



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE
E SECRETARIADO
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CURSO CIÊNCIAS ECONÔMICAS

WANNESKA MARIA QUEIROZ RAMOS

ANÁLISE DOS FATORES MACROECONÔMICOS QUE INTERFEREM NO
COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS NO BRASIL

FORTALEZA
2014

ANÁLISE DOS FATORES MACROECONÔMICOS QUE INTERFEREM NO
COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS NO BRASIL

Monografia submetida à Banca Examinadora,
da Faculdade de Economia da UFC, como
requisito para a obtenção da graduação.
Orientador: Prof. Dr. Marcelo de Castro
Callado

Aprovada em: 26/11/2014.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Marcelo de Castro Callado (Orientador)

Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Prof. Dr. Jose Henrique Félix da Silva

Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Prof. Dr. Guilherme Irffi

Universidade Estadual do Ceará (UFC)

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade

- R147a Ramos, Wanneska Maria Queiroz.
Análise dos fatores macroeconômicos que interferem no comportamento dos preços dos imóveis no Brasil / Wanneska Maria Queiroz Ramos. – 2014.
21 f. : il. color., enc. ; 30 cm.
- Monografia (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Curso de Ciências Econômicas, Fortaleza, 2014.
Orientação: Prof. Dr. Marcelo de Castro Callado.
1. Mercado imobiliário. 2. Macroeconomia. I. Título.

ANÁLISE DOS FATORES MACROECONÔMICOS QUE INTERFEREM NO COMPORTAMENTO DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS NO BRASIL

Autora: Wanneska Maria Queiroz Ramos

Orientador: Marcelo de Castro Callado

RESUMO

O presente artigo tem como objetivo analisar quais os fatores macroeconômicos que interferem no comportamento dos preços dos imóveis no Brasil, no período de Agosto de 2011 a Julho de 2014. A principal justificativa para tal é o fato de que nos últimos anos o mercado imobiliário brasileiro apresentou um aumento significativo nos preços dos imóveis. Neste contexto, utilizou-se de uma pesquisa de caráter descritiva, bibliográfica e documental, além de uma análise econométrica, utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados da regressão indicam que 80% do comportamento do preço dos imóveis no Brasil são explicados pelas variáveis Renda e Selic.

Palavras-chave: Mercado Imobiliário. Preço do Imóvel. Selic.

ABSTRACT

This article aims to analyze what are the macroeconomic factors that interfere in the conduct of real estate prices in Brazil, in the period of August 2011 to July 2014. The main rationale for this is the fact that in recent years the Brazilian real estate market showed a significant increase in housing prices. In this context, used a descriptive character search, bibliographical and documentary, in addition to an econometric analysis, using the Ordinary Least Squares Model (OLS). The regression results indicate that 80% of the behavior of the price of real estate in Brazil are explained by the variables income and Selic.

Keywords: Real Estate Market. Price of the property. Selic.

1 INTRODUÇÃO

O bem habitação é essencial para todo cidadão. A aquisição de um imóvel para morar ou mesmo usá-lo como investimento é certamente o desejo de muitos brasileiros que idealizam ter um lugar para viver ou até mesmo usarem o imóvel como um ativo rentável. No entanto, observa-se nos últimos anos uma valorização no mercado imobiliário, onde os preços dos imóveis crescem em um ritmo acelerado no qual nem sempre são acompanhados pela renda.

Mediante a este cenário, a construção civil se tornou um segmento de grande atratividade tanto para os investidores quanto para os empresários (OLIVEIRA, 2013). Instalaram-se no Brasil diversas empresas, algumas dessas se destacam: Cyrela, Brookfield, Gafisa. Os números de estabelecimentos fixados aqui foram de 172.703 em 2010 para 208.537 em 2012 de acordo com os dados gerados pela CBIC (Câmara Brasileira da Indústria da Construção).

É importante salientar que o setor imobiliário esteve estagnado por um longo período. Em meados de 2005, com a estabilidade e o crescimento da economia brasileira o setor começa a mostrar desenvolvimento, o mercado imobiliário aproveitou-se da favorável condição dos efeitos deste panorama. A título de comparação na cidade de São Paulo foi verificada uma valorização superior a 150% entre janeiro de 2008 e o último mês de outubro de 2012 segundo o índice FIPE ZAP de preços anunciados dos imóveis (CANDIDO, 2012).

Sendo assim, este trabalho tem por objetivo analisar quais os fatores macroeconômicos que influencia o crescimento dos preços dos imóveis no Brasil. Além disso, diante das especulações de bolha no setor, será feito na seção 2 um estudo sobre as bolhas ocorridas em países como Estados Unidos e Espanha, como também uma breve discussão da valorização do mercado imobiliário brasileiro. As análises das bolhas incididas nesses países se mostram relevantes para que se possam fazer inferências quanto ao setor brasileiro.

Posteriormente, na seção 3 aborda a descrição da metodologia utilizada para o desenvolvimento do estudo, como descrição dos métodos adotados. Na seção 4 será mostrada a análise dos dados, desenvolvendo procedimentos estatísticos para checar a relação das variáveis adotadas com a influência nos preços dos imóveis. Na última seção são feitas as considerações finais, onde são seguidas de algumas anotações e sugestões sobre o referido tema.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

As mudanças ocorridas no Brasil de 2005 para os anos atuais com a valorização do mercado imobiliário e o desaquecimento do mercado atualmente, especula-se sobre a existência de uma bolha imobiliária no país. Em virtude disto, se fará uma análise das principais crises imobiliárias ocorridas nos Estados Unidos e na Espanha, com o objetivo de explicar a criação dessas bolhas e seu estouro, como também analisar o setor no Brasil.

2.1 Bolha Americana

A crise imobiliária americana com estopim em 2007 teve como consequência três fatores segundo Mendonça e Sachsida (2012): a taxa de juros manteve-se por um longo período muito baixa; políticas públicas norteadas para universalizar a aquisição de imóveis próprios a segmentos de agentes econômicos no qual não tinham condições de manter com os pagamentos dos empréstimos concedidos (conhecido como *subprimes*); e, por último, as restrições colocadas em determinadas áreas dos Estados Unidos a construções de imóveis, o que encareciam os seus preços por conta da limitação de oferta.

Segundo D'Agostini (2010), a bolha nos EUA começou a formar-se em 1997. Com a recessão iniciada no final do ano 2000; a redução da taxa de juros, a partir dos ataques de 11 de setembro de 2001, estimulou a expansão do crédito imobiliário americano. O mercado americano de hipotecas movimentou entre 2001 e 2006 em média US\$ 3 trilhões ao ano de novas operações sendo que em 2003 atingiu cerca de US\$ 4 trilhões. Isso foi resultado do afrouxamento das exigências do crédito hipotecário, devido à forte inserção das classes tomadoras de empréstimos que não possuem um histórico de crédito aceitável para financiamentos, além disso, a elevação de securitização desses créditos (BORÇA E TORRES, 2008).

Observa-se também outro impasse do mercado hipotecário norte-americano as operações de longo prazo, característica do crédito imobiliário *subprime* que agravavam ainda mais o risco.

Eram operações (..), normalmente de trinta anos, que envolviam dois regimes de pagamento. Havia um período inicial curto, de dois ou três anos, em que as prestações e as taxas de juros eram fixas e relativamente baixas. Seguia-se outro, de 27 ou 28 anos, em que as prestações e os juros eram mais

elevados e reajustados periodicamente com base em taxas de mercado. Eram os chamados empréstimos do tipo 2/28 ou 3/27. Os tomadores *subprime* normalmente enfrentavam dificuldades para continuar honrando essas dívidas quando o período em que as prestações estavam baixas e fixas chegava ao final. (...) a saída mais comum era trocar a dívida existente por uma nova hipoteca do tipo 2/28 ou 3/27, só que de valor mais elevado. (TORRES, 2009, p. 25-26).

Existiam outras formas de contratos, os chamados *interest-only loan*, com formas semelhantes ao contrato anterior, “nos quais os tomadores honravam, por um determinado período inicial, apenas os juros relativos ao financiamento imobiliário” (BORÇA; TORRES, 2008, p.138).

Tendo em vista as facilidades no mercado dos EUA como as imposições feitas pelo governo em que os bancos pudessem conceder empréstimos sem verificar o histórico de crédito do mutuário, permitindo a entrada de pessoas com poder aquisitivo baixo a se tornar tomadores de hipotecas. No momento em que o tomador começa a ter dificuldades em pagar o financiamento, as soluções encontradas eram a obtenção de novas hipotecas, alimentando assim a rolagem da dívida e o adiamento do estouro da bolha. Esse sistema permitia a expansão das operações das instituições financeiras, como também a incorporação do seguimento *subprime* ao mercado.

No entanto, a expansão do mercado imobiliário norte-americano desacelerou no momento em que a taxa básica de juros começou a se elevar gradualmente, quando o Banco Central Americano (FED) começou o processo de elevação dos juros, passando de 1% ao ano em maio de 2004 até atingir 5,25% ao ano, em junho de 2006 (D'AGOSTINI, 2010). Ocorrido à contração monetária, a partir de 2007 pode-se constatar uma significativa queda nos preços dos imóveis impossibilitando a continuidade do processo de refinanciamento das hipotecas, que geraria o aumento da inadimplência e execuções dos empréstimos do segmento *subprime* (BORÇA; TORRES, 2008).

A elevação dos juros fez com que o tomador de empréstimo encontrasse problemas em honrar os pagamentos das suas dívidas, e o crescente avanço de inadimplentes fez com que os bancos de investimentos que haviam adquirido títulos lastreados em hipotecas repentinamente não mais auferissem essa receita. Diversos bancos começaram a enfrentar problemas de liquidez, e com seu capital afetado, os bancos interromperam as concessões de novos empréstimos (ROQUE, 2013).

Em decorrência do aumento dos juros, da inadimplência dos tomadores de empréstimos houve uma retração do crédito e o estouro da bolha imobiliária norte-americana.

O governo americano, desde 2008, vem procurando amenizar os efeitos dessa crise com o intuito de evitar uma nova queda nos preços dos imóveis e, conseqüentemente, restabelecer a liquidez. Para evitar uma recessão, o FED reduziu a taxa de juros básica na economia a fim de estimular a demanda agregada e retomar o crescimento econômico.

2.2 Bolha Espanhola

A diminuição da taxa de juros básica na Espanha, o acesso à liquidez global e a austeridade fiscal do governo incentivaram o investimento privado, principalmente no campo da construção civil. Com a diminuição da taxa de desemprego e o aumento da renda dos trabalhadores, as facilidades do crédito estimularam uma forte demanda imobiliária. Diante da alta demanda por imóveis houve uma resposta do lado da oferta, o estoque de imóveis teve um aumento real de 20,8 milhões em 2001 para 25,1 milhões em 2008, crescimento em torno de 21% (DUARTE, 2012).

Enquanto a demanda e o crédito fluíam, os preços dos imóveis espanhóis aumentava. No período de 1997 e 2007, os financiamentos de imóveis como porcentagem do PIB saltou de 28,4% para 102,9% (DUARTE, 2012). Em resposta a este cenário veio o endividamento das famílias, no final de 2008 existiam em torno de 1 milhão de imóveis não vendidos, o percentual de famílias endividadas foi para 84% do PIB (LOPEZ; RODRIGUEZ; RUGITSKY, 2012).

Com o colapso da crise imobiliária espanhola, as incorporadoras em crise foram em busca de empréstimos junto aos bancos. Na necessidade de salvar o setor da falência, houve fusões entre bancos privados e do governo. Na sequência, foram adotadas medidas de maior rigidez, através de cortes orçamentários, congelamentos salariais e desmonte dos programas sociais, vistos como uma oportunidade de “ajustes setoriais” (LOPEZ; RODRIGUEZ; RUGITSKY, 2012).

Com o impacto da crise a economia espanhola entrou em recessão, nos anos de 2008 a 2010. A taxa de desemprego aumentou de 8,4% em 2007, para 20,1% em 2010. O país em crise a dívida pública foi de 36,1% em 2007 para 60,1% em 2010, o superávit da Espanha em 2007 foi de 1,9% sendo que o déficit apresentou 9,2% em 2010 (DUARTE, 2012).

Os efeitos gerados pelo mercado imobiliário repercutiram em toda a economia, o banco central espanhol buscava combater a inflação e retomar o crescimento do país através de programas de austeridade econômica como as medidas já citadas acima.

2.3 Valorização no preço dos imóveis no Brasil

Diante da estabilidade e do crescimento econômico brasileiro vivenciado nos últimos anos, o setor imobiliário passou por um forte aquecimento proporcionado pelo equilíbrio dos preços; mudanças no que concerne ao crédito imobiliário e na construção civil, quedas na taxa de juros, sendo a taxa de 7,25% o menor patamar histórico da taxa Selic que vigorava desde outubro de 2012; expansão do crédito direcionado, além de política pública habitacional, como os programas de incentivo para aquisição da casa própria entre a população de baixa renda

A economia estável e o mercado de trabalho aquecido proporcionaram a diminuição da taxa de desemprego e a elevação da renda familiar. Por meio de das mudanças legislativas no que concerne ao crédito e a construção civil, estímulo a moradia e as políticas públicas do governo específicas, como o redirecionamento dos recursos da poupança e do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço FGTS para o sistema de financiamento da casa própria ajudaram a dar mais ímpeto ao mercado imobiliário.

De janeiro de 2010 a março de 2012, houve uma variação de 43% do preço médio de venda dos imóveis no Brasil. Nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro, o preço de venda dos imóveis variou de 132% e 168% ao mesmo tempo (MENDONÇA; SACHSIDA, 2012). O preço do metro quadrado mais caro no Brasil é da cidade do Rio de Janeiro custando R\$ 10.538, seguido de Brasília com R\$ 8.155 e São Paulo com R\$ 8.003, conforme as notas metodológicas de abril da FIPE.

O volume de crédito no país cresceu cerca de 110% em termos reais no período 2005 a 2010, provocando um aumento de sua participação em função do Produto Interno Bruto (PIB) de 28,3% para 46,4% em 2010 (BEZERRA, 2013).

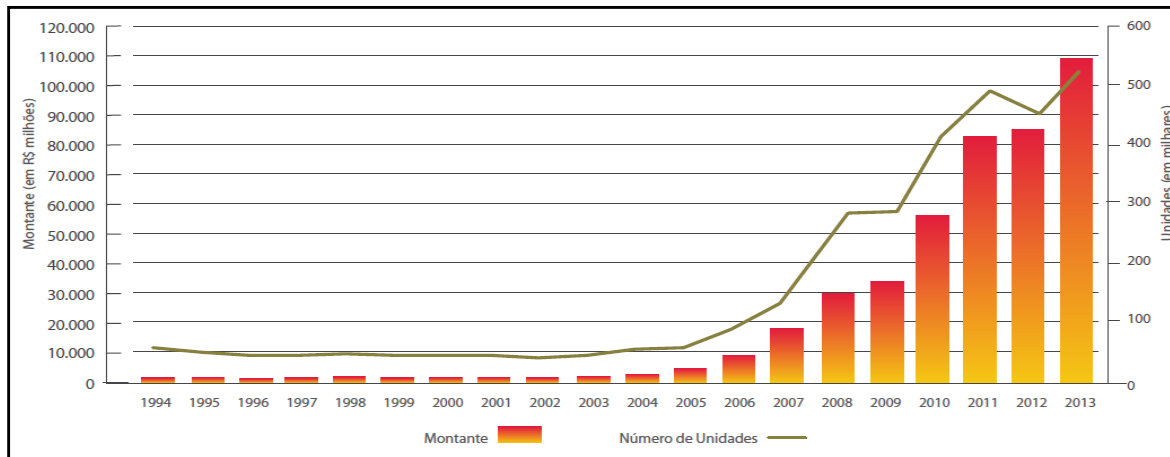
Os financiamentos realizados pelo Sistema Financeiro da Habitação (SFH) tendem a ter taxas mais baixas, são mensurados pelo governo e usam recursos da poupança e do FGTS, no qual contemplam imóveis com o valor de até R\$ 750 mil para os estados de São Paulo, Rio

de janeiro, Minas Gerais e Distrito Federal; e com o limite de R\$ 650 mil para os demais estados.

Além desses valores, o financiamento é feito fora do SFH. Os juros cobrados na modalidade de financiamento de imóveis podem ser: pré-fixadas, no qual os juros concordados no ato do contrato se mantêm até o final das prestações; e o pós-fixados, têm uma taxa pré-fixada, porém corrigida mensalmente pela variação da Taxa Referencial (TR).

Na figura 1 pode-se verificar a evolução do financiamento imobiliário ocorrida em um longo período com recursos concedidos pelo Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS), o financiamento registrado no ano de 2013 chegou a R\$ 39,50 bilhões, o equivalente a um crescimento de 10,2% em relação ao ano anterior.

Figura1- Financiamentos imobiliários cedidos com recursos do FGTS



Fonte: Anuário Uqbar 2013

A Caixa Econômica Federal, o principal agente público para financiamento de moradia no Brasil, alcançou em 2013, R\$ 134,9 bilhões em contratações do crédito imobiliário. Nos últimos três anos, foram mais de R\$ 300 bilhões em crédito para aquisição da casa própria cedidos somente pelo banco (CAIXA, 2014).

Atualmente, a economia brasileira começou a dar sinais de desaceleração após os quatro anos da crise internacional de 2008. A taxa básica de juros (Selic) em março de 2013 estava em 7,25%, patamar mínimo desde a sua criação, passando para os atuais 11,25% em novembro de 2014. O cenário de baixo crescimento do país somado com a alta dos juros, inflação e o dólar em alta, provocam insegurança por parte dos empresários e da população afetando diretamente o setor imobiliário.

A forte concorrência do setor somado com a grande oferta de imóveis e as mudanças econômicas do país acarretaram no menor crescimento no preço dos imóveis comparado nos últimos dois anos segundo levantamento do Banco Central. Até 2011, a cada ano, os preços dos imóveis aumentaram mais de 20%, em janeiro de 2013 em comparação com os preços de 2012, a valorização foi de 10% (CTE, 2014).

Segundo o índice FIPE ZAP, primeiro indicador com abrangência nacional que acompanha o preço dos imóveis anunciados desde 2010, o preço dos imóveis iniciou o ano de 2014 em desaceleração. Em Janeiro de 2014, o índice na cidade de Brasília apresentou retração nos preços de - 0,3%, enquanto que São Paulo, o índice foi de 0,7% registrando o menor aumento de toda a série histórica anunciada pelo índice desde 2008. Já em abril do mesmo ano, a cidade de Fortaleza lidera com maior alta nos preços dos imóveis de 4,04%, em São Paulo obteve um leve alta de 2,85%, no entanto Porto Alegre depara com maior queda - 1,63%.

Em matéria divulgada no Estadão (2014), considera-se a estabilização dos preços um fator positivo para os compradores como também para equilíbrio do mercado imobiliário, pois evita que os compradores precipitem a compra do imóvel, evitando a inadimplência e a perda do bem. No Brasil, existe um forte rigor do Banco Central com as regras do financiamento, diferentemente no que ocorria nos Estados Unidos.

As instituições financeiras no Brasil possuem acesso às informações relevantes sobre seus clientes para poder selecionar e analisar adequadamente os riscos de suas operações. Ampliação da segurança jurídica dos contratos, aceitando que os bancos minimizem as perdas associadas à inadimplência. A estrutura legal inibe a oferta de crédito, levando os bancos a maior rigor na preferência dos clientes e pressionando o prêmio de risco exigido do conjunto de tomadores (BACEN, 2014).

No Congresso Nacional de Corretores de Imóveis o palestrante Teotônio Rezende, diretor-executivo de habitação da Caixa, alega que o mercado imobiliário brasileiro apresentou um longo período de estagnação, e retomou seu crescimento de forma bastante acelerada até inícios de 2012 devido à supervalorização dos imóveis. Mediante a desaceleração dos preços, o mercado imobiliário atinge atualmente um período de maturidade e estabilidade. Acredita que a valorização do setor imobiliário deva ter continuidade mais de forma contida (CONACI, 2014).

3 METODOLOGIA

Para chegar aos objetivos desejados da pesquisa será utilizada a metodologia do tipo descritiva. Em relação aos procedimentos técnicos, o estudo se baseia em pesquisa documental, utilizando coleta de dados secundários, realizada em fontes como relatórios conjunturais do mercado imobiliário, matérias de jornais e revistas, tabelas estatísticas.

Enquanto o principal procedimento empregado partiu do estatístico, técnica utilizada foi o modelo de análise de regressão múltipla. A análise de regressão tem como estudo da dependência de uma variável, variável resposta, em relação a uma ou mais variáveis, variáveis explicativas, com finalidade de achar uma equação que melhor represente a relação entre elas (GUJARATI, 2000).

O modelo convencional de regressão múltipla, no qual será aplicado no trabalho segue:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + U_i = Y' + U_i \quad (1)$$

A equação de modelo linear clássico, no qual o Y é a variável dependente; X = (X₁, ..., X_k) são as variáveis independentes; β₀ é o intercepto da equação; β = (β₀, β₁, ..., β_k) são os coeficientes da regressão; U_i é o termo de erro aleatório; e Y' é a estimativa para a variável dependente, calculada em função das variáveis explicativas compreendidas (GUJARATI, 2000).

O modelo escolhido nesse trabalho foi baseado no estudo feito pelos autores Mendonça e Sachsida divulgados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Estimam uma equação fundamental para os preços dos imóveis, utilizando dados de séries de tempos agrupados para os estados de São Paulo e Rio de Janeiro, conforme apresentado no quadro 1.

Quadro 1 – Equação fundamental para os preços dos imóveis

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 E_1 q_{t+1} + \beta_2 d_t + \beta_3 i_t + \beta_4 SP + v_{t+1}$$

Fonte: Mendonça e Sachsida (2012, p. 32)

q_t é o preço de venda do imóvel,

d_t é o preço do aluguel,

i_t a taxa de juros,

SP é uma variável dummy para diferenciar a cidade de São Paulo,

$E1 q_{t+1}$ como Proxy, será usado o próprio valor da variável q_t em $t+1$, procedimento que embute um erro de medida.

O objetivo é estimar os coeficientes através do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), para isso algumas propriedades precisam ser satisfeitas: o termo erro tem média zero; o erro tem variância constante sendo homoscedástico; ausência de autocorrelação nos resíduos, independência entre os erros (GUJARATI, 2000).

Todos esses processos de estimação e análise de regressão serão feitos a partir do software R. Pela maior disponibilidade de informações e números coletados, a base desse trabalho será a valorização dos preços dos imóveis no Brasil. O período para as análises será compreendido entre agosto de 2011 a julho 2014 com intuito de melhor explicar seus efeitos.

3.1 Dados

A seleção das variáveis foi baseada em vários trabalhos que discorrem sobre o tema e que utilizam o modelo MQO. A partir desse modelo, se fará uma relação entre as variáveis macroeconômicas que possam interferir na formação do preço dos imóveis. As variáveis selecionadas foram:

- Taxa básica de juros, Selic (Banco Central)
- Renda média dos brasileiros admitidos Ministério do Trabalho e Emprego – Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (MTE-CAGED)
- Custo unitário básico, CUB Brasil
- Índice geral de preços no mercado, IGP-M (Portal Brasil)
- Variação do preço de venda (FIPE/ZAP)

Usa-se como referência de taxa de juros básica da economia, a taxa Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia), é uma taxa de juros fixada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM) do Banco Central do Brasil criada desde 1980, serve como parâmetro para todas as demais taxas da economia, por tanto se faz necessário a utilização da Selic no modelo da pesquisa por ser uma variável importante na economia do país.

Convém analisar também no modelo a renda nacional dos brasileiros, a variável em análise é importante, pois representa o poder de pagamento por parte dos agentes demandantes, fundamental para o desenvolvimento do mercado imobiliário brasileiro.

Em busca de uma melhor exatidão da influência dos custos da construção civil sobre a mudança dos preços, se fará uso do Custo Unitário Básico (CUB). O CUB é um indicador monetário que mede os custos básicos da construção civil, é através dessa taxa que as incorporadoras e construtoras pode verificar o custo básico dos empreendimentos lançados no mercado.

O uso do Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M) como uma das variáveis explicativas se faz importante, pois é um indexador que mede a inflação para toda a população sem restrição de nível de renda, como também é usado como base para os reajustes dos contratos de alugueis.

Por conseguinte, destina-se como variável resposta, a variação dos preços dos imóveis anunciados, determinados pelo índice FIPE ZAP composto. É um índice novo que acompanha a variação mensal dos preços dos imóveis em sete cidades brasileiras (Belo Horizonte, Brasília, Fortaleza, São Paulo, Rio de Janeiro, Recife e Salvador) desde setembro de 2010, sendo utilizado como base de análise em várias pesquisas.

4 ANÁLISE DOS DADOS

Diante do que foi presenciado no mercado imobiliário ilustrado pelo vertiginoso aumento dos preços dos imóveis nos últimos cinco anos e a estabilização do setor atualmente, é importante analisar os efeitos das variáveis macroeconômicas na determinação da alta nos preços dos imóveis. Alguns estudos realizados sobre o assunto adotam modelos de preço hedônico, que “são definidos como preços implícitos dos atributos e são revelados para os agentes econômicos através do preço observado de produtos diferenciados e a quantidade específica de características associadas a eles” (NETO, 2002, P.35).

Porém, para uma correlação com o mercado será necessário um enfoque macroeconômico, utilizando variáveis como renda e taxa de juros, deixando de lado a comparação direta dos preços com a característica do imóvel, mas fazendo um confronto da alta dos preços imobiliários com os dados do mercado.

4.2 Resultados

Com base no que já foi explanado, nesta seção será mostrado os resultados da equação fundamental para a explicação do comportamento nos preços dos imóveis no país. Para isso, consideremos a seguinte regressão:

$$PREÇO_t = \beta_0 + \beta_1 SELIC_t + \beta_2 RENDA_t + \beta_3 CUB_t + \beta_4 IGP_t + U_i \quad (2)$$

Onde $PREÇO_t$ é a variável dependente, ou seja, variação dos preços dos imóveis anunciados; as variáveis explicativas são: $SELIC_t$ taxa de juros, $RENDA_t$ renda dos trabalhadores brasileiros, CUB_t o custo unitário básico e IGP_t o índice geral dos preços. Os coeficientes da regressão são $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3 \text{ e } \beta_4)$. Quanto aos sinais esperados pelos coeficientes espera-se sinal positivo tanto para Selic como para Renda.

Isto posto, passemos para a observação dos resultados estatísticos obtidos na equação (2), tendo como efeito a tabela abaixo:

Tabela 1: Primeiro modelo de regressão

MQO, usando as observações 2011:08-2014:07 (T = 36)				
Variável dependente: Preços				
	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>
Interseção	-20,0523086	10,59447942	-1,892712973	0,0677653
SELIC(12 m)	2,252714233	0,415282786	5,424530732	6,35681E-06
Renda	1,276632529	0,343993558	3,711210574	0,000809409
CUB(12 m)	0,183388712	1,335146866	0,137354711	0,891638677
IGP-M	0,320287145	0,291991614	1,096905287	0,281130759
<u>Estatística de regressão</u>				
R Múltiplo	0,906278822	Erro Padrão	2,40815059	
R- Quadrado	0,821341303	F(4,31)	35,62880066	
R- Quadrado Ajustado	0,798288568	F de significação	3,50002E-11	

Fonte: Elaboração própria partir dos resultados obtidos pelo software R

Como faz notar, duas variáveis explicativas se mostraram insignificantes, foram elas as variáveis CUB e IGP-M. Quanto à variável CUB, cabe levantar o fato que o custo unitário básico representa um custo parcial da obra e não total, ficando fora do cálculo itens como o custo do terreno, equipamentos e instalações, e vários outros. O IGP-M também mostra pouca significância, dessa forma, será necessário uma nova regressão sem que as duas variáveis estejam presentes, além do que o sinal para a taxa Selic é o contrário do que se esperava.

A despeito do ocorrido, são expressos os resultados da nova regressão múltipla na tabela abaixo:

Tabela 2: Segundo modelo de regressão

MQO, usando as observações 2011:08-2014:07 (T = 36)				
Variável dependente: Preços				
	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>
Interseção	-15,8321179	2,641125845	-5,994457969	9,81E-07
SELIC	2,258566879	0,390587807	5,782481789	1,8309E-06
Renda	1,163655561	0,322040108	3,613387071	8,83406E-13

Estatística de regressão

R Múltiplo	0,902231042	Erro Padrão	2,381373752
R- Quadrado	0,814020854	F(2,33)	72,21962428
R- Quadrado Ajustado	0,80274939	F de significação	3,50002E-11

Fonte: Elaboração própria partir dos resultados obtidos pelo software R

A tabela 2 expõe as variáveis mais significativas para o modelo. Pode-se observar que o coeficiente de determinação R^2 ajustado indicou que 80% da variação no preço dos imóveis no Brasil são explicadas pelas variáveis de entrada Selic e Renda. Nos parâmetros estimados as duas variáveis se mostraram significantes ao nível de 1%.

Quanto a verificar a existência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas, utilizou-se o modelo por meio da estatística dos fatores de inflacionamento da variância (VIF). Na estatística VIF indica que não existe problema de multicolinearidade na regressão, o resultado de 1,9158 pode ser verificado no quadro 2.

Quadro 2 – Teste VIF

Valores > 5,0 podem indicar problema de multicolinearidade

$VIF(x) = 1 / (1 - R(x)^2)$, onde $R(x)$ é o coeficiente de regressão múltipla entre a variável x e outra variável independente

VIF = 1,915833

Fonte: Elaboração própria.

O modelo também se provou adequado segundo resultados do teste F. O resultado do teste mostra um p-valor muito baixo, quase zero. Diante disto, rejeita a hipótese nula, o que permite dizer que as variáveis explicativas afetam de algum modo a variável dependente.

A tabela 3, situada logo abaixo, segue com a análise de resíduos. Em relação à normalidade, foram aplicados três testes e todos apresentaram uma distribuição normal dos resíduos. Para o teste de independência foi utilizada a estatística de Durbin-Watson, demonstrando independência entre os resíduos, não existindo autocorrelação. Quanto ao teste de Breusch-Pagan aceita a hipótese de homoscedasticidade, existindo uma variância constante dos erros.

Tabela 3: Análise de Resíduos

Diagnóstico	Teste	Estatística de Teste	P-Valor
Normalidade	Shapiro-Wilk	0,9754	0,5890
Normalidade	Anderson-Darling	0,2120	0,8438
Normalidade	Kolmogorov-Smirnov	0,0767	0,8551
Independência	Durbin-Watson	2,6459	0,9688
Homoscedasticidade	Breusch-Pagan	6,0384	0,9921

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos pelo software R

Quanto aos sinais aguardados pelos coeficientes, a Renda apresentou o sinal positivo esperado, quanto maior a variação na renda maior será o efeito na variação dos preços. A variável Selic também manteve o sinal positivo que se esperava.

A taxa Selic é a taxa de juros básica da economia brasileira, é referência para o governo, os bancos e as empresas. Analisando o comportamento do preço dos imóveis no país, ao elevar os juros, as empresas acabam tendo um custo maior ao financiar a expansão de suas atividades, esse custo é reposto no bem final acarretando no aumento dos preços. O aumento da taxa de juros cria uma pressão positiva sobre os preços.

Foi também proposto outro modelo, agora com a presença da Taxa Referencial (TR) em lugar da taxa Selic, para verificar se as variáveis CUB e IGP-M são significantes. O modelo demonstrou que as duas variáveis continuam apresentando pouco significante, devendo ser retirado. Estimando uma nova regressão, pode-se observar que a variável Renda e TR mostraram significantes, com um coeficiente de determinação ajustado de 84%. No entanto, conforme os resultados do teste T, não rejeita a hipótese nula da variável TR, sendo não significante. Os resultados podem ser vistos no apêndice A.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O momento vivido pelo setor imobiliário brasileiro apresentado nesses últimos anos, retomado juntamente com o desenvolvimento econômico do país, como redução da taxa de desemprego, elevação da renda do trabalhador queda na taxa de juros, direcionamento do crédito e influência de políticas habitacionais governamentais oportunizou o crescimento do setor da construção civil.

Diante da estabilidade econômica do país, o mercado se destacou pelo seu significativo crescimento dos preços dos imóveis, acompanhado em várias cidades brasileiras como São Paulo, Rio de Janeiro, Brasília e Fortaleza.

Recentemente, o setor vem apresentando um equilíbrio: a economia brasileira fraca, os juros subindo cada vez mais, estoques elevados (oferta ser maior que a demanda) e a concorrência do mercado imobiliário frearam a velocidade do crescimento dos preços dos imóveis, embora continue, de forma mais comedida.

Na presença deste fato, o trabalho teve como objetivo analisar as relações macroeconômicas que afetam o comportamento do preço dos imóveis, para isso foi traçado um período compreendido entre agosto de 2011 a julho 2014 com intuito de melhor explicar seus efeitos.

Buscando esclarecer o assunto, foi empregado o método de estimação Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), sendo a variável resposta a variação dos preços dos imóveis anunciados, determinados pelo índice FIPE ZAP composto. E as variáveis explicativas escolhidas com base de levantamento de pesquisas foram: a taxa Selic, Renda, CUB e o IGP-M.

Com base nos resultados obtidos na regressão, podemos chegar às seguintes conclusões: primeiro, pelos resultados obtidos na primeira regressão, as variáveis CUB e IGP-M mostraram insignificantes em relação à variação dos preços, e por conta disto foi necessário tira-las do modelo e estimar uma segunda regressão.

Com base no segundo modelo, onde somente constaram as variáveis mais significantes Selic e Renda, foi detectado que os dois parâmetros influenciam em 80% o comportamento da variável resposta.

Sendo assim, o estudo permite concluir que existe uma ligação entre as variáveis explicativas Selic e Renda com a variável resposta. Sugere-se para trabalhos futuros um tempo amostral mais longo, para verificar com maior exatidão as variáveis que afetam o comportamento dos preços dos imóveis. Outra proposta seria um estudo no que concerne sobre a evolução do financiamento imobiliário no Brasil nos últimos anos, havendo uma forte expansão do crédito direcionado.

REFERÊNCIAS

BACEN – Banco Central do Brasil. (2014). **Juros e Spread Bancário**. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ%20Juros%20e%20Spread%20Banc%C3%A1rio.pdf>> Acesso em: 20.nov.2014

BEZERRA, M.M. O et al. Formação, sustentação ou implosão de uma bolha imobiliária? A dinâmica de preços no mercado de imóveis de Natal no período 2005-2010. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 22, n. 1 (47), p. 167-196, abr. 2013.

BORÇA, J.; TORRES, E.T. Analisando a crise subprime. **Revista do BNDES**, v. 15, n. 30, p. 129-159, 2008.

CANDIDO, B.L. **Mercado imobiliário: uma análise sobre o comportamento dos preços dos imóveis na cidade de São Paulo**. Curso de Graduação em Ciências Econômicas, Florianópolis, Santa Catarina, 2012.

CARVALHO, E. R. A. **Bolhas especulativas e preços de imóveis na cidade de São Paulo**. RPP São Paulo v.2 n.2 p.66-80 jan./jun. 2012.

CAIXA. **Crédito imobiliário da caixa atinge R\$ 134,9 bi em 2013 e bate recorde histórico**. Disponível em: <http://www1.caixa.gov.br/imprensa/noticias/asp/popup_box.asp?codigo=7013483#>. Acesso em: 14.out.2014.

CTE – **Centro de Tecnologia de Edificações**. Disponível em: <<http://site.cte.com.br/noticias/2014-01-20banco-central-aponta-desaceleracao-da-va/>>. Acesso em: 14.out.2014.

CUB – **Custo Unitário Básico**. Disponível em: <<http://www.cub.org.br/>>. Acesso em: 05.ago.2014

CONACI - **Congresso nacional de corretores de imóveis**. 2014. Disponível em: <http://www.conaci.com.br/index.php?option=com_content&view=article&id=160:sem-risco-de-bolha-mercado-atinge-maturidade-diz-diretor-de-habitacao-da-caixa-ele-vai-ao-xxv-conaci&catid=1:assessoria-de-imprensa&Itemid=58>. Acesso em: 12.out.2014

D'AGOSTINI, L.L.M. A bolha imobiliária no Brasil está formada. **Economia & Tecnologia**, v 23, p. 41-51, 2010.

DUARTE, E.H.S. **O estado de bem-estar social face à crise financeira de 2008 na Espanha**. Curso de Graduação, 2012. Curso de graduação em Ciências Econômicas, Rio de Janeiro, 2012.

ESTADÃO. **A estabilização de preços de imóveis afasta riscos**. Disponível em: <<http://economia.estadao.com.br/noticias/geral,a-estabilizacao-de-precos-de-imoveis-afasta-riscos-imp-,1525263>> Acesso em: 14.ago.2014.

FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS, **Notas Metodológicas**. Índice FIPEZAP de preços de imóveis anunciados. São Paulo, SP. Jan. 2014.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Person Makron Books, 2000.

LOPEZ, I.; RODRIGUEZ, E.; RUGITSKY, F. O modelo espanhol. **Novos estud.** - CEBRAP, São Paulo, n. 92, mar. 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-33002012000100006>. Acesso em: 13.out.2014.

MENDONÇA, M.J.; SACHSIDA, A. Existe bolha no mercado imobiliário brasileiro? **IPEA**, Brasília, ago. 2012. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1084/1/TD_1762.pdf>. Acesso em: 05 jun.2014.

NAKAGAWA, F. Valorização de imóvel no Brasil foi a maior do mundo nos últimos 5 anos. **Estadão**, 17. jan. 2014. Disponível em: <<http://economia.estadao.com.br/noticias/geral,valorizacao-de-imovel-no-brasil-foi-a-maior-do-mundo-nos-ultimos-5-anos,175663e>>. Acesso em: 13.10.2014.

NETO, E.F. **Estimação do preço hedônico**: uma aplicação para o mercado imobiliário da cidade do Rio de Janeiro. Dissertação (Mestrado em Economia), Rio de Janeiro, 2002.

OLIVEIRA, M.H. **A bolha imobiliária e o caso do Brasil**: uma breve discussão de possibilidades. Curso de Graduação em Ciências Econômicas, Porto Alegre, Rio Grande do Sul, 2013.

PORTAL BRASIL. **Base de dados do portão Brasil**. Disponível em: <<http://www.portalbrasil.net/indices.htm>>. Acesso em: 05.ago.2014

ROQUE, L. **Como ocorreu a crise financeira americana**. Instituto Ludwig von Mises Brasil, 2013. Disponível em: <<http://www.mises.org.br/Article.aspx?id=1696>>. Acesso em: 27.mai.2014.

TORRES, E.T. Entendendo a crise do subprime. **BNDES**: Visão do desenvolvimento 2008, v. 822, 2009, p. 23 – 33. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/visao/visao_livro3.pdf>. Acesso em: 10.nov. 2014

UQBAR. **Anuário Securitização e Financiamento Imobiliário**. 2013. Disponível em: <http://www.uqbar.com.br/download/Uqbar_Anuario_Imobiliario_2013.pdf>. Acesso em: 15.out.2014.

VERGARA, S. C. **Projetos e relatórios de pesquisa em administração**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2000.

ZAP IMÓVEIS. **Índice FIPE ZAP Imóveis**. São Paulo. Disponível em: <<http://www.zap.com.br/imoveis/fipe-zap-b/>>. Acesso em: 09.set.2014.

ANEXOS

Tabela 4 - Índices Utilizados

t	Preços FIPE ZAP	SELIC	RENDA	IGP-M	CUB	TR
ago/11	26,4	10,9313	10,7367	7,9961	6,712	1,1725
set/11	26,2	11,0092	10,7964	7,4622	6,76605	1,2026
out/11	25,7	11,0905	10,7928	6,9516	6,90588	1,2174
nov/11	24,7	11,1464	10,578	5,9501	6,88664	1,2483
dez/11	23,7	11,1657	9,9569	5,0977	6,71519	1,2014
jan/12	23	11,1515	11,1889	4,5347	7,14857	1,2163
fev/12	22,4	11,1246	11,7127	3,4376	6,87171	1,1639
mar/12	21,4	10,9833	11,5009	3,2422	6,92621	1,1495
abr/12	19,9	10,8034	11,7572	3,6534	6,92326	1,1353
mai/12	18,2	10,5708	11,3804	4,2623	6,18529	1,0251
jun/12	17	10,2936	11,1391	5,1397	6,30031	0,9137
jul/12	15,9	9,9685	9,41	6,6766	6,94012	0,8052
ago/12	15,3	9,6145	10,153	7,728	7,03077	0,6099
set/12	14,3	9,2733	10,1908	8,0705	7,11454	0,5096
out/12	13,5	8,922	9,0221	7,5222	7,07433	0,4476
nov/12	13	8,5987	9,3704	6,9553	7,30136	0,3831
dez/12	12,9	8,303	8,4022	7,8119	7,17747	0,2894
jan/13	12,7	8,0275	7,3479	7,9087	6,88225	0,203
fev/13	12,1	7,7716	7,7512	8,2866	6,86048	0,203
mar/13	11,5	7,5636	7,6468	8,0494	6,76349	0,0962
abr/13	11,3	7,3969	7,2245	7,2994	6,60592	0,0735
mai/13	11,3	7,2823	8,989	6,216	7,07237	0,0267
jun/13	11,2	7,246	7,4389	6,311	7,51949	0,0267
jul/13	11,1	7,2605	8,4376	5,178	6,81699	0,0332
ago/13	11	7,3082	7,4725	3,8507	6,92247	0,0209
set/13	11,2	7,4244	7,8171	4,3959	6,98175	0,0288
out/13	11,7	7,5858	8,085	5,2726	7,07472	0,1208
nov/13	12	7,7629	9,2615	5,6096	7,06084	0,1415
dez/13	11,9	7,9811	9,9481	5,5257	7,16095	0,1909
jan/14	11,7	8,2177	7,7756	5,6729	7,48502	0,3035
fev/14	11,5	8,4494	6,8845	5,7677	7,53049	0,3572
mar/14	11,4	8,7242	7,7848	7,3087	7,37563	0,3838
abr/14	11,1	9,0075	7,8214	7,9837	7,57948	0,4297
mai/14	10,8	9,2502	4,9331	7,8434	6,62535	0,4901
jun/14	10,3	9,477	7,3729	6,2484	6,36812	0,5366
jul/14	10	9,6848	6,4192	5,3265	6,67016	0,6211

APÊNDICE A – RESULTADOS DEPARADOS PARA O NOVO MODELO DE REGRESSÃO

Tabela 5: Terceiro modelo de regressão

MQO, usando as observações 2011:08-2014:07 (T = 36)				
Variável dependente: Preços				
	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>
Interseção	-3,525191761	8,372588177	-0,42103967	0,676631015
TR	8,615519714	1,21433521	7,094844689	5,69E-08***
Renda	0,965161791	0,311289084	3,100532077	0,004092***
IGP-M	0,345575546	0,251250556	1,375422016	0,178859023
CUB(12 m)	0,455325298	1,150398581	0,395797862	0,694965108
<u>Estatística de regressão</u>				
R Múltiplo	0,931275231	Erro Padrão	2,075631682	
R- Quadrado	0,867273555	F(4,31)	50,64077519	
R- Quadrado Ajustado	0,850147562	F de significação	3,68E-13	

Fonte: Elaboração própria partir dos resultados obtidos pelo software R

Tabela 6: Quarto modelo de regressão

MQO, usando as observações 2011:08-2014:07 (T = 36)						
Variável dependente: Preços						
	<i>Coefficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	<i>95% inferiores</i>	<i>95% superiores</i>
Interseção	2,817456706	2,28188	1,2347	0,2256595	-1,825070927	7,459984339
TR	8,519089628	1,15962	7,3464	1,96E-08	6,159809162	10,87837009
Renda	0,855707551	0,29752	2,8761	0,0070017	0,25039711	1,461017992
<u>Estatística de regressão</u>						
R Múltiplo	0,926244213	Erro Padrão	2,081369384			
R- Quadrado	0,857928342	F(2,33)	99,6385755			
R- Quadrado Ajustado	0,849317938	F de significação	1,03842E-14			

Fonte: Elaboração própria partir dos resultados obtidos pelo software R