Insper

Ciências Econômicas

Matheus Belarmino Nascimento

Preços de imóveis na cidade de São Paulo e especulação: Afinal, observa-se uma bolha imobiliária?

TCC apresentado ao programa de Graduação em Economia como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Economia

Orientador: Prof. Adalto Barbaceia

São Paulo

2021

Matheus Belarmino Nascimento

Preços de imóveis na cidade de São Paulo e especulação: Afinal, observa-se uma bolha imobiliária?

TCC apresentado ao programa de Graduação em Economia como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Economia

Orientador: Prof. Adalto Barbaceia

Banca Examinadora

_____

Adalto Barbaceia Gonçalves

Insper

_____

Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi

Insper

Resumo

Este estudo tem como principal objetivo qualificar e avaliar empiricamente se as dinâmicas de preços, no que tange o mercado imobiliário paulistano apresentam padrões especulativos que em última instância poderiam se desdobrar em uma bolha imobiliária. Por meio de testes de cointegração de Johansen e causalidade de Granger busca-se averiguar se os preços dos imóveis na região metropolitana de São Paulo são, de fato, explicados tanto por seus fundamentos intrínsecos, como preço de aluguel, custos relacionados a toda cadeia de produção da Construção Civil, bem como fundamentos microeconômicos sob a forma de crédito. Se porventura forem obtidos resultados que deem indícios da descorrelação do preço e seus fundamentos, é possível que a metrópole de São Paulo pode estar em processo de bolha imobiliária.

Palavras-chave: Bolha Imobiliária. São Paulo. Preço de Imóveis em Metrópoles. Mercado Imobiliário Brasileiro.

Abstract

The main goal of this research is to empirically qualify if the real estate market prices in the metropolitan area of São Paulo, biggest and richest city in the country, are presenting speculative pattern in its prices, which ultimately could develop into a housing bubble. By using Johansen Cointegration Test and Granger Causality Test it is going to be assessed whether housing prices can be explained by its intrinsic fundamentals such as rent, construction costs and real estate credit supply. In case there is evidence pointing no correlation whatsoever between the price and its fundamentals, it is likely that the metropolitan area of São Paulo is going through a housing bubble.

Keyword: Housing Bubble. São Paulo. Metropolis' Housing prices. Brazilian Housing Market.

Sumário

1 INTRODUÇÃO 5

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA 10

3 METODOLOGIA 14

4 RESULTADOS 19

5 CONCLUSÃO 22

6 LIMITAÇÕES 24

REFERÊNCIAS 25

APÊNDICE A – TESTE DE LAG ÓTIMO 28

APÊNDICE B – TESTE DE JOHANSEN 28

APÊNDICE C – TESTE DE GRANGER 29

1. Introdução

A crise imobiliária de 2008 nos Estados Unidos da América (EUA) mostrou-se um marco para a história econômica moderna, com um ambiente extremamente favorável e desregulamentado para a compra de imóveis, o país observou, mediante o desabrochar da bolha imobiliária, um galopante nível de desemprego, despejos, e a falência de inúmeras empresas. À luz da severidade dos efeitos na economia norte-americana, paralelos entre 2008 e processos de aceleração de preços de imóveis em grandes metrópoles como São Paulo passaram a ser feitos. Com o auxílio de testes de cointegração e causalidade é investigado se fatores conjunturais e/ou estruturais podem estar excessivamente estimulativos à demanda por imóveis de forma a ocasionar uma sobreprecificação desses ativos na cidade de São Paulo. Ao se analisar brevemente os preços, bem como seus fundamentos, observa-se padrões de uma bolha especulativa, todavia ferramentas estatísticas mais robustas são imperativas para uma abordagem objetiva acerca do tema. Realizados os procedimentos econométricos, a hipótese de uma bolha imobiliária na capital paulista é descartada, apesar da forte alta recente de preços.

O estudo do tema é de suma importância para autoridades públicas, uma vez que em diversas ocasiões, este fenômeno teve papel de gatilho na deflagração de profundas e persistentes recessões em vários países como EUA, Irlanda, Espanha e Reino Unido, (Akin et. al, 2013). A detecção *ex-ante* desse padrão pode ser crucial para o Estado conseguir balizar o preço dos imóveis de volta a sua normalidade, e evitar que perdas significativas de produto/renda, até duas vezes mais danosas quando comparadas a bolhas no mercado de ações como é defendido em Moralejo, et al (2016), recaiam sobre a população.

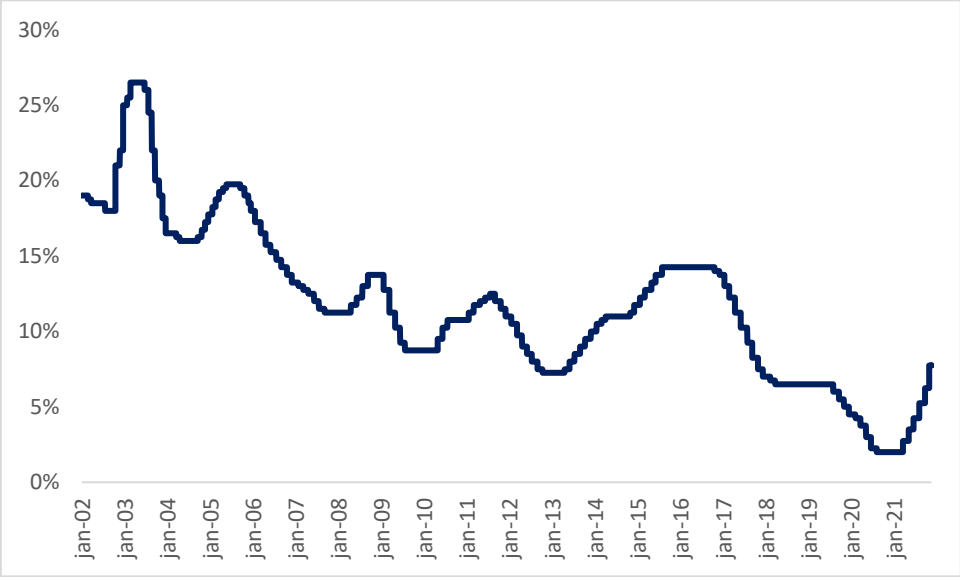
Como mencionado anteriormente o mercado de *properties* (imobiliário) é um componente relevante nas economias, quiçá até mais na brasileira, devido ao tradicional apreço pela casa própria. Tal configuração, todavia exige cautela dado que a maioria desses imóveis são comprados via longos e volumosos financiamentos, (Araújo, Ferrari Filho, Bueno, 2016), que correspondem por boa porção dos balanços dos bancos. À luz dessa característica brasileira, tem se presenciado nos últimos anos em São Paulo e Rio de Janeiro, relevantes metrópoles brasileiras, debates acerca de um aumento insustentável no preço dos imóveis. Na capital paulista, em especial ocorre um

aumento expressivo de lançamentos nos últimos anos (UOL, 2021), os quais podem vir a formar um estoque relevante e consequentemente uma pressão negativa nos preços nos próximos anos.

Para entender como esse aquecimento veio a ocorrer nessas metrópoles é necessário um exercício de contextualização para a história econômica recente do Brasil. De 2000 até 2014 o país viveu um de seus períodos de maior pujança econômica, onde a taxa de crescimento médio do PIB até 2004 era de 2,5% a.a. e após isso passou a crescer a impressionantes 3,5% a.a.. Como consequência dessa prosperidade, o país viu um forte aumento de sua massa salarial e do poder de compra de sua população, o que se traduziu em um maior desejo de conquistar o "sonho da casa própria". Soma-se a isso a presença de um vultoso programa de fomento à moradia própria aplicado no Governo Lula, o "Minha Casa Minha Vida". A juros subsidiados extremamente baixos, o governo possibilitou que milhares de pessoas pudessem ter acesso a sua primeira casa própria, o que naturalmente despertou um interesse da academia em estudar os possíveis efeitos desse superaquecimento na demanda habitacional, bem como suas consequências.

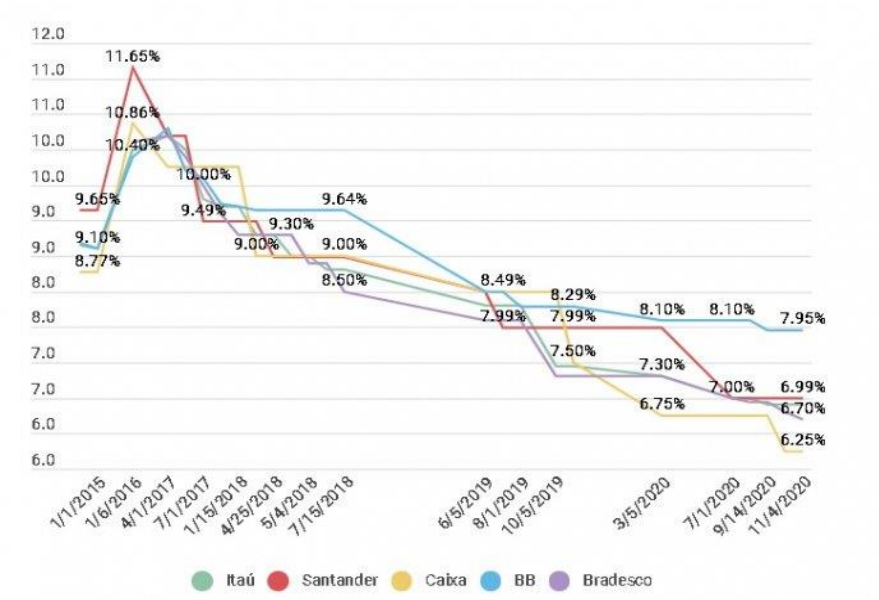
Após a crise de 2014-2016, o Brasil entra em um processo de recuperação de sua atividade concomitante a um ajuste estrutural em sua taxa de juros que traz a taxa SELIC para abaixo de dois dígitos (Gráfico 1), algo não recorrente na história brasileira e que ensejou um crédito imobiliário cada vez mais barato (Figura 1). Com isso, novamente voltou-se a questionar a possibilidade dessa recuperação econômica, aliada a condições de financiamento extremamente favoráveis, se materializar em excesso de confiança por parte da população e agentes financeiros que poderia em última instância engatilhar um processo de bolha imobiliária.

Gráfico 1 – Meta Selic (% a.a.)



Fonte: Elaborado pelo autor

Figura 1- Taxas para financiamento imobiliário dos principais bancos brasileiros (% a.a.)



Fonte: Jovem Pan

Uma vez apresentados os fatores que podem estar fornecendo subsídio à formação de uma aceleração sem lastro de preços nas capitais paulistana e fluminense, é necessário estabelecer uma base conceitual para qual uma bolha imobiliária será reconhecida. O conceito de bolha imobiliária apresenta diversas interpretações na academia, todavia o *mainstream* econômico tende a convergir para a definição de Taipalus (2012), o qual sugere que a bolha seria o descolamento persistente do preço de um ativo a seus fundamentos, sejam eles de natureza macroeconômica como renda e taxa de juros ou íntimos ao setor imobiliário, como o custo de matéria prima essencial, mão de obra, e principalmente o valor de aluguéis. É errôneo, portanto, definir o fenômeno simplesmente como um aumento pronunciado do preço de imóveis, dado que se os fundamentos acompanham essa elevação, não há motivos para prever uma posterior deterioração de valor no futuro.

O processo de formação, por sua vez, apresenta menos divergências quanto a sua mecânica, isto é, dos canais de transmissão que farão com que a bolha infle e posteriormente estoure. Inicialmente agentes econômicos movidos por algum elemento exógeno, por exemplo, queda da taxa de juros passam a enxergar o investimento em imóveis como mais atrativos e até mais seguros como sugerem Shiller e Case (2003) e De Oliveira e Almeida (2014), devido à ideia de uma suposta imunidade a desvalorização que esse tipo de ativo poderia ter. Soma-se a isto um maior conforto financeiro das famílias para acessar linhas de financiamento, agora mais baratas, então a demanda por imóvel passa a ser aquecida, o que faz com que capitalistas do ramo se atentem a essa maior procura e capturem esse novo apetite por imóveis via novos projetos, que por sua vez também são massivamente dependentes de crédito.

Como a reação da oferta de imóveis é mais morosa em relação a demanda, o estoque do período é consumido e se observa um aumento no valor dos imóveis, que por sua vez atrai mais obras. Segundo Sachsida e Mendonça (2012), o estouro da bolha ou a deflação desta se inicia no custo, dado que os insumos para a construção desses empreendimentos, aço, concreto, etc., por sua vez estarão igualmente pressionados, de modo a aumentar consideravelmente o custo incialmente orçado do projeto.

Apesar de certa absorção do aumento por parte das construtoras, inevitavelmente haverá um repasse desse custo para os clientes, o que impactará o peso dessas parcelas e a capacidade dessas famílias honrarem seus compromissos. Com isso, iniciam-se as devoluções e os bancos,

credores, passam a acumular imóveis que terão de ser liquidados com grandes descontos, consequentemente prejudicando seus balanços e sua vontade de conceder crédito. As construtoras, por sua vez, intrinsicamente dependentes dos bancos para rolagem de suas dívidas encontrarão um mercado de crédito desidratado, os projetos, então, começam a cessar (Locatelli et al, 2016). Ao final, o número de devoluções dispara juntamente com o estoque de novos empreendimentos que conflitados agora com uma demanda menos fervorosa são vendidos a preços extremamente descontados: a bolha estoura.

2. Revisão Bibliográfica

O conceito teórico de bolha imobiliária não é consenso entre os pesquisadores do assunto, principalmente devido à dificuldade de se determinar se os preços de imóveis estão comportando-se de acordo com o ciclo imobiliário, ou se sua queda ou aumento apresentam uma duração mais extensa do que o esperado. Como mencionado anteriormente, uma bolha é conceituada como o resultado do descolamento do preço de um ativo a seus fundamentos (Taipalus, 2012).

O tema começa a ser mais intensivamente estudado na academia na década de 80 por Robert Shiller, professor da Yale University, e Karl Case, professor da Wellesley College, que céticos a racionalidade do *homo economicus* passam a investigar processos de aceleração no preço de ativos, principalmente imobiliários (Shiller e Case, 1987). Neste artigo, os autores constatam que quatro importantes cidades americanas estavam com seus preços imobiliários em níveis de aceleração muito díspares com relação ao restante do país e sugerem que talvez pudesse estar ocorrendo um forte movimento especulativo e insustentável nesses locais. Como a história demonstrou no início da década de 90, os EUA experienciaram uma significativa queda generalizada no preço dos ativos imobiliários, resultado do bull market imobiliário vigente na década passada.

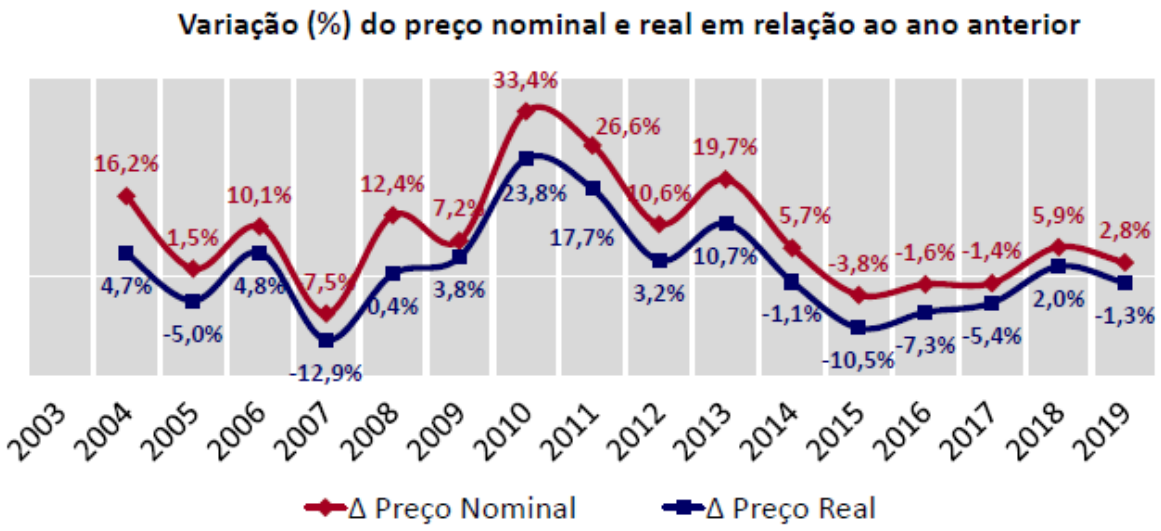
Estudos mais recentes como Shiller e Case (2004) voltam a questionar sobre a sustentabilidade do preço de *properties* no mercado financeiro americano, que acabara de ter sido fortemente acometido pela crise *dot com.* No *paper* são utilizadas regressões dos preços dos imóveis fundamentados principalmente na renda per capita dos 51 estados norte-americanos entre 1985 e 2002, que constatam que a renda per capita era mais do que suficiente para explicar os preços em 43 estados, todavia nos 8 restantes uma boa parte do preço não estava sendo explicada por esse fundamento. Com base em modelos preditivos e validados de estudos anteriores os autores constatam que em todos os 8 estados o modelo estava subprecificado, o que mune os autores para sugerir a presença de processos especulativos, que cabalmente se deflagraram em 2008.

Quase que concomitante à crise norte-americana ocorreu a crise espanhola e os preços dos imóveis foram duramente afetados penalizando ainda mais um país que já sofria com a crise econômica presente na zona do euro nos anos 2000. Akin, et. al (2013) analisam principalmente o papel do crédito como efeito catalisador para a aceleração da bolha na Espanha. No *paper* os

autores constatam que com carteiras de crédito imobiliário de cerca de 100% do Produto Interno Bruto (PIB), spreads bancários indistinguíveis para empregados e desempregados e manobras para contornar as boas práticas de *loan-to-value* (LTV) máximo, a Espanha adentrou em uma farra creditícia que se materializou em um processo especulativo danoso a economia do país durante muitos anos. Apesar de em excesso se mostrar nocivo, o crédito imobiliário é um dos fundamentos microeconômicos extremamente relacionados ao preço dos imóveis e, portanto, será abordado mais adiante neste estudo.

Quando se analisa a literatura brasileira sobre o tema, todavia, é possível notar que os estudos são mais recentes e começaram a ser produzidos a partir dos anos 2000. Como mencionado anteriormente, nesses anos o Brasil viveu um de seus períodos de maior prosperidade econômica e passou-se a observar um forte aumento de preço nos imóveis nos grandes centros urbanos brasileiros, como São Paulo (Figura 2), o que levantou questionamentos quanto a possível existência de uma bolha imobiliária no país.

Figura 2 - Variação do preço nominal e real em relação ao ano anterior na cidade de São Paulo



Fonte : Secovi- SP

Um dos incipientes estudos brasileiros acerca do tema se dá em Sachsida e Mendonça (2012), no qual os autores interpretam o valor intrínseco dos imóveis como o valor presente resultante dos dividendos futuros, o aluguel, mais a expectativa racional do preço futuro de venda deste mesmo ativo. Por meio de manipulações matemáticas, os pesquisadores demonstram que no limite o preço dos imóveis deveria convergir ao valor presente principalmente de seus fluxos de pagamento, isto é, do aluguel, o que cristaliza essa variável como o fundamento mais importante para a o preço do ativo. A fim de averiguar empiricamente, se os preços estavam de acordo com seu fundamento mestre, o aluguel, e mais outras variáveis macroeconômicas os autores realizam regressões via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e constatam que havia indícios de uma bolha imobiliária nas cidades do Rio de Janeiro e São Paulo no período analisado, 1997 a 2012.

Oliveira e Almeida (2014) na sequência do estudo de Sachsida e Mendonça (2012) vão ao encontro da teoria de precificação dos imóveis com base principalmente no valor presente dos aluguéis. Os autores, todavia, lançam mão de uma metodologia com base em testes de raíz unitária aplicados sobre a variável Preço/Aluguel (P/A), a qual se defende que deveria manter uma trajetória estacionária, isto é, que esse índice se mantivesse estável durante o período analisado. Uma das inovações do teste é a identificação dos períodos de início e fim da bolha, que ocorreriam sempre que o valor do teste para o período estivesse inferior (início) e superior (fim) ao valor crítico da estatística. Realizadas as análises empíricas, conclui-se que há indícios de que São Paulo e Rio de Janeiro haviam passado por um processo de bolha iniciado na metade de 2010 e encerrado ao final de 2012.

Moralejo, et al (2016) são um dos pioneiros no Brasil a realizar uma abordagem de identificação de bolhas imobiliárias via testes de cointegração e causalidade, diferentemente de Sachsida e Mendonça (2012) e Oliveira e Almeida (2014). Munidos de números nacionais de preços de imóveis e fundamentando estes em índices de preços relacionados ao custo de materiais de construção, da mão-de-obra relacionada, e preços de aluguel de 2001 a 2013 os pesquisadores lançam mão dos testes de Johansen (Cointegração) e Granger (Causalidade). Ao se executar os procedimentos econométricos se constata que as variáveis explicativas que possuíam mesma ordem de integração, condição necessária para cointegração, de fato compartilhavam entre si uma mesma tendência de longo prazo, isto é, se cointegravam. Com estes resultados em mãos, Moralejo et al (2016) confronta a hipótese de que poderia haver uma bolha imobiliária no país, dado que o preço

dos imóveis, empiricamente, acompanha seus fundamentos no longo prazo e não há, portanto, uma porção do preço que não esteja lastreada em um fator intrínseco aos imóveis.

Em Locatelli et al (2016) o objeto de estudo passa a ser uma outra metrópole brasileira, até então pouco explorada pela literatura, Belo Horizonte. Ao realizar análises descritivas com base no índice de Preço sobre Aluguel (P/A), os autores constatam que a dinâmica dessa variável apresentava em certos períodos uma trajetória explosiva, todavia como argumentam Oliveira e Almeida (2014) o crescimento acelerado desse índice é uma condição necessária, todavia não suficiente para a constatação de uma bolha. Dito isto, os autores realizam testes de raíz unitária sobre a variável P/A e identificam que houve um processo de bolha ocorrido em 2007, e que os níveis de P/A ainda se encontravam, à época do *paper*, excessivamente elevados, o que poderia ser um indício de que a bolha ainda teria espaço para uma maior depreciação, que por sua vez teria reflexos econômicos indesejáveis como mencionado anteriormente.

Araújo, Ferrari Filho, Bueno (2016) contribuem mais ainda para a literatura brasileira sobre bolhas ao serem um dos primeiros a realizar um estudo com uma ótica de crédito, componente tão importante quanto o aluguel no referencial teórico para a fundamentação do preço de ativos imobiliários. Ao mostrarem o aumento significativo da parcela do crédito imobiliário sobre o estoque total de crédito da economia entre 2005 e 2014, o que em última instância poderia ser um sinal de certa euforia na concessão de crédito semelhante ao ocorrido na Espanha em 2007 (Akin, et. al, 2013), os autores sugerem que o sistema de financiamento imobiliário estaria sustentado por uma base possivelmente frágil. A fim de comprovar empiricamente se a hipótese se confirmava, os autores conduzem testes de cointegração e MQO com base em variáveis de crédito e renda e constatam que apesar de os fundamentos explicarem parte do preço dos imóveis, cerca de metade do poder explicativo do modelo é relacionado a variável resposta defasada, ou seja, o preço atual era mais explicado por seu valor passado do que por fundamento, sugerindo assim viés especulativo na formação do preço desses ativos.

3. Metodologia

Como demonstrado anteriormente, a literatura prévia acerca de bolhas imobiliárias defende que o preço desses ativos deve refletir os seus fundamentos sejam eles de natureza macroeconômica (Moralejo et al, 2016) (Araújo, Ferrari Filho, Bueno, 2016) ou microeconômica (Sachsida e Mendonça, 2012) (Oliveira e Almeida, 2014), na não observação dessa conformidade haverá indícios para a existência desse fenômeno.

Uma das grandes dificuldades levantadas por acadêmicos brasileiros do tema é a escassez de dados suficientemente extensos para uma análise econométrica mais acurada. Para isso, o período a ser utilizado para fins estatísticos será aquele que conseguir abarcar todas as variáveis explicativas escolhidas no maior intervalo possível, no caso, de 2008 a 2019. Devido ao maior dinamismo, tamanho do mercado de *properties* e disponibilidade de dados, a metrópole que será o alvo das análises será São Paulo. Dado que se trabalhará com a evolução mensal de índices, majoritariamente, ligados a preços ao longo do tempo, serão utilizadas séries temporais.

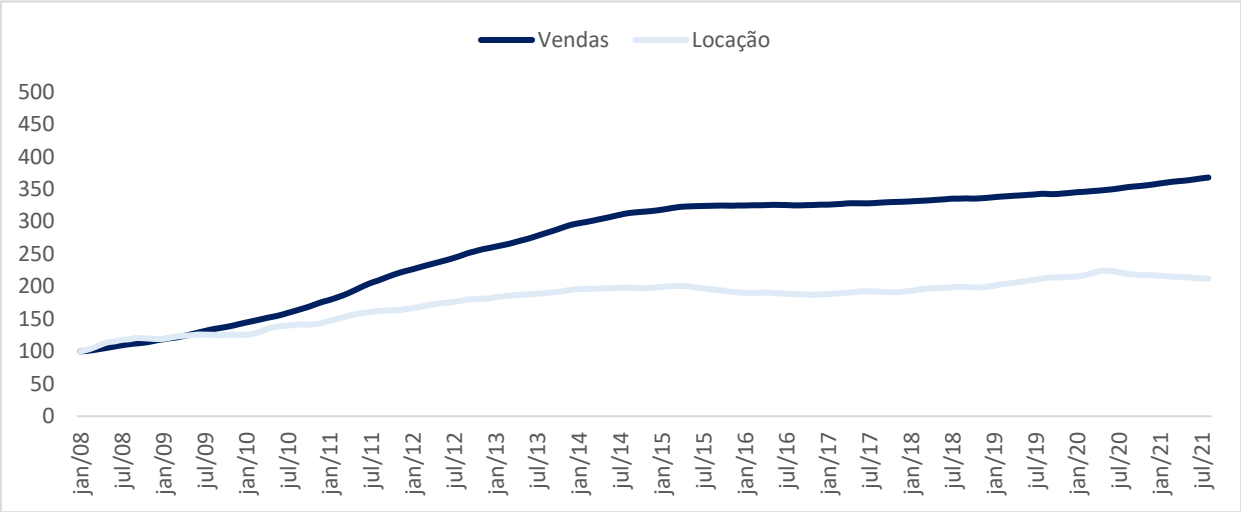
Como variável resposta será utilizado o Índice FIPEZAP Vendas (**Vendas***)* disponibilizado pela Fundação Instituto de Pesquisa Econômica (FIPE), que compila historicamente os valores de vendas dos imóveis em várias cidades do Brasil, como São Paulo. Como variáveis independentes e caracterizadoras dos fundamentos dos preços dos imóveis teremos:

1) **(Locac):** o FIPEZAP Locação, que analogamente ao FIPEZAP Vendas é disponibilizado pela FIPE, todavia compila os valores de aluguel, que configuram como o principal fundamento que rege o preço dos imóveis, além de refletirem sutilmente o preço do terreno como sugere Araújo, Ferrari Filho, Bueno (2016), um importante fator no custo das construtoras;
2) (**IGPM**): o Índice Geral de Preços-Mercado (IGP-M) disponibilizado mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), que é a principal métrica de reajuste para o valor dos aluguéis;

3) ***(IPCA)***: o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), disponibilizado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), alternativamente ao IGP-M dado que em períodos de volatilidade no dólar ou em commodities, ou ambos, o índice da FGV tende a se elevar de forma muito acentuada, o que engatilha negociações entre inquilinos e proprietários que findam por acordar em IPCA costumeiramente;
4) **(INCC)**: o Índice Nacional de Construção Civil (INCC), divulgado mensalmente pela FGV, busca refletir o comportamento dos preços de todos os insumos relacionados a Construção Civil, sejam eles matéria prima como aço e ferro, sejam eles mão de obra, que como sugerido por Sachsida e Mendonça (2012) estão intimamente relacionados ao ciclo imobiliário, consequentemente, ao preço de *properties*.
5) **(Crédito)**: a Carteira de Crédito Imobiliário no país, a qual é fornecida pela Associação Brasileira das Entidades de Crédito Imobiliário e Poupança (ABECIP), e configura como componente microeconômico essencial para o acesso a moradia e consequentemente capaz de afetar o preço dos imóveis.

Ao se comparar a variável Vendas com um de seus fundamentos mais diretos, o aluguel, representado pela variável Locação se observa que entre meados de 2009 e fim de 2015 houve uma forte disparada do preço de imóveis na cidade de São Paulo. No mesmo período, todavia os aluguéis na cidade cresceram a um ritmo mais modesto, dado que estes no início de 2015 eram cerca do dobro do valor de janeiro de 2008, ao passo que os imóveis estavam aproximadamente três vezes mais caros do que na mesma data-base.

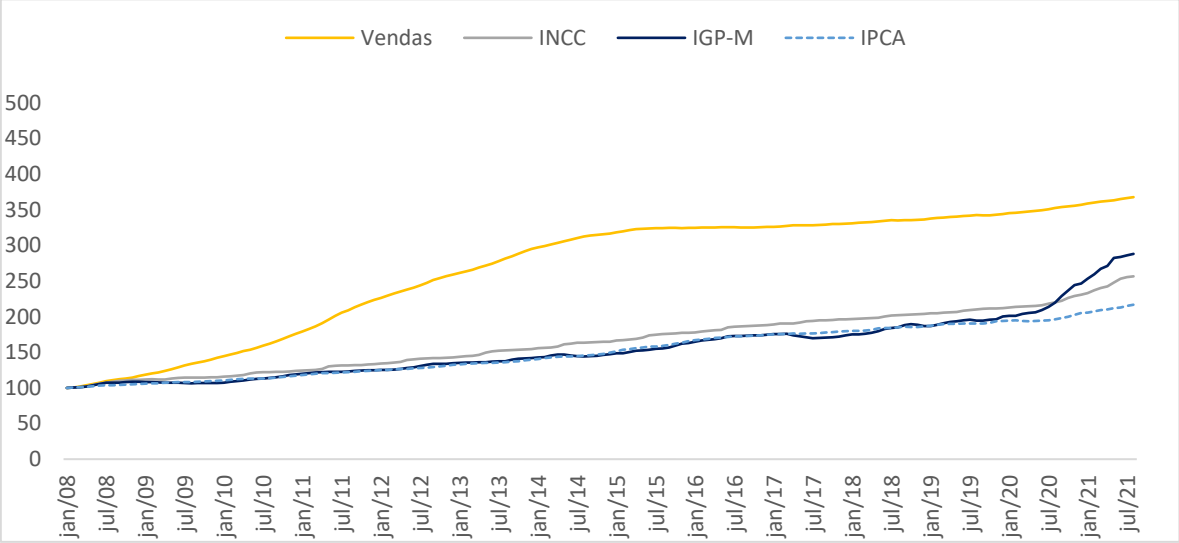
Gráfico 1 – Vendas vs. Locação (Índices ponderados de preço com base 100 = jan./2008)



Fonte: Elaborado pelo autor

Como se nota no Gráfico 2, os índices utilizados para reajuste dos aluguéis também se mantiveram em trajetória mais comportada do que a variável de preço no período de aceleração. Além disso, pela ótica do custo dos insumos indispensáveis à construção civil, representados pela variável do INCC, não foi observado tampouco uma alta expressiva no mesmo período que pudesse formar pressão sobre os preços dos imóveis. À luz dos gráficos, seria razoável aventar que os preços dos imóveis em ocasiões se comportam de maneira fortemente distinta de seus fundamentos no período, o que no limite caracterizaria uma bolha. O simples descolamento visual das variáveis, todavia, não é uma ferramenta suficientemente empírica para averiguar se há de fato uma bolha imobiliária, sendo necessário técnicas com maior robusteza para sua investigação.

Gráfico 2 – Vendas (Índice ponderado de preços) vs. IPCA, IGP-M e INCC (base 100 = jan./2008)



Fonte: Elaborado pelo autor

Uma das principais abordagens na academia é a utilização de testes de cointegração entre a variável resposta e seus fundamentos. O entendimento é que se essas variáveis compartilham uma mesma trajetória de longo prazo, cointegram, o aumento ou queda dos preços por mais abrupta que seja não caracterizaria uma bolha especulativa, mas caso o oposto ocorresse haveria então indícios do processo. Dois testes normalmente são utilizados para esse fim, o teste de Engle-Granger (Engle e Granger, 1987) e o teste de cointegração de Johansen (Johansen, 1988). Devido a uma maior incidência do segundo em artigos acerca do tema, será utilizado para fins econométricos no estudo o teste de Johansen.

O teste de cointegração de Johansen se origina a partir da estimação de um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR). Diferentemente de Engle Granger o teste não é calculado a partir dos resíduos da equação de cointegração, mas sim via uma matriz π que contém os vetores de cointegração de uma equação multivariada que se origina de:

$$\underset{\sim}{X_t} = \underset{\sim}{\emptyset_1} \underset{\sim}{X_{t-1}} + \underset{\sim}{\alpha_t} \tag{1}$$

Onde temos o VAR (1), exemplo, que dará origem a matriz π que é obtida a partir da primeira diferença da equação (1)

$$\Delta \underset{\sim}{X_t} = \pi \underset{\sim}{X_{t-1}} + \underset{\sim}{\alpha_t} \tag{2}$$

Sendo $\pi = -\left(\underset{\sim}{I_n} \quad -\underset{\sim}{\emptyset_1}\right)$

O teste busca identificar o posto da matriz π, isto é, o número de linhas não nulas da matriz. Caso o posto da matriz seja equivalente a 0, há indícios de que nenhuma equação no sistema apresenta relação de cointegração. O teste, portanto, é conduzido para averiguar se ao menos uma ou mais equações apresentam linhas não nulas na matriz, isto é, que possuem vetor de cointegração.

Antes de realizar o procedimento de Johansen, é de suma importância verificar se variáveis explicativas e variável resposta possuem mesma ordem de integração, ou seja, que são estacionárias ou em nível, ou em suas primeiras diferenças ou mais raramente em suas segundas diferenças, dado que se essa condição não é satisfeita necessariamente não haverá relação de cointegração entre as séries temporais estudadas. Para isso, é realizado o teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) que busca investigar a presença de raiz unitária no VAR. Caso haja evidências da presença desta raiz, isto é, da não rejeição da hipótese nula, não existe estacionariedade para esta variável na ordem testada, portanto de antemão não existe relação de cointegração.

Garantido que as variáveis compartilham de mesma ordem de integração, é necessário estimar os VARs para cada variável a ser utilizada no teste de Johansen e isso é feito via testes de lag ótimo, que será definido com base no critério de Akaike (Moralejo, et al, 2016). A estimação correta da ordem do VAR é essencial ao teste de Johansen dado que este é sensível à má especificação dos modelos e pode trazer resultados não precisos.

Caso o método de Johansen aponte para a existência de cointegração, o que aparentemente não é observado pelo descolamento do preço aos seus fundamentos, como visto nos gráficos 1 e 2, um segundo método para maior acurácia do modelo será o teste de causalidade de Granger. O procedimento busca identificar qual é o tipo de relação causal das variáveis cointegrantes, isto é, se a dinâmica é unidirecional ou se é bidirecional, também conhecida como *feedback*.

4. Resultados

Como primeira parte da abordagem econométrica é realizado o teste ADF, para confirmar a ordem de integração das variáveis. Ao se executar os testes é descoberto que, com exceção da variável INCC, todas as variáveis mostram-se estacionárias em suas primeiras diferenças, tanto as explicativas como a resposta, como evidenciado na tabela 1.

Tabela 1 – Resultado dos Testes Augmented Dickey-Fuller

Variável	Ordem de Integração	Passível de Cointegração com Vendas?
Vendas	I(1)	Sim
Locac	I(1)	Sim
IPCA	I(1)	Sim
IGP-M	I(1)	Sim
INCC	I(2)	Não
Crédito	I(1)	Sim

Fonte: Elaborado pelo autor

É válido ressaltar, todavia que um *input* vital para a realização do procedimento é a especificação correta do VAR de cada variável. Uma vez garantida a estacionariedade em mesma ordem de variáveis explicativas e resposta e especificação adequada do VAR via teste de lag ótimo (Apêndice A) é possível realizar o teste de cointegração de Johansen.

Há duas estatísticas possíveis de serem analisadas no teste de Johansen; a do Traço e a do Maior Autovalor. A literatura referente ao teste normalmente é defensora de que não existem diferenças significativas entre as duas estatísticas, sendo facultativo ao pesquisador qual número a ser utilizado. Com base em uma maior preferência de estudiosos pelo valor do Traço, este será utilizado para fins de análise neste artigo.

Tabela 2 – Resultado dos Testes de Cointegração de Johansen

Variável Explicativa	Valor do Teste	Valor Crítico 5%	Hipótese Nula	Variáveis Cointegram?
Locac	15,57351	15,49471	Rejeitada	Sim
IPCA	21,04927	15,49471	Rejeitada	Sim
IGP-M	12,10960	15,49471	Não Rejeitada	Não
Crédito	46,09729	15,49471	Rejeitada	Sim

Fonte: Elaborado pelo autor

A hipótese nula utilizada na tabela 2 é a de ausência de qualquer equação de cointegração entre Vendas e cada variável explicativa, de modo que sua rejeição, consequentemente sugere a existência de uma relação de cointegração. Com um nível de significância de 5%, há indícios para rejeitar a hipótese nula, no que tange as variáveis Locac, IPCA e Crédito (Apêndice B), isto é, no período analisado o preço dos imóveis não apresentou trajetória significativamente destoante de seus fundamentos para evidenciar uma bolha. A não rejeição da hipótese nula na variável IGP-M, apesar de inicialmente contraintuitiva, pode ser explicada pela composição desse índice, que carrega consigo um componente de dólar, o Índice de Preços no Atacado (IPA), e por questões exógenas pode apresentar certa volatilidade destoando assim do preço dos imóveis.

Como mencionado anteriormente o teste de Granger é aplicado na sequência do teste de Johansen, a fim de trazer maior detalhamento quanto as relações causais entre as variáveis cointegrantes, algo que o segundo procedimento não é capaz de responder. Com isso, temos:

Tabela 3 – Teste de causalidade de Granger

Variável	Granger Causa Vendas?	É Granger Causado por Vendas?	Relação
Locac	Sim[1]	Não	Undirecional
IPCA	Não	Sim[1]	Undirecional
Crédito	Sim[2]	Não	Undirecional

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota-se que como enfaticamente defendido na literatura prévia a variável Locac, correspondente ao aluguel, além de guardar uma relação de cointegração com o preço do imóvel atua no sentido unidirecional de afetar o preço dos imóveis (Apêndice C). Tal raciocínio é lógico,

dado que como o aluguel é visto como o dividendo do ativo, na medida que seu valor subisse o preço dos imóveis naturalmente acompanharia este movimento devido a agentes que buscariam capturar esse maior *yield* até o ponto de um novo equilíbrio, onde haveria um nível de preços maior.

A variável Crédito, curiosamente, apresentou p-valores superiores ao nível de significância 5% em ambas as equações, de qualquer modo, quando adotado um nível de 10%, a relação unidirecional fundamento-variável resposta é observada. A intuição para tal relação é guardada pelo fato de quanto maior for a oferta de crédito imobiliário, mais brandas tendem a ser as condições para o financiamento, consequentemente mais pessoas terão acesso ao imóvel próprio e pressionarão a oferta de imóveis.

Por fim, a variável IPCA mostrou-se passiva no teste, isto é, este fundamento na verdade está sendo Granger causado pela variável resposta, Vendas. Apesar de aparentar contraintuitivo, este resultado pode ser entendido devido a custos de moradia integrarem o IPCA, de forma que poderia haver uma relação de causalidade de *Vendas* sobre *IPCA*.

5. Conclusão

Com os resultados dos testes de cointegração de Johansen em mãos é possível concluir que os fundamentos mais exaustivamente abordados na literatura como o valor do aluguel e a carteira de crédito imobiliário guardam relação íntima de cointegração com o preço dos imóveis. Em outras palavras, por mais que os preços tenham apresentado comportamento fortemente ascendente, os fundamentos chave foram capazes de lastreá-los, isto é, empiricamente não houve descolamento do preço dos imóveis e seus fatores intrínsecos. Dito isto, no período analisado não é possível confirmar a existência de uma bolha imobiliária na região metropolitana de São Paulo.

Uma consideração que deve ser feita acerca do resultado é a diferença inerente do preço anunciado e o preço em que a transação efetivamente é executada. Como os proprietários preveem uma pedida menor de futuros compradores, naturalmente os preços de anúncio, como no ZAP, base do FIPEZAP, são postos à maior. Tal característica não se mostra prejudicial à descoberta do artigo, uma vez que tendo em vista que os preços efetivamente seriam mais baixos, os descolamentos presenciados potencialmente também seriam menores, corroborando com a descoberta da ausência de bolha imobiliária na cidade de São Paulo

É válido salientar também que no período analisado, 2008 a 2019, não são observados descolamentos estatisticamente significantes, todavia isto não garante que nos próximos anos não possa se presenciar uma aceleração de preços não lastreada. É verdade, que no passado recente a economia brasileira encontrou condições propícias para uma demanda habitacional mais forte, contudo as sucessivas altas das taxas de juros atualmente em curso no país inevitavelmente arrefeceram o mercado imobiliário. Dito isto, o cenário de um mercado imobiliário *bullish* para o futuro próximo é improvável.

Ademais, ao contrário do caso norte-americano ou até mesmo o espanhol, o Brasil encontra-se em robustos patamares de regulamentação financeira, de modo que existem travas e requerimentos que dificultam um alto grau especulativo em ativos imobiliários, principalmente residenciais. Soma-se a isso também, uma menor sofisticação financeira do Brasil no período analisado quando comparado aos EUA, onde era permitido um elevado grau de alavancagem via

instrumentos financeiros que, no limite, permitiam posições insustentáveis, que por sua vez foram responsáveis pelo colapso em 2008.

6. Limitações

Uma variável que é de extrema relevância para a determinação do preço dos imóveis é o valor do terreno (m²) na área que este imóvel está ou será construído, de forma que os empreendedores imobiliários em face de um preço de terreno elevado inevitavelmente terão de repassar esse aumento de custo no preço do imóvel. Devido à forte heterogeneidade de bairros e áreas em São Paulo é de difícil mensuração um valor médio do m² na cidade com disponibilidade mensal e que cubra o período analisado. Apesar de Araújo, Ferrari Filho, Bueno (2016) sugerirem que o aluguel é uma boa *proxy* para este preço, seria de boa valia contar com essa variável para os testes realizados.

Referências Bibliográficas

AKIN, Ozlem. G. MONTALVO, José. G. VILLAR, Jaume, PEYDRÓ, José Luis. RAYA, Josep Maria. ***The real estate and credit bubble: evidence from Spain***. 2014. SERIEs, 5(2–3), p.223–243. Barcelona, 2014.

ARAUJO, Assilio. FERRARI FILHO, Fernando. BUENO, Eduardo. ***Is There a Housing Bubble in Brazil? A Theoretical and Empirical Analysis.*** Análise Econômica, ano 34. N.66, p.149-172. Porto Alegre, 2016.

ENGLE, Robert. GRANGER, William John. ***Co-integration and error correction: representation, estimation and testing.*** Econometrica 55(2), p. 251-276. Nova Iorque, 1987.

JOHANSEN, SØREN. ***Statistical analysis of cointegration vectors.*** Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12(2). p. 231-254. Amsterdam, 1988.

LOCATELLI, Ronaldo L. INÊS, Haroldo M. LARA, José E. NOGUEIRA, Fernando T. P. ***Real Estate Market of A Brazilian Metropolis: Sustained Growth or Speculative Bubble?***, 2016, RAM: Revista de Administração Mackenzie, Vol. 18. São Paulo, 2017.

MORALEJO, Leandro I. SILVA, Pablo R. DA VEIGA, Claudimar P. DUCLÓS, Luis C. ***Brazilian Residential Real Estate Bubble.*** 2016. RAM: Revista de Administração Mackenzie, Vol. 18. São Paulo, 2017.

OLIVEIRA, Marcelo M.. ALMEIDA, Alexandre. ***Testing for rational speculative bubbles in the Brazilian residential real-estate market.*** Risk management post financial crisis: a period of monetary easing, contemporary studies in economic and financial analysis. Vol. 96, p. 401-416. Emerald Group Publishing Limited. Bingley, 2014.

SACHSIDA, Adolfo. MENDONÇA, MÁRIO J. **Existe Bolha no Mercado imobiliário Brasileiro?**. IPEA 1762, Brasília, 2012.

SHILLER, Robert J. CASE, Karl E. ***"Is There A Bubble in the Housing Market?".*** Brookins Papers on Economic Activity, Vol. 2003 ed. Cambridge: Brookings Press Institute, 2003. p. 299-342.

SHILLER, Robert J. CASE, Karl E***. Prices of Single-Family Homes Since 1970: New Indexes for Four Cities.*** Working Paper No. 2393. Cambridge: NBER, 1987.

TAIPALUS, K.. ***Detecting asset price bubbles with time-series methods***. Finlands Bank. Helsinki, 2012.

UOL. ***Como pode haver tanto prédio sendo construído em São Paulo na pandemia ?.*** São Paulo,2021. Disponível em: https://economia.uol.com.br/noticias/redacao/2021/10/27/por-que-tem-tanto-predio-sendo-construido-em-sao-paulo-na-pandemia.html. Aceso em 01 nov. 2021.

Apêndice A – Teste de Lag Ótimo

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LVENDAS LLOCAC
Exogenous variables: C
Date: 09/26/21 Time: 17:20
Sample: 2008M01 2019M12
Included observations: 124

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	244.2952	NA	6.88e-05	-3.907987	-3.862499	-3.889509
1	1023.891	1521.470	2.54e-10	-16.41760	-16.28114	-16.36217
2	1149.571	241.2229	3.57e-11	-18.38017	-18.15273*	-18.28778
3	1154.690	9.660911	3.51e-11	-18.39823	-18.07981	-18.26888
4	1161.693	12.98910	3.34e-11	-18.44666	-18.03726	-18.28035
5	1172.743	20.13962	2.98e-11	-18.56037	-18.06000	-18.35711
6	1184.687	21.38360	2.63e-11	-18.68850	-18.09715	-18.44828
7	1185.871	2.081868	2.75e-11	-18.64308	-17.96076	-18.36590
8	1198.049	21.01663	2.41e-11	-18.77498	-18.00168	-18.46085*
9	1203.243	8.795776	2.37e-11	-18.79424	-17.92996	-18.44314
10	1205.834	4.305862	2.43e-11	-18.77152	-17.81627	-18.38348
11	1211.491	9.214405	2.37e-11	-18.79824	-17.75201	-18.37323
12	1221.291	15.64822	2.16e-11	-18.89179	-17.75458	-18.42982
13	1226.014	7.389570	2.15e-11	-18.90345	-17.67526	-18.40453
14	1228.133	3.247559	2.22e-11	-18.87312	-17.55396	-18.33724
15	1236.108	11.96247	2.09e-11*	-18.93723*	-17.52709	-18.36440

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LVENDAS LIGPM
Exogenous variables: C
Date: 09/26/21 Time: 17:21
Sample: 2008M01 2019M12
Included observations: 124

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	130.0896	NA	0.000434	-2.065961	-2.020472	-2.047482
1	993.2327	1684.521	4.17e-10	-15.92311	-15.78664	-15.86767
2	1099.315	203.6100	8.03e-11*	-17.56960*	-17.34216*	-17.47721*
3	1101.394	3.922850	8.28e-11	-17.53861	-17.22019	-17.40926
4	1103.185	3.322028	8.59e-11	-17.50298	-17.09359	-17.33668
5	1108.150	9.049887	8.46e-11	-17.51855	-17.01818	-17.31529
6	1108.833	1.222030	8.93e-11	-17.46505	-16.87370	-17.22483
7	1110.776	3.416631	9.24e-11	-17.43188	-16.74955	-17.15470
8	1115.800	8.670047	9.10e-11	-17.44839	-16.67509	-17.13426
9	1121.012	8.826217	8.93e-11	-17.46793	-16.60365	-17.11684
10	1121.670	1.093647	9.44e-11	-17.41403	-16.45878	-17.02599
11	1131.090	15.34479*	8.67e-11	-17.50145	-16.45521	-17.07644
12	1133.395	3.681053	8.93e-11	-17.47411	-16.33690	-17.01215
13	1136.082	4.203052	9.15e-11	-17.45293	-16.22474	-16.95401
14	1141.712	8.626635	8.95e-11	-17.47922	-16.16005	-16.94334
15	1142.662	1.425471	9.43e-11	-17.43003	-16.01989	-16.85720

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LVENDAS LCREDITO
Exogenous variables: C
Date: 09/26/21 Time: 17:25
Sample: 2008M01 2019M12
Included observations: 42

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-54.55811	NA	0.050666	2.693243	2.775990	2.723573
1	112.7393	310.6952	2.13e-05	-5.082825	-4.834586	-4.991835
2	137.3186	43.30639	8.00e-06	-6.062791	-5.649060	-5.911143
3	137.7883	0.782825	9.50e-06	-5.894682	-5.315458	-5.682373
4	138.6087	1.289108	1.11e-05	-5.743269	-4.998554	-5.470302
5	143.0684	6.583467	1.10e-05	-5.765163	-4.854955	-5.431536
6	145.1108	2.820454	1.23e-05	-5.671944	-4.596244	-5.277657
7	147.9346	3.630603	1.33e-05	-5.615934	-4.374742	-5.160988
8	152.6426	5.604732	1.33e-05	-5.649647	-4.242963	-5.134042
9	155.2406	2.845479	1.49e-05	-5.582888	-4.010710	-5.006623
10	158.3161	3.075481	1.64e-05	-5.538863	-3.801193	-4.901938
11	174.2605	14.42586	9.99e-06	-6.107643	-4.204481	-5.410059
12	178.1344	3.136036	1.10e-05	-6.101639	-4.032985	-5.343396
13	183.7339	3.999599	1.15e-05	-6.177803	-3.943656	-5.358900
14	188.7962	3.133833	1.27e-05	-6.228391	-3.828752	-5.348828
15	207.6273	9.863917	7.67e-06	-6.934635	-4.369503	-5.994412
16	221.1576	5.798707	6.35e-06	-7.388459	-4.657835	-6.387578
17	225.6354	1.492602	8.94e-06	-7.411212	-4.515096	-6.349671
18	243.8339	4.332966	7.76e-06	-8.087329	-5.025720	-6.965128
19	259.2087	2.196400	1.09e-05	-8.628986	-5.401885	-7.446126
20	955.4710	33.15535*	4.11e-19*	-41.59386*	-38.20126*	-40.35034*

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LVENDAS LIPCA
Exogenous variables: C
Date: 09/26/21 Time: 17:24
Sample: 2008M01 2019M12
Included observations: 124

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	126.2402	NA	0.000462	-2.003875	-1.958387	-1.985397
1	1093.068	1886.873	8.33e-11	-17.53335	-17.39689	-17.47792
2	1188.791	183.7260	1.90e-11	-19.01275	-18.78531*	-18.92036*
3	1189.867	2.031817	1.99e-11	-18.96560	-18.64718	-18.83625
4	1191.380	2.806363	2.07e-11	-18.92549	-18.51609	-18.75918
5	1196.568	9.454321	2.03e-11	-18.94464	-18.44427	-18.74138
6	1198.644	3.716988	2.10e-11	-18.91361	-18.32226	-18.67339
7	1199.777	1.992145	2.20e-11	-18.86737	-18.18505	-18.59019
8	1202.940	5.459204	2.23e-11	-18.85388	-18.08057	-18.53974
9	1208.171	8.858620	2.19e-11	-18.87373	-18.00945	-18.52264
10	1211.593	5.684974	2.21e-11	-18.86441	-17.90915	-18.47636
11	1225.599	22.81609*	1.89e-11*	-19.02579*	-17.97956	-18.60079
12	1225.839	0.383156	2.01e-11	-18.96515	-17.82794	-18.50318
13	1228.910	4.804958	2.05e-11	-18.95017	-17.72198	-18.45125
14	1229.894	1.508085	2.16e-11	-18.90152	-17.58236	-18.36565
15	1231.861	2.950026	2.24e-11	-18.86873	-17.45859	-18.29590

Apêndice B – Teste de Johansen

Date: 09/26/21 Time: 12:34
Sample (adjusted): 2009M05 2019M12
Included observations: 128 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LVENDAS LLOCAC
Lags interval (in first differences): 1 to 15

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.107044	15.57351	15.49471	0.0487
At most 1	0.008414	1.081574	3.841465	0.2983

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Date: 09/26/21 Time: 12:37
Sample (adjusted): 2008M04 2019M12
Included observations: 141 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LVENDAS LIGPM
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.078373	12.10960	15.49471	0.1517
At most 1	0.004260	0.601925	3.841465	0.4378

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Date: 09/26/21 Time: 12:39
Sample (adjusted): 2009M10 2013M02
Included observations: 41 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LVENDAS LCREDITO
Lags interval (in first differences): 1 to 20

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.673278	46.09729	15.49471	0.0000
At most 1	0.005663	0.232835	3.841465	0.6294

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Date: 09/26/21 Time: 12:42
Sample (adjusted): 2008M04 2019M12
Included observations: 141 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LVENDAS LIPCA
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.095909	21.04927	15.49471	0.0066
At most 1 *	0.047305	6.832916	3.841465	0.0089

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Apêndice C – Teste de Granger

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 09/26/21 Time: 12:36
Sample: 2008M01 2019M12
Lags: 15

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LLOCAC does not Granger Cause LVENDAS	129	1.92654	0.0292
LVENDAS does not Granger Cause LLOCAC		1.60549	0.0859

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 09/26/21 Time: 12:40
Sample: 2008M01 2019M12
Lags: 20

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LCREDITO does not Granger Cause LVENDAS	42	104.598	0.0769
LVENDAS does not Granger Cause LCREDITO		55.2940	0.1056

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 09/26/21 Time: 12:44
Sample: 2008M01 2019M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LIPCA does not Granger Cause LVENDAS	142	1.08932	0.3393
LVENDAS does not Granger Cause LIPCA		3.33060	0.0387