\}_{t=1}^{\infty}$ é um processo i.i.d. Bernoulli (1954) indica que onde a probabilidade que $\theta_t = 1$ seja π e a probabilidade que $\theta_t = 0$ seja $1 - \pi$, com $0 < \pi \leq 1$. Pode-se verificar que o processo de bolha definido na equação (15) satisfaz a equação (11). Ao fixarmos o valor inicial $B_0 = \delta$ a bolha aumenta até exceder algum valor α . Em seguida, a bolha está sujeita à possibilidade de colapso com probabilidade $(1 - \pi)$, e neste caso, seu retorno será para δu_{t+1} . Homm e Breitung (2012) seguiram as simulações de Evans (1991) e especificaram $u_t = \exp(\xi_t - \frac{1}{2}\tau^2)$, onde $\xi_t \sim \text{iid } N(0, \tau^2)$. Os valores dos parâmetros são definidos para $\alpha = 1, \delta = 0,5, \tau = 0,05, e R = 0,05$. No entanto, deve-se notar que um periódico colapso de bolha nunca chega ao zero. Assim, não existe violação ao resultado de Diba e Grossman (1988), resultado este que provou o não reinício da bolha no ponto zero. Evans demonstrou que este mesmo teste de Diba e Grossman não tinha condições de detectar colapsos periódicos de bolhas, mesmo que a probabilidade do colapso fosse pequena. O preço observado é definido como:

$$P_t = P_t^f + 20B_t, \quad (16)$$

Assim como Evans (1991), o processo de bolha foi multiplicado por um fator de 20 por Homm e Breitung (2012). Esse fator multiplicador serve para garantir que a variância da primeira diferença do componente bolha $\Delta(20B_t)$ seja amplamente relativo à variância da primeira diferença do preço fundamental $\Delta(20P_t^f)$.

Um problema óbvio é que o componente fundamental da equação (12) não pode ser diretamente observado, portanto, premissas têm que ser impostas para caracterizar as propriedades das séries temporais do preço fundamental P_t^f . Conveniente, embora empiricamente plausível, a premissa é que dividendos seguem um caminho aleatório com desvio.

$$D_t = \mu + D_{t-1} + \mu_t, \quad (17)$$

onde μ_t processo com ruído branco (média zero, variância constante σ^2 , serial não correlacionado e independente). Sob esta premissa, o preço fundamental resulta como apontado por Evans (1991). Consequentemente, se D_t seguir um caminho aleatório com desvio, então também o P_t^f pode distinguir o preço fundamental a partir do processo de bolha que é caracterizado pela explosividade do processo autorregressivo.

3.2 LITERATURA EMPÍRICA SOBRE BOLHA

A abordagem empírica, utilizada por Diba e Grossman (1998), fez uso sequencial da estatística de Dickey Fuller (1981), ao testar as raízes unitárias das séries temporais, preços e dividendos, em nível e na primeira diferença. Seguido por um teste de cointegração de Granger e Engle (1987), que também foi utilizado no trabalho de Campbell e Shiller (1987). Diba e Grossman testaram as hipóteses da aleatoriedade versus alternativas explosivas com o teste de Bhargava (1986), para checar a estacionaridade sequencialmente.

Cuñado et al. (2005) e Frömmel et al. (2011) empregaram métodos baseados em modelos integrados fracionalmente, enquanto Phillips et al. (2011) utilizaram testes sequenciais de raiz unitária. A lista a seguir não está completa, porém, destaca os pesquisadores que mais se destacaram no assunto. Gurkaynak (2008) demonstrou uma visão abrangente de diferentes testes empíricos sobre bolhas racionais. Mais recentemente, os elementos teóricos definidos por Phillips et al. também foram utilizados por Hoom e Breitung (2012), enquanto o avançado teste recursivo de raiz unitária de Phillips et al. foi uma tentativa de complementar a abordagem de Diba e Grossman (1988). Phillips et al também propuseram o uso sequencial da estatística de Dickey Fuller (DF) para estimar a data do surgimento da bolha, isto é, para estimar a data de um regime de substituição de um processo aleatório para um processo explosivo.

O teste adaptado de Hoom e Breitung (2012), para o enquadramento da bolha, originalmente surgiu a partir da literatura sobre testes para mudança em persistência. Kim (2000), Kim et al. (2002), e Buseti e Taylor (2004) propuseram procedimentos para testar a hipótese nula - séries temporais é I [0] para I [1] e vice-versa. A adaptação dos procedimentos dos testes para contextos de detecção de bolha e estudos dos seus poderes de propriedade, através dos significados das simulações de Monte Carlo, também foram considerados. Adicionalmente, dois outros testes foram incluídos no estudo, primeiramente fundamentado no estudo do Bhargava (1986), que testou as séries temporais contra alternativas explosivas, ainda que Bhargava não tenha construído seu teste para identificar quebra estrutural, os ajustes permitiram a Hoom Breitung acomodarem o regime de troca e o aplicaram sequencialmente em diferentes sub modelos. No segundo teste, a versão do clássico modelo do teste de Chow foi utilizada.

Hoom e Breitung (2012) apontaram que enquanto existir um único regime de troca no modelo, tanto a proposição sequencial do teste de Chow, como as versões modificadas de Buseti e Taylor (2004), exibem procedimentos de mais elevado poder. Entretanto, não poderá ser assegurado, caso exista um múltiplo regime de mudanças devido às rupturas das bolhas. Neste caso, é mais apropriado fazer pequenas alterações de perspectivas e aplicar procedimentos estatísticos de monitoramento. Em princípio, todos os testes podem ser redefinidos como procedimentos de monitoramento, mas a pesquisa utilizada por Hoom e Breitung elegeu a estatística sequencial de DF t-statistic e o procedimento simples CUSUM.

3.3 FATOS ESTILIZADOS

Hendry (1995) apresenta os seguintes elementos como sendo característicos de grande parte das séries temporais em Economia.

- a. Muitas séries de tempo em Economia apresentam uma evolução suave quando se observa o gráfico em nível;
- b. O gráfico da primeira diferença apresenta um padrão muito mais errático;
- c. Parece existir uma tendência linear em nível;
- d. Esta tendência parece ser bem menos intensa em diferença;
- e. As séries econômicas tendem a apresentar uma alta correlação entre si;
- f. As séries são menos suaves se usar diferenças simples em vez de múltipla nos dados;

g. Apresentam um comportamento mais errático quanto maior o número de diferenças tomadas;

Hendry (1995) destaca que um bom modelo que vise descrever o processo que gerou os dados deve ser capaz de replicar as características listadas acima. A observação dos gráficos das variáveis, utilizadas neste trabalho, permite verificar que as séries não são “exceção”. Uma característica das séries utilizadas neste trabalho é o baixo grau de volatilidade, verificado no período amostral considerado, fruto do crescimento econômico e que também é uma característica do setor imobiliário.

4. FERRAMENTAL ECONOMÉTRICO

O objetivo deste capítulo consiste em apresentar: a) as definições básicas de integração e cointegração utilizadas nos textos econométricos; b) os resultados necessários à análise de processos com componentes que possuem ordem um de integração e c) apresentar as técnicas econométricas utilizadas neste trabalho.

Na análise de processo, com ordem um de integração, dois teoremas de representação são de grande valia, o teorema de Granger na versão proposta por Johansen (1992) e o teorema de Johansen (1988). O primeiro apresenta quais são as condições necessárias e suficientes para que um processo seja integrado de ordem um, enquanto o segundo apresenta as condições necessárias e suficientes para que o processo seja integrado de ordem um e dois. A necessidade de análise de processos com componentes que possuem ordem de integração diferentes advém do fato das variáveis para análise serem escolhidas pela sua relevância econômica, e não pelas suas propriedades estatísticas.

O capítulo divide-se nas seguintes partes: na seção 4.1 discutem-se os fatos estilizados das séries temporais em Economia, conforme sugerido por Hendry (1995). Na seção 4.2, apresenta-se o conceito de cointegração, as etapas do teste Dickey Fuller Aumentado e o teorema de cointegração de Johansen; teste econométrico e teorema utilizado nesta dissertação. Na última seção 4.3, apresenta-se o teste de causalidade de Granger.

4.1 TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Os econométristas desenvolveram ferramentas para modelar processos não estacionários potencialmente cointegrados, desenvolvendo importante conceito de cointegração durante as décadas de 1980 e 1990. O trabalho de Johansen (1988, 1991) tornou-se a generalização do trabalho de Engle e Granger (1987). Nesta metodologia, utilizou-se um vetor autorregressivo, e a partir deste, avaliou-se a presença de uma ou mais combinações lineares, ou vetores de cointegração. A sequência de Johansen (1988, 1991) foi definida pelo conjunto de testes (a) Estimação de um VAR com ordem suficientemente grande para evitar resíduos não brancos (b) Escolha do número de defasagens das séries, através dos testes AIC (Akaike Information Criterion) e SBC (Schwarz Bayesian Criterion) (c) Avaliação da estatística do traço e máximo-autovalor.

Sob a perspectiva econômica, duas séries estão cointegradas se elas se movem conjuntamente no tempo e as diferenças entre elas são estáveis ou estacionárias, ainda que cada série tenha uma tendência estocástica e, portanto, não seja estacionária. Sendo assim, a cointegração evidencia que há um equilíbrio de longo prazo para o qual o sistema econômico converge no tempo. Os erros ou as diferenças na equação de cointegração são interpretados como o desequilíbrio para cada ponto específico no tempo. Sob a perspectiva econométrica, um conjunto de séries temporais não estacionárias de ordem $I(1)$ são cointegradas se houver uma ou mais combinações lineares dessas séries que sejam estacionárias, ou integradas de ordem $I(0)$. O vetor de coeficientes que cria esta série estacionária é denominado vetor de cointegração.

O teste de cointegração, apresentado por Granger (1981), e desenvolvido por Engle e Granger (1987) analisaram as dinâmicas de integração entre séries de tempo, determinando se elas possuem ou não um equilíbrio de longo prazo. Para avaliar se duas ou mais variáveis são cointegradas, se fez necessário verificar a ordem de integração de cada variável individualmente. Nesta condição, é utilizado o teste de raiz unitária.

Entre os principais testes de raízes unitárias, os mais utilizados são os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979); o teste Phillips-Perron (PP) desenvolvido por Phillips e Perron (1988) e o KPSS desenvolvido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992).

Dickey e Fuller (1979) desenvolveram testes para detectar a hipótese de raiz unitária contra a hipótese alternativa de estacionariedade. A variável de análise y_t é estimada pela regressão de mínimos quadrados ordinários,

$$\Delta y_t = \mu + \beta T_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_i \quad (18)$$

Onde μ e βT_t são os componentes determinísticos do modelo. O teste segue:

a. Compara-se o valor da estatística t associado ao coeficiente ρ e da estatística Φ_3 que testa se $\rho = \beta = 0$.

Se a hipótese nula for rejeitada, o teste termina. Caso a hipótese nula seja aceita, a série apresenta uma raiz unitária, ou ao baixo poder do teste pela inclusão indevida de uma tendência determinista.

b. Exclui-se a tendência determinista da regressão, sendo somente válida se $\mu = 0$. A estatística Φ_2 testa se $(\rho = \beta = \mu = 0)$. Se a hipótese nula for rejeitada, o teste termina aceitando-se a hipótese de existência de uma raiz unitária.

c. Caso a hipótese nula seja aceita, roda-se a regressão sem a tendência determinista. Testa-se a hipótese nula de existência de raiz unitária pelo resultado da estatística t associada ao parâmetro ρ e pela estatística Φ_1 que testa se $\rho = \mu = 0$. Se a hipótese nula for rejeitada, o procedimento termina.

d. Caso a hipótese nula não seja rejeitada, isso pode ser, devido ao baixo poder do teste, que pode ser melhorado ao rodar-se a regressão sem a tendência e a constante. Avalia-se a estatística t associada a ρ . Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se pela ausência de raiz unitária.

Quando duas variáveis são integradas de primeira ordem, ou seja, para tornar cada uma delas estacionária, é necessária a aplicação de uma diferença de ordem um. Nesse caso, diz-se que cada uma dessas variáveis é diferença estacionária. Quando duas variáveis são integradas de ordem um, sua combinação linear for estacionária, isto é, apesar de serem ambas integradas de ordem um e a sua combinação for integrada de ordem zero, elas serão cointegradas, desde que os resíduos da regressão, envolvendo essas duas variáveis, sejam estacionários. Quando duas variáveis são cointegradas implicam na existência de um equilíbrio de longo prazo entre elas.

Uma questão relevante na econometria é a necessidade de integração de dinâmicas de curto prazo com equilíbrios de longo prazo. A análise de dinâmica de curto prazo geralmente é feita com a eliminação da tendência das variáveis, geralmente feita com a diferenciação, este procedimento, no entanto, descarta informações importantes nas relações de longo prazo.

Uma série de tempo é integrada de ordem um, $I(1)$, se Δy for uma série estacionária. A série estacionária é chamada de $I(0)$. Um passeio aleatório é um caso especial de série $I(1)$, pois se y_t for um passeio aleatório, Δy será uma série aleatória ou ruído branco.

Se $y_t \sim I(1)$ e $\mu_t \sim I(0)$, elas somadas resultam em $Z_t = y_t + \mu_t \sim I(1)$. Vamos supor que $y_t \sim I(1)$ e $x_t \sim I(1)$. y_t e x_t são cointegradas se existir um β , tal que $y_t - \beta_{x_t}$ seja $I(0)$. Desta forma, a equação de regressão $y_t = \beta_{x_t} + \mu_t$ faz sentido porque y_t e x_t não se distanciam muito ao longo do tempo.

Se y_t e x_t não forem cointegradas, isto é $y_t = \beta_{x_t} + \mu_t$ sendo $I(1)$, elas ficarão cada vez mais longe entre si, ao longo do tempo e não há relação de equilíbrio entre elas. As relações que se obtém ao regredir y_t em x_t são espúrias.

Duas ou mais variáveis são cointegradas quando existe uma relação de equilíbrio de longo prazo, apresentando trajetórias sincronizadas ao longo do tempo. De acordo com Engle e Granger (1987), as n variáveis de um vetor x_t ($n \times 1$), onde $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$, são cointegradas de ordem (d, b) , $x_t \sim CI(d, b)$, quando:

- a. as variáveis tem a mesma ordem de integração $I(d)$;
- b. série formada pela combinação linear das variáveis, $\beta_{x_t} = \beta_{1x_{1t}} + \beta_{2x_{2t}} + \dots + \beta_{nx_{nt}}$ tem ordem de integração inferior a das variáveis originais $-\beta'x_t \sim I(d - b)$, com $b > 0$ e sendo β o vetor de cointegração.

Para variáveis integradas de ordem um, $d = 1$, tem-se que $(d - b) = 0$.

Para esta avaliação, é utilizado o método de Johansen (1988), onde verifica-se a presença de múltiplos vetores de cointegração, ao utilizar um modelo VECM representado pela equação

$$X_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Onde:

x_t = vetor ($n \times 1$), as n variáveis são integradas de mesma ordem, e com k defasagens;

A_i = matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$);

ε_t = termo errático, com $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0, \Omega)$ (Independentes e identicamente distribuídos)

Segundo Enders (2004), pelo Teorema da Representação de Granger, a equação (X) pode ser expressa por meio de um vetor de correção de erros (VEC) quando $x_t \sim CI(1,1)$:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Sendo,

$$\Pi = - \left(I - \sum_{i=1}^k A_i \right) \Pi_i = - \sum_{j=i+1}^k A_j \quad (21)$$

Na matriz Π ($n \times n$), sua representação é dada pelo produto de duas matrizes $\Pi = \alpha \beta'$. A matriz α é formada pelos coeficientes de ajustamento (seus elementos são a velocidade de ajustamento das variáveis a desequilíbrios no curto prazo) e a matriz β possui os parâmetros de cointegração. O termo $\beta' x_{t-1}$ é o termo de correção de erros.

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (22)$$

No qual α e β possuem dimensão ($n \times r$), sendo r igual ao número de relações de longo-prazo e n o número de parâmetros a ser estimado. O modelo é estimado por máxima verossimilhança, com hipótese de normalidade e inexistência de autocorrelação do termo aleatório, ou seja, $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$ e $E[\varepsilon_t \varepsilon_s']$ para $t \neq s$.

Assim, deve-se verificar se tais condições são obedecidas. O posto da matriz Π deve ser igual ao número de raízes características de Π diferentes de zero, indicando o número de vetores de cointegração.

Caso o posto da matriz seja igual a:

- a. zero, a matriz é nula e a equação (11) é um VAR na primeira diferença – neste caso, não existe cointegração, pois não se verifica combinação linear estacionária entre as variáveis de x_t ;
- b. n , Π tem posto completo e as variáveis de x_t são estacionárias, não cabendo análise de cointegração;
- c. r , sendo $1 < r < n$, existem r vetores de cointegração.

Logo, a verificação do número de vetores de cointegração ocorre mediante a análise da significância das raízes características estimadas de Π , sendo esta realizada por duas estatísticas:

- a. Estatística do traço, $\lambda_{traço}$ – testa a hipótese nula de existência de no máximo, r vetores de cointegração – equação (23);
- b. Estatística do máximo autovalor, λ_{max} , a qual testa a hipótese nula de r vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de $r + 1$ vetores, Enders (2010).

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (23)$$

$$\lambda_{max} = (r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (24)$$

$\hat{\lambda}_i$ é igual ao número de valores estimados de raízes características, advindo da estimação da matriz Π e T igual ao número de observações. A determinação do número de defasagens no VAR é feita pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (BIC) e pelo teste de razão de verossimilhança (LR).

4.2 CAUSALIDADE DE GRANGER

Existem dois conceitos de exogeneidade, segundo Madalla (2003):

- a. Predeterminação: Uma variável é predeterminada em uma equação se ela for independente dos erros contemporâneos e futuros desta equação;
- b. Exogeneidade estrita: Uma variável é estritamente exógena se for independente dos erros passados, contemporâneos e futuros da equação.

Considerando as equações:

$$y_t = \alpha_1 x_t + \beta_{11} y_{t-1} + \beta_{12} x_{t-1} + \mu_{1t} \quad (25)$$

$$x_t = \alpha_2 x_t + \beta_{21} y_{t-1} + \beta_{22} x_{t-1} + \mu_{2t} \quad (26)$$

O teste da causalidade de Granger fundamenta-se na estimação das equações (25) e (26), na qual X_t e Y_t são funções dos valores defasados das variáveis. Neste teste, identifica-se se as mudanças em X_t e Y_t precedem alterações em Y_t (X_t) ou se essas mudanças ocorrem simultaneamente. Se X_t Granger causar Y_t , então mudanças em X_t precederão as alterações em Y_t ao longo do tempo.

Pode-se definir que a variável X_t Granger causa Y_t se o erro quadrático médio da previsão de Y_t no instante t , com base nas informações em $t-1$, for menor que o erro quadrático médio quando se desconsidera as informações sobre X_t .

X_t Granger causa Y_t quando as informações sobre X_t contribuem para a previsão de Y_t .

$$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (27)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^p c_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_i X_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (28)$$

ε_{1t} e ε_{2t} são os termos aleatórios não correlacionados.

O ponto de partida é um VAR de ordem k , segundo Marçal (2010):

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (29)$$

no qual supõe-se que todas as variáveis são estacionárias e que $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$. Pela simplicidade de exposição, parte-se de um VAR com duas variáveis e uma única defasagem.

$$\begin{bmatrix} Z_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_{1,1} & \varphi_{1,2} \\ \varphi_{2,1} & \varphi_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (30)$$

Sabe-se que a variável y causará no sentido de Granger z se $\varphi_{1,2} \neq 0$. Segundo Granger (1969), a hipótese pode ser testada utilizando a estatística de Wald e de razão de máxima verossimilhança. Nos dois casos, a estatística do teste tem distribuição assintótica qui-quadrado.

Pode-se também testar a hipótese de simultaneidade. Segundo Gorieux e Jasiak (2001), a hipótese pode ser implementada impondo-se restrição sobre a covariância do termo 1,2 da matriz de variância e covariância e dos erros do VAR, ou seja, dado que $\Omega = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{21} & w_{22} \end{bmatrix}$, testa-se $w_{12} = 0$.

Por fim, quando não há causalidade no sentido de Granger em nenhum sentido e não há simultaneidade, o VAR pode ser escrito na seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} Z_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_{1,1} & 0 \\ 0 & \varphi_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tilde{\varepsilon}_{1t} \\ \tilde{\varepsilon}_{2t} \end{bmatrix} \quad (31)$$

no qual $Var(\tilde{\varepsilon}) = \begin{bmatrix} \tilde{w}_{11} & 0 \\ 0 & \tilde{w}_{22} \end{bmatrix}$, ou seja, o modelo colapsa para dois processos autorregressivos com choques não correlacionados.

Nesta condição, os modelos evoluem de forma não correlacionada ao longo do tempo, ou seja, apenas a história passada de cada série gera efeitos no presente da série, mas nenhum efeito de uma série em outra é relevante. A história do processo de uma série do VAR é irrelevante para explicar o comportamento das demais, e isto vale para todas as séries que compõem o VAR. Neste caso, ele pode ser reduzido a um conjunto de processos autorregressivos sem ligação entre si.

A possibilidade de testar se um VAR estimado para modelar duas séries pode ser reduzido a um conjunto de processos autorregressivos não relacionados, diz respeito à

possibilidade de ter como hipótese nula um modelo em que não apresenta nenhuma relação entre variáveis propostas contra a hipótese alternativa de que há algum tipo de relação, seja de simultaneidade nos choques e/ou causalidade de Granger em qualquer direção.

São três as estatísticas de testes que podem analisar a presença de causalidade e de simultaneidade:

$$C_{2 \rightarrow 1} = T \log \left[V(\tilde{\varepsilon}_{1,t}) / V(\varepsilon_{1,t}) \right] \sim \chi^2(1) \text{ (Causalidade de Granger da variável 2 para a variável 1)} \quad (32)$$

$$C_{1 \rightarrow 2} = T \log \left[V(\tilde{\varepsilon}_{2,t}) / V(\varepsilon_{2,t}) \right] \sim \chi^2(1) \text{ (Causalidade de Granger da variável 1 para a variável 2)} \quad (33)$$

$$C_{1 \leftrightarrow 2} = T \log \left[\left(V(\varepsilon_{1,t}) / V(\varepsilon_{2,t}) \right) / \det \left(V \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \right) \right] \sim \chi^2(1) \text{ (Simultaneidade de erros)} \quad (34)$$

Por fim, a estatística geral que agrega as 3 hipóteses:

$$C = C_{1 \rightarrow 2} + C_{1 \leftarrow 2} + C_{1 \leftrightarrow 2} \sim \chi^2(3) \text{ Hipóteses (32), (33), (34) testadas conjuntamente} \quad (35)$$

Na maioria dos casos, em um VAR de ordem p , a estatística tem distribuição qui-quadrada com graus de liberdade dado pelo número de parâmetros restritos.

É importante citar que as séries de X_t e Y_t devem ser estacionárias. Caso as séries sejam integradas de ordem um $I[1]$, as equações utilizam as variáveis na primeira diferença.

5. BANCO DE DADOS

As séries de preço por metro quadrado dos imóveis residenciais verticais novos, na cidade de São Paulo, segmentados por dormitórios e também consolidados em uma única série (preço agregado), foram obtidas do departamento estatístico do Secovi-SP. A série Selic é gerada pelo Banco Central e foi obtida no site do próprio Banco Central. Os índices do IPCA-SP e o índice Aluguel-SP do IPCA-SP foram gerados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – (IBGE), e foram obtidos no site do próprio IBGE. As séries utilizadas estão no formato mensal e compreendem o período de janeiro de 2004 até janeiro de 2014.

Os preços obtidos dos imóveis novos foram recebidos em valores nominais. Desta forma, foi gerada uma nova série que utilizou como deflator o IPCA-SP. No caso da série do aluguel, como na taxa Selic, os valores foram obtidos em percentuais. Portanto, primeiramente foi necessário criar uma nova série em forma de índice, para que, posteriormente, deflacionasse esta série com o deflator, IPCA-SP. Para as análises, todas as séries foram colocadas no formato de logaritmo.

Sabe-se que os preços dos imóveis podem ter um desconto em cada negociação, entre a construtora e o comprador, todavia, as construtoras os incorporam de alguma forma em seus outros apartamentos de forma a manter a rentabilidade média esperada pelas construtoras e praticada pelo mercado.

Tabela 01 - Séries de Tempo de Preços de Imóveis e Aluguel

Série	Descrição	Unidade	Fonte	Período
PA	Preço Agregado	R\$/m ²	Secovi-SP	Jan_2004 - Jan_2014
P1d	Preço 1 Dormitório	R\$/m ²	Secovi-SP	Jan_2004 - Jan_2014
P2d	Preço 2 Dormitórios	R\$/m ²	Secovi-SP	Jan_2004 - Jan_2014
P3d	Preço 3 Dormitórios	R\$/m ²	Secovi-SP	Jan_2004 - Jan_2014
P4d	Preço 4 Dormitórios	R\$/m ²	Secovi-SP	Jan_2004 - Jan_2014
SIA	Selic Acumulada	Índice %	Banco Central	Jan_2004 - Jan_2014
AL	Ind. Aluguel do IPCA-SP	Índice %	IBGE	Jan_2004 - Jan_2014
IPCA-SP	Ind. Preço ao Consumidor -SP	Índice %	IBGE	Jan_2004 - Jan_2014

Fonte: Elaborada pelo autor

Foram geradas as seguintes séries utilizadas na análise:

Tabela 02 - Séries Analisadas

Séries	Fórmula
PAAL	Preço Agregado / Aluguel
P1dAL	Preço 1 Dormitório / Aluguel
P2dAL	Preço 2 Dormitórios / Aluguel
P3dAL	Preço 3 Dormitórios / Aluguel
P4dAL	Preço 4 Dormitórios / Aluguel
SIA	Selic Acumulada

Fonte: Elaborada pelo autor

5.1 ANÁLISE DOS DADOS

A análise foi desenvolvida utilizando os softwares Stata IC 13 e Gretl versão 1.7.1. Para a demonstração dos resultados, utilizam-se os resultados dos dois softwares, com a finalidade de apresentar os resultados de forma mais integrada.

A figura 1 mostra os gráficos das séries de tempo e seus logaritmos neperianos.

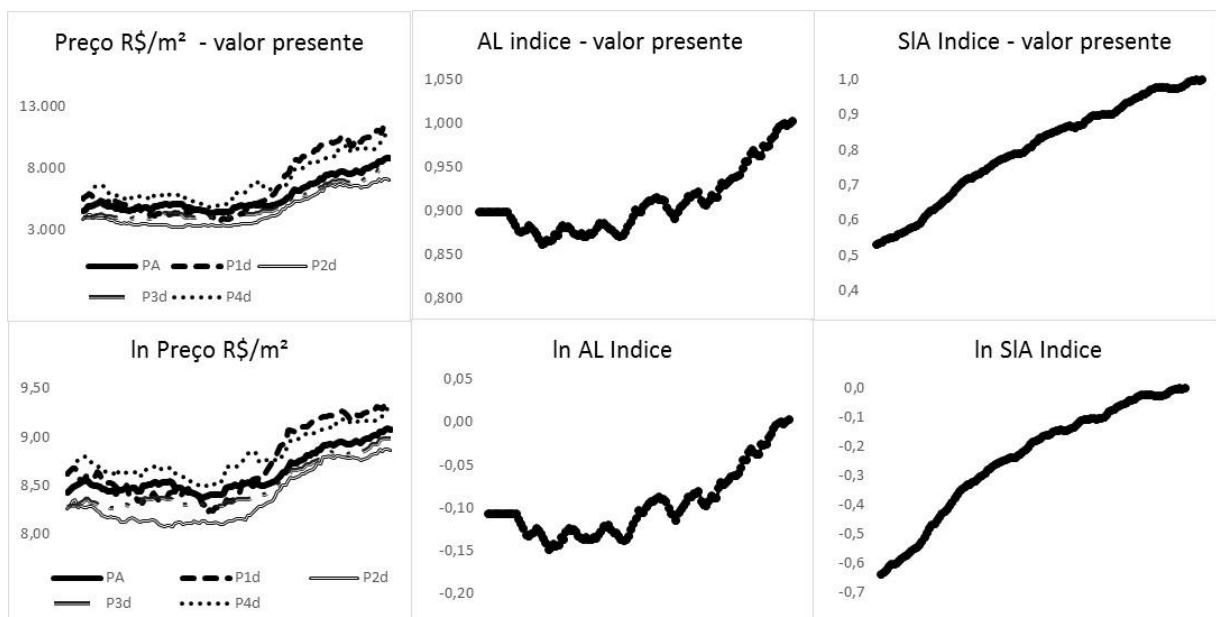


Figura 1 – Gráficos das Séries

5.2 TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

Para testar a presença de raiz unitária, foram utilizados os testes ADF de Dickey Fuller, PP de Phippis e Perron (1988) e KPSS de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992). Os testes ADF e PP E KPSS foram realizados com duas defasagens. Ver Anexo 1

Todas as relações de Preço e Aluguel (PAAL, P1dAL, P2dAL, P3dAL e P4dAL) no nível, rejeitaram a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 10% nos testes ADF e PP. No entanto, a Selic Acumulada (SIA), no nível, aceita-se a hipótese nula de estacionariedade ao nível de 1% nos testes

Em primeira diferença todas as séries são estacionárias. Apenas uma ressalva no teste KPSS na série P4dAL, rejeita-se a hipótese nula de estacionariedade, em pelo menos 10%.

5.3 TESTES DE HIPÓTESE SOBRE O VETOR DE COINTEGRAÇÃO

Através da imposição de uma relação de cointegração, com restrição de proporcionalidade dos coeficientes, o β terá valores [1 -1] e com duas defasagens, para os sistemas I, II. O sistema I analisou primeiramente a cointegração entre as séries temporais preços e aluguel; já no sistema II adicionou-se a análise de cointegração do sistema I a série de tempo taxa Selic Acumulada. Como última etapa dos testes, o sistema III, aplicou-se o teste causal de Granger. Os resultados encontrados foram:

5.3.1. Sistema I – (Preço e Aluguel)

O teste de causalidade de Granger apresenta as condições necessárias e suficientes para que um processo seja integrado de ordem um, em cada um dos cenários de cointegração entre as séries de preço e aluguel. Todas as séries apresentaram seus coeficientes dentro de intervalo de confiança de 95%.

Tabela 4 - Teste de Cointegração - Granger

	Coef	Erro Padrão	razão-t	p-valor
PA_AL	4,952	0,187	26,48	0,000
P1d_AL	8,134	0,392	20,75	0,000
P2d_AL	6,355	0,270	23,5	0,000
P3d_AL	5,483	0,216	25,4	0,000
P4d_AL	5,332	0,199	26,79	0,000

Fonte: Elaborada pelo autor

Pela estatística do teste do traço, existem evidências da presença de uma equação de cointegração ao nível de 5%, em cada um dos cenários de cointegração entre as séries de preço e aluguel. Os p-valores evidenciam que o vetor de restrição β possui os valores $[1 \ -1]$, conforme o teste do β re-normalizado.

Tabela 5 – Teste do Traço

	Ordem	Autovalor	Teste traço	p-valor	Test Lmax	p-valor
PA_AL	0	0,046	7,766	0,4979	5,629	0,665
	1	0,018	2,138	0,1437	2,138	0,144
P1d_AL	0	0,024	3,831	0,9098	2,845	0,946
	1	0,008	0,986	0,3207	0,986	0,321
P2d_AL	0	0,039	5,610	0,7423	4,738	0,773
	1	0,007	0,873	0,3502	0,873	0,350
P3d_AL	0	0,052	7,903	0,483	6,340	0,577
	1	0,013	1,563	0,2112	1,563	0,211
P4d_AL	0	0,056	8,125	0,4594	6,840	0,517
	1	0,011	1,285	0,257	1,285	0,257

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 6 – Teste β renormalizado

PA	1,000	-0,033
AL	-4,754	1,000
P1d	1,000	-0,059
AL	-5,942	1,000
P2d	1,000	-0,089
AL	-4,393	1,000
P3d	1,000	-0,084
AL	-4,478	1,000
P4d	1,000	0,041
AL	-5,542	1,000

Fonte: Elaborada pelo autor

O resultado do teste β re-normalizado apresentou uma correlação entre as séries, uma vez que encontramos sinais opostos nos testes em todos os cenários. No entanto, os valores encontrados, ainda que negativos foram diferentes de -1, desta forma introduzi um novo sistema que adiciona a série Selic Acumulada.

5.3.2 Sistema II – (Preço, Aluguel e Selic Acumulada)

O teste de Granger apresenta as condições necessárias e suficientes para que um processo seja integrado de ordem um, em cada um dos cenários de cointegração entre as séries

de preço e aluguel. A grande maioria das séries apresentaram seus coeficientes dentro de intervalo de confiança de 95%.

Tabela 7 - Teste de Cointegração - Granger

	Constante	Coef	Erro Padrão	razão-t	p-valor
PA	AL	4,4312	0,2460	18,01	0,000
	SIA	0,1593	0,0512	3,115	0,002
P1d	AL	7,6411	0,5323	14,36	0,000
	SIA	0,1508	0,1107	1,363	0,176
P2d	AL	5,8349	0,3633	16,06	0,000
	SIA	0,1591	0,0756	2,106	0,037
P3d	AL	4,3743	0,2545	17,19	0,000
	SIA	0,3394	0,0529	6,414	0,000
P4d	AL	4,9331	0,2670	18,48	0,000
	SIA	0,1220	0,0555	2,198	0,030

Fonte: Elaborada pelo autor

Pela estatística do teste do traço, existem evidências da presença de uma equação de cointegração ao nível de 5%, em cada um dos cenários de cointegração entre as séries de preço e aluguel. Os p-valores evidenciam que o vetor de restrição β possui os valores $[1 \ -1]$, conforme o teste do β re-normalizado.

Tabela 8 – Teste do Traço

	Ordem	Autovalor	Teste traço	p-valor	Test Lmax	p-valor	Teste traço '1	valor crítico de 5%
PA	0	0,26	41,77	0,00	35,07	0,00	41,71	0,2968
	1	0,05	6,71	0,62	6,58	0,55	6,71*	0,1541
	2	0,00	0,13	0,72	0,13	0,72	0,13	0,0376
P1d	0	0,24	38,45	0,00	32,23	0,00	38,40	0,2968
	1	0,03	6,22	0,67	3,45	0,90	6,2087*	0,1541
	2	0,02	2,77	0,10	2,77	0,10	2,76	0,0376
P2d	0	0,28	46,87	0,00	39,39	0,00	46,77	0,2968
	1	0,04	7,48	0,53	5,11	0,73	7,4669*	0,1541
	2	0,02	2,37	0,12	2,37	0,12	2,37	0,0376
P3d	0	0,25	40,26	0,00	34,37	0,00	40,20	0,2968
	1	0,05	5,89	0,71	5,57	0,67	5,8793*	0,1541
	2	0,00	0,32	0,57	0,32	0,57	0,32	0,0376
P4d	0	0,24	40,65	0,00	35,52	0,00	40,57	0,2968
	1	0,06	8,13	0,46	7,36	0,46	8,1224*	0,1541
	2	0,01	0,76	0,38	0,76	0,38	0,76	0,0376

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 9 – Teste β renormalizado

PA	1,000	-0,166	-0,165
AL	-7,890	1,000	-0,423
SIA	-1,703	-0,027	1,000
P1d	1,000	-0,028	-3,847
AL	-18,179	1,000	25,441
SIA	-6,820	-0,114	1,000
P2d	1,000	-0,085	-1,970
AL	-12,574	1,000	6,066
SIA	-8,591	-0,050	1,000
P3d	1,000	-0,171	-0,868
AL	-7,538	1,000	-1,237
SIA	-1,940	0,005	1,000
P4d	1,000	-0,162	-0,803
AL	-9,951	1,000	-2,124
SIA	-2,662	-0,019	1,000

Fonte: Elaborada pelo autor

Neste sistema o resultado do teste β re-normalizado também apresentou uma correlação entre as séries, uma vez que há sinais opostos nos testes em todos os cenários. Os resultados de forma geral aproximaram-se do -1, principalmente na série de preços agregados, série que concentra os dados de todos os outros cenários. Assim, é possível verificar que a Selic acumulada aponta uma evidência de cointegração com as séries de preço e aluguel. Sendo assim, o próximo sistema busca demonstrar a causalidade da série Selic Acumulada nas demais séries.

5.3.3 Sistema III (Preço, Aluguel, Selic Acumulada e Causalidade de Granger)

No teste de causalidade de Granger a variável “ X_t ” causa “ Y_t ”, se as diferenças de “ X_t ” podem melhorar as projeções para a variável “ Y_t ”. Nos modelos VAR, sob a hipótese nula de que “ X_t ” não causa “ Y_t ”, todos os coeficientes das diferenças de “ X_t ” são zero na equação para a variável “ Y_t ”. Na tabela 10, estão apontadas as evidências de causalidade de Granger, que podem ser obtidas através do teste de Wald.

Conforme os resultados dos testes de causalidade encontrados na tabela 10, é possível identificar a existência da causalidade nos testes onde está identificado com * .

Desta forma, em todos os cenários a Selic causa no sentido de Granger a séries preços e aluguel, mas o contrário não ocorre. Tal evidência é consistente com a ideia de um modelo de valor presente que é essencialmente *foward looking*. Os agentes antecipam a queda dos

juros e os preços e alugueis reagem instantaneamente, enquanto a Selic vem a cair em períodos a frente. Isto parece ser mais intenso para 3 e 4 dormitórios.

Tabela 10 – Causalidade de Granger

Cenários	Equação	Exclusão	χ^2	df	Prob > χ^2	Causalidade
PA	PA	AL	23,535	12	0,024	**
	PA	SLA	18,361	12	0,105	
	PA	Todas	50,982	24	0,001	*
	AL	AL	34,673	12	0,001	*
	AL	SLA	20,573	12	0,057	***
	AL	Todas	55,096	24	0,000	*
	SLA	AL	16,481	12	0,170	
	SLA	SLA	38,130	12	0,000	*
	SLA	Todas	57,975	24	0,000	*
P1d	P1d	AL	12,382	12	0,416	
	P1d	SLA	12,252	12	0,426	
	P1d	Todas	30,705	24	0,162	
	AL	AL	21,541	12	0,043	**
	AL	SLA	20,664	12	0,056	***
	AL	Todas	40,084	24	0,021	*
	SLA	AL	15,795	12	0,201	
	SLA	SLA	44,042	12	0,000	*
	SLA	Todas	57,061	24	0,000	*
P2d	P2d	AL	22,876	12	0,029	**
	P2d	SLA	13,378	12	0,342	
	P2d	Todas	47,638	24	0,003	*
	AL	AL	22,586	12	0,031	**
	AL	SLA	15,141	12	0,234	
	AL	Todas	41,278	24	0,016	**
	SLA	AL	18,850	12	0,092	***
	SLA	SLA	38,861	12	0,000	*
	SLA	Todas	61,134	24	0,000	*
P3d	P3d	AL	24,636	12	0,017	**
	P3d	SLA	15,661	12	0,207	
	P3d	Todas	48,024	24	0,003	*
	AL	AL	25,152	12	0,014	**
	AL	SLA	15,521	12	0,214	
	AL	Todas	44,212	24	0,007	*
	SLA	AL	22,350	12	0,034	**
	SLA	SLA	48,006	12	0,000	*
	SLA	Todas	65,801	24	0,000	*
P4d	P4d	AL	5,063	12	0,956	
	P4d	SLA	18,388	12	0,104	
	P4d	Todas	31,339	24	0,144	
	AL	AL	21,080	12	0,049	**
	AL	SLA	20,930	12	0,051	**
	AL	Todas	39,557	24	0,024	*
	SLA	AL	20,756	12	0,054	***
	SLA	SLA	32,834	12	0,001	*
	SLA	Todas	63,676	24	0,000	*

* p - valor 1%

** p - valor 5%

*** p - valor 10%

Fonte: Elaborada pelo Autor

6. Os dados do mercado brasileiro estão de acordo com os fatos estilizados de um bolha especulativa clássica?

Scheinkman (2013) propôs uma diferente forma para identificar a existência de bolha no setor imobiliário, que analisa a possibilidade mediante os seguintes critérios: (a) bolhas dos preços dos ativos coincidem com o aumento do volume de negociações; (b) a implosão da bolha parece coincidir com o aumento do oferecimento de ativos; (c) bolhas no ativo coincidem com inovações tecnológicas ou financeiras.

Na análise a seguir, é possível identificar o comportamento dos imóveis residenciais negociados na cidade de São Paulo. Segundo os dados disponibilizados pelo Secovi-SP, pode-se identificar que, no período analisado, o maior volume de negociações aconteceram entre 2007 e 2010.

Conforme os dados da Fig. 2, a quantidade de lançamentos imobiliários residenciais verticais, nos dois últimos anos, foi reduzida e a quantidade comercializada também, voltando à média comercializada de 33 mil apartamentos, nos últimos seis anos, de acordo com o Secovi-SP. O mesmo gráfico demonstra que as construtoras, em 2012 e 2013, ajustaram seus lançamentos de modo a não gerar um excesso de oferta (redução de 24% em 2012), como também ajustaram os tipos de apartamentos lançados à demanda. Apartamentos de quatro dormitórios, que representaram 24,9% dos lançamentos, em 2004, representaram 6,6% dos lançamentos em 2013. Enquanto os apartamentos de apenas um dormitório, que representavam 5,7% em 2004, passaram a representar 27,8% dos lançamentos, em 2013. Assim, é possível verificar uma significativa mudança no setor nos últimos dez anos.

As inovações imobiliárias financeiras ainda não são representativas no Brasil. Fundos de investimento imobiliário obtiveram um crescimento pontual em 2010, atingindo emissão de R\$2,4 bilhões. No entanto, o setor comercial como shopping centers e escritórios, representaram 85% dos fundos de investimento imobiliários, e dos fundos com lastro imobiliário emitidos neste mesmo ano

A ABECIP (Associação Brasileira das Entidades de Crédito Imobiliário e Poupança) e o Banco Central confirmaram que a inadimplência do crédito imobiliário superior a 3 parcelas segue inferior a 2% (1,8% em 2013). O resultado é o menor do sistema bancário, seguido por crédito pessoal (4,0%), veículos (5,3%) e cheque especial (8,1%). Até novembro de 2013, o crédito imobiliário representava 8,1% do Produto Interno Bruto (PIB).

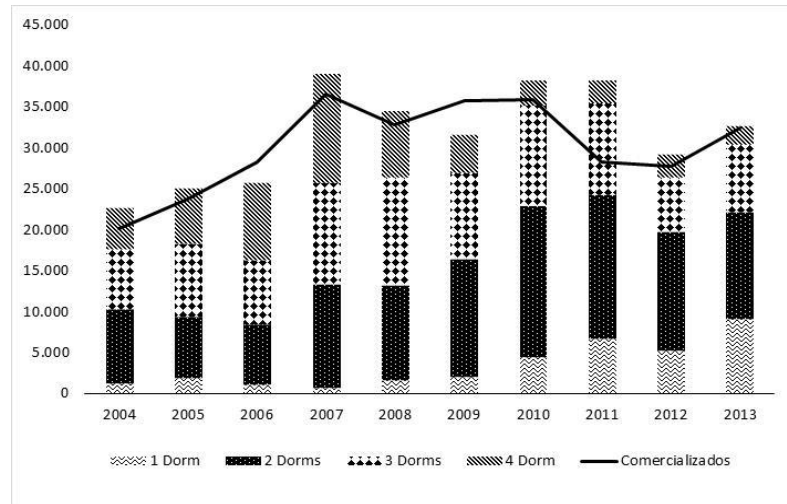


Fig 2- Quantidade de Apartamentos Lançados e Comercializados

Dados: Secovi-SP

Fonte: Elaborado pelo Autor

7. BALANÇO DOS RESULTADOS OBTIDOS

Os resultados obtidos com as séries dos preços dos imóveis e aluguel, da cidade de São Paulo, seguiram a sequência de Johansen (1988, 1991). Desta forma, é possível, estatisticamente, assegurar os resultados obtidos através dos testes de cointegração de Johansen e de causalidade de Granger.

Adicionalmente a cointegração constatada entre os preços dos imóveis, aluguel e taxa de juros, o teste de causalidade de Granger apresentou um resultado muito interessante. Possivelmente, os negociadores imobiliários transferem para os preços dos seus imóveis a projeção inversamente da taxa de juros. Exemplificando, em um cenário de queda da taxa de juros, os imóveis sobem seus preços, uma vez que a procura por imóveis crescerá. Deste mesmo modo, é possível esperar que quando a taxa de juros sobe, os preços dos imóveis não são estimulados a acompanhar o mesmo nível de crescimento, uma vez que serão preteridos por outros ativos financeiros.

Na análise descritiva, é possível identificar uma equiparação entre oferta e demanda por imóveis novos verticais, com uma redução de oferta, nos anos de 2012 e 2013. Cabe destacar, que a representatividade dos imóveis de quatro dormitórios diminuiu sua participação para apenas 6,6% dos novos lançamentos. Desta forma, a condição de estacionariedade da série

P4dAL, apresentada nos testes ADF e PP, mas rejeitada no teste KPSS, se tornou ainda menos relevante na análise.

Logo, o resultado desta pesquisa diferencia-se, em parte, do resultado encontrado por Mendonça e Sachsida (2012). Enquanto esta pesquisa teve como base imóveis residenciais novos verticais, segmentados por número de dormitórios, por um período de dez anos, a pesquisa realizada por Mendonça e Sachsida (2012) contemplou imóveis usados na cidade de São Paulo e Rio de Janeiro, por um período de cinco anos, de 2007 até 2012. Mesmo que os resultados das duas pesquisas concordem que o mercado imobiliário é sensível e responde negativamente a um aumento na taxa de juros, o impacto de uma subida forte na taxa de juros não resultará em uma dificuldade maior no mercado imobiliário do que nos demais mercados da economia brasileira.

Assim, esta pesquisa demonstra que há cointegração entre preços e aluguel imobiliários sobre a tendência da taxa Selic. No entanto, o processo de liberação do crédito imobiliário é burocrático e não permite troca de garantia, diferentemente do que aconteceu nos Estados Unidos. As construtoras atentas ao aumento da taxa de juros e ao desaquecimento da economia, já diminuíram suas unidades verticais nos dois últimos anos, e aumentaram a participação dos apartamentos de um e dois dormitórios.

CONCLUSÕES

Esta dissertação objetivou analisar a possibilidade de bolha nos preços dos imóveis residenciais da cidade de São Paulo, utilizando as séries de preço e aluguel dos imóveis novos, no período de janeiro de 2004 até janeiro de 2014, e apresenta as seguintes conclusões:

- a. Existe cointegração entre a relação preço e aluguel dos imóveis na cidade de São Paulo com a taxa Selic. A cointegração está presente nos apartamentos de 1, 2, 3 e 4 dormitórios. As variações mensais da taxa Selic influenciam a relação preço dos imóveis e aluguel para o equilíbrio de longo prazo.

- b. A estatística descritiva apresenta um equilíbrio entre oferta e demanda; bem como um crescimento de oferta de apartamentos menores, de um e dois dormitórios, e redução de oferta de apartamentos de 4 dormitórios.

- c. A pequena participação do crédito imobiliário na economia nacional, os critérios rigorosos utilizados para liberação do crédito para o financiamento imobiliário residencial no Brasil, e o tempo requerido para obtenção do crédito sufocam a possibilidade de uma bolha explosiva neste setor.

REFERÊNCIAS

- BLANCHARD O. J., WATSON M. W. Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets. In: P. Wachtel (Ed.). **Crisis in the Economic and Financial Structure**. Lexington: Lexington Books, 1982, p. 295-315
- BHARGAVA, A. On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series. **Review of Economic Studies** v. 53, p. 369-384, 1986.
- BRUNNERMEIR, M. K. Bubbles. In: DURLAUF, S.; BLUME, L. (Ed.). **The New Palgrave Dictionary of Economics**. Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2009.
- BUSETTI, F., TAYLOR A. M. R.; Tests of Stationarity Against a Change in Persistence. **Journal of Econometrics**, v. 123, p. 33-66, 2004.
- CABALLERO, R., FARHI, E., GOURINCHAS P.O. Financial Crash, Commodity Prices, and Global Imbalances. **Brookings Papers on Economic Activity**, Fall, p. 1-55, 2008b.
- CAMPBELL J. Y., LO A. W., MACKINLAY A. C. **The Econometrics of Financial Markets**. Princeton: Princeton University Press, 1997.
- CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Cointegration and Tests of Present Value Models. **J.P.E** v. 95, p. 1062-88, October 1987.
- CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Stock prices, earnings, and expected dividends. **Journal of Finance**, v. 43, n. 3, p. 661-76, July 1988.
- CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. **Review of Financial Studies**, v. 1, n. 3, p. 195-228, 1989.
- CUÑADO J., GIL-ALANA L.A., GRACIA F. P. A Test for Rational bubbles in the NASDAQ Stock Index: A Fractionally Integrated Approach. **Journal of Banking and Finance**, v. 29, n. 26, p. 33-54, 2005.
- DIBA, B. T., GROSSMAN E H. I. Explosive Rational Bubbles in Stock Prices, **American Economic Review**, v. 78, n. 3, p. 520-530, 1988a.
- DIBA, B. T., GROSSMAN E H. I. Rational Inflationary Bubbles. **Journal Monetary Economics**, v. 21, n.1, p. 35-46, 1988b.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction, representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.
- EVANS, G.W. Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices. **American Economic Review**, v. 81, n. 44, p. 922-930, 1991.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. ed. New Jersey: Wiley, 2010.
- FROOT, K., OBSTFELD M. Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices. **American Economic Review**, v. 81, p. 1189-1214, 1991.
- FRÖMMEL M., KRUSE R. Testing for a Rational Bubble Under Long Memory. **Quantitative Finance** (in press), 2011,
- FUNDOS DE INVESTIMENTO: <<http://pt.slideshare.net/BrunoSagasLopes/guia-de-fundos-de-investimento-imobilirios>>. Acesso em: 25 jan.2014.
- GOURIEROUX, C. **Financial Econometrics**. New Jersey: Princeton University Press, 2001

- GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations By Econometric Methods and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, v. 34, p. 424-438, 1969.
- GROSSMAN, S. J., SHILLER, R. J. The "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices. **American Economic Review**, v. 71, p. 222-227, 1981.
- GURKAYNAK, R. S. Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock. **Journal of Economic Surveys**, v. 22, n. 1, p. 166-186, 2008.
- HENDRY, D. F.; ENGLE, R. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, p. 277-304, 1983.
- HENDRY, D. H.; **Dynamic Econometrics**, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press, 1995.
- HOMM, U., BREITUNG J. Testing for Speculative Bubbles in Stock Markets: A Comparison of Alternative Methods. **Journal of Financial Econometrics**, v. 10, n. 1, p. 198-231, 2012.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economics dynamics and control**, v. 12, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models**. New York: Oxford Press University, 1995.
- KIM, J. -Y. Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series. **Journal of Financial Econometrics**, v. 95, p. 97-116, 2000.
- KIM, J. -Y, BELAIRE-FRANCH J., AMADOR R. B. Corrigendum to 'Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series'. **Journal of Econometrics**, v. 109, p. 389-392, 2002.
- LEROY S. F., PORTER R. D. The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds. **Econometrica**, v. 49, p. 555-574, 1981.
- MADALLA, G. S. **Introdução à Econometria**. 3. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003.
- MARÇAL, E. F. **Paridade do Poder de Compra - A evidência empírica brasileira**, DISSERTAÇÃO DE MESTRADO, Campinas, 1998.
- MARÇAL, E. F. Taxa de câmbio, rentabilidade e quantum exportado: existe alguma relação afinal? Evidências para o Brasil. **Textos para discussão - Fundação Getúlio Vargas**, São Paulo, maio, 2010.
- MENDONÇA, M. J.; SACHSIDA, A. **Existe Bolha no Mercado Imobiliário Brasileiro?** Brasília: IPEA, TD 1762, 2012.
- PHILLIPS, P. C. B.; YU J. Dating the Timeline of Financial Bubbles during the Subprime Crisis. **Cowles Foundation for Research in Economics**, Yale University, 2009.
- PHILLIPS, P. C. B.; Y. WU, e YU J. Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Asset Values? **International Economic Review**, v. 52, n.1, p. 201-226, 2011.
- SCHEINKMAN, José A. Speculation, Trading, and Bubbles. **Third Annual Arrow Lecture**. Columbia University Press, 2013.
- SHILLER, R. J. Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? **American Economic Review**, v. 71, p. 421-436, 1981.
- SHILLER, R. J. <http://brazilianbubble.com/video-of-robert-shiller-on-brazils-house-bubble-brazil-is-now-feels-like-the-us-in-2005/> , 2013.

WEST, K. A Specification Test for Speculative Bubbles. **Quarterly Journal of Economics**, v. 102, p. 553-558, 1987.

ANEXO 1

Tabela 3 – Testes de Raízes Unitárias

	SÉRIE	PAAL			P1dAL			P2dAl			P3dAL			P4dAL			SIA		
	TESTE	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Em Nível	Estatística do teste	-0,907	-1.148	2.4	-0,554	-0.662	2.38	-0,696	-0.684	2.51	-0,581	-0.740	2.37	-1.112	-1.539	2.13	-7.533	-4.831	2.79
	Valor crítico 1%	-3.503	-3.503	0.216	-3.503	-3.503	0.216	-3.503	-3.503	0.216	-3.503	-3.503	0.216	-3.503	-3.503	0.216	-3.503	-3.503	0.216
	Valor crítico 5%	-2.889	-2.889	0.146	-2.889	-2.889	0.146	-2.889	-2.889	0.146	-2.889	-2.889	0.146	-2.889	-2.889	0.146	-2.889	-2.889	0.146
	Valor crítico 10%	-2.579	-2.579	0.119	-2.579	-2.579	0.119	-2.579	-2.579	0.119	-2.579	-2.579	0.119	-2.579	-2.579	0.119	-2.579	-2.579	0.119
	p-valor	0.7857	0.6954	-	0.8810	0.8564	-	0.8479	0.8065		0.8751	0.8361	-	0.7103	0.5139		0.0000	0.0001	-
	1ª Diferença	Estatística do teste	-9.793	-9.848	0.128	-10.128	-10.152	0.181	-10.733	-10.800	0.211	-9.561	-9.557	0.119	-8.599	-8.689	0.0978	-4.211	-4.103
Valor crítico 1%		-3.504	-3.504	0.216	-3.504	-3.504	0.216	-3.504	-3.504	0.216	-3.504	-3.504	0.216	-3.504	-3.504	0.216	-3.504	-3.504	0.216
Valor crítico 5%		-2.889	-2.889	0.146	-2.889	-2.889	0.146	-2.889	-2.889	0.146	-2.889	-2.889	0.146	-2.889	-2.889	0.146	-2.889	-2.889	0.146
Valor crítico 10%		-2.579	-2.579	0.119	-2.579	-2.579	0.119	-2.579	-2.579	0.119	-2.579	-2.579	0.119	-2.579	-2.579	0.119	-2.579	-2.579	0.119
p-valor		0.0000	0.0000	-	0.0000	0.0000	-	0.0000	0.0000		0.0000	0.0000	-	0.0000	0.0000		0.0006	0.0010	-

Tabela elaborada pelo autor