

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RODSON VINICIUS MASIKIV HERINGER

Determinantes da taxa de aluguel nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro

SÃO PAULO

2014

RODSON VINICIUS MASIKIV HERINGER

Determinantes da taxa de aluguel nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia e Finanças.

Campo de Conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Ricardo Ratner Rochman

SÃO PAULO

2014

Heringer, Rodson Vinicius Masikiv.

Determinantes da taxa de aluguel nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro / Rodson Vinicius Masikiv Heringer. - 2014.
56 f.

Orientador: Ricardo Ratner Rochman

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Aluguel. 2. Locação de imóveis. 3. Habitações - Custo - São Paulo. 4. Habitações - Custo - Rio de Janeiro. I. Taxa de juros. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 332.85

RODSON VINICIUS MASIKIV HERINGER

Determinantes da taxa de aluguel nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia e Finanças.

Campo de Conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman

Data de aprovação:

___/___/___

Banca Examinadora:

Prof. Ricardo Ratner Rochman (Orientador)

Prof. José Evaristo dos Santos

Prof. Cesar Nazareno Caselani

Resumo

Este trabalho analisa a variação da taxa de aluguel e do custo de moradia nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro para o período de Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014 utilizando uma abordagem quantitativa com base na expectativa de longo prazo da taxa de juros reais, na expectativa de inflação e na valorização do preço dos imóveis em uma janela de 1 ano.

Os resultados indicam que a expectativa de longo prazo da taxa de juros reais tem um impacto relevante na variação da taxa de aluguel durante o período abordado, bem como a expectativa de inflação, mas em magnitude menor, enquanto a valorização passada de 1 ano não tem poder explicativo sobre a taxa de aluguel.

Palavras-chave: Taxa de Aluguel, Custo de Moradia, Aluguel Imputado, Bolha Imobiliária

Abstract

We examine the variation of the rent-to-price ratio in the cities of Sao Paulo and Rio de Janeiro from January 2008 to January 2014 using a quantitative approach based on the expected long-term real interest rate, the expected inflation rate and the price appreciation of real estate during the last twelve months.

The results indicate that the expected long-term real interest rate has a significant impact on the variation of the rent-to-price ratio during the period covered, as well as the expected inflation, but to a lesser degree, while the past price appreciation has no explanatory power.

Keywords: Rent-to-Income Ratio, User-Cost of Housing, Imputed Rent, Real Estate Bubble

Índice

1. Introdução	10
2. Revisão da Literatura	12
2.1. Taxa de Juros, Taxa de Aluguel e Custo de Moradia	14
2.2. Políticas de Crédito	16
2.3. Comportamento dos Compradores	18
2.4. Outras Linhas de Pesquisa	18
3. Evolução dos Mercados de São Paulo e Rio de Janeiro	24
3.1 Preço dos Imóveis	24
3.2 Aluguéis residenciais	27
3.3. Taxa de Aluguel	31
3.4. Taxa de Juros Real	33
3.5. Demais componentes do custo de moradia	35
4. Metodologia e Resultados	39
5. Conclusão	53
5. Referências	55

Índice de Tabelas

Tabela 1 - Resumo dos trabalhos da linha de Juros, Taxa de Aluguel e Custo de Moradia	21
Tabela 2 - Resumo dos trabalhos da linha de Políticas de Crédito	22
Tabela 3 - Resumo dos trabalhos da linha de Comportamento dos Compradores ...	22
Tabela 4 - Resumo dos trabalhos das demais linhas de pesquisa.....	23
Tabela 5 - Resumo dos demais componentes considerados no custo de moradia (UC).....	36
Tabela 6 – Resumo das variáveis abordadas na seção Base de Dados	37
Tabela 7 – Descrição estatística das variáveis abordadas na seção Base de Dados	38
Tabela 8 - Resultados da regressão da expectativa de juros real (i) e da taxa de aluguel (R/P) para São Paulo.....	43
Tabela 9 - Resultados da regressão da expectativa de juros real (i) e da taxa de aluguel (R/P) para o Rio de Janeiro	44
Tabela 10- Resultado da regressão entre a taxa de aluguel e da valorização passada de 1 ano em São Paulo	46
Tabela 11 – Resultado da regressão entre a taxa de aluguel e da valorização passada de 1 ano no Rio de Janeiro.....	47
Tabela 12 - Resultado da regressão entre a taxa de aluguel e expectativa de 1 ano de inflação em São Paulo.....	49
Tabela 13 - Resultado da regressão entre a taxa de aluguel e expectativa de 1 ano de inflação no Rio de Janeiro	49
Tabela 14 – Regressão múltipla da taxa de aluguel para a cidade de São Paulo.....	50
Tabela 15 - Regressão múltipla da taxa de aluguel para a cidade do Rio de Janeiro	50
Tabela 16 – Regressão entre as variáveis de juros reais e inflação	52

Índice de Figuras

Figura 1 - Evolução do índice de garantia para financiamentos imobiliários (IVG-R)	25
Figura 2 - Evolução do índice de preços da cidade de São Paulo	26
Figura 3 - Evolução do índice de preços da cidade do Rio de Janeiro.....	27
Figura 4 - Evolução do índice de aluguel residencial	28
Figura 5 - Evolução do índice de aluguel medido para a cidade de São Paulo	29
Figura 6 - Evolução do índice de aluguel medido para a cidade de Rio de Janeiro ..	30
Figura 7 - Evolução do índice de aluguel observado para a cidade de São Paulo....	31
Figura 8 - Taxa de Aluguel nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro.....	32
Figura 9 - Comparação entre a taxa de aluguel e a variação do preço dos imóveis em São Paulo.....	32
Figura 10 - Comparação entre a taxa de aluguel e a variação do preço dos imóveis no Rio de Janeiro	33
Figura 11 – Evolução da expectativa de 10 anos da taxa de juros real no Brasil.....	34
Figura 12 - Comparação entre a taxa de aluguel e o custo de moradia calculado para a cidade de São Paulo	40
Figura 13 - comparação entre a taxa de aluguel e o custo de moradia calculado para a cidade do Rio de Janeiro.....	40
Figura 14 - Dispersão entre a variação da taxa de aluguel em São Paulo e a expectativa de juros reais de 10 anos deduzida da taxa de imposto do indivíduo	42
Figura 15: Dispersão entre a variação da taxa de aluguel no Rio de Janeiro e a expectativa de juros reais de 10 anos deduzida da taxa de imposto do indivíduo	42
Figura 16 - Dispersão entre a taxa de aluguel em São Paulo e a valorização passada dos preços dos imóveis em 1 ano em São Paulo.....	45
Figura 17 - Dispersão entre a taxa de aluguel no Rio de Janeiro e a valorização passada do preços dos imóveis em 1 ano no Rio de Janeiro	45
Figura 18 - Dispersão entre a taxa de aluguel em São Paulo e a expectativa de inflação de 1 ano	47
Figura 19 - Dispersão entre a taxa de aluguel no Rio de Janeiro e a expectativa de inflação de 1 ano	48

1. Introdução

O crescimento acelerado do preço dos imóveis no Brasil ocorrido desde Janeiro de 2008 tem gerado dúvidas sobre a possibilidade da existência de uma bolha imobiliária. Por exemplo, Mendonça e Sachsida (2012), em estudo publicado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) levantaram a hipótese de que uma bolha possa estar se formando nos imóveis dada a magnitude do crescimento dos preços e a perspectiva das políticas fiscal e econômica naquele momento.

De fato, o Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R), que mede o valor pelo qual os imóveis são avaliados pelos bancos no momento da concessão do financiamento, divulgado pelo Banco Central do Brasil (BCB), mostrou um aumento nominal acumulado de 162% de Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014, ou o equivalente a 11,1% ao ano em termos reais.

Além disso, índices específicos para a cidade de São Paulo e Rio de Janeiro, como o Fipe-Zap, mostraram uma aceleração ainda maior para o mesmo período. Em termos nominais, São Paulo apresentou crescimento acumulado de 197%, enquanto os preços no Rio de Janeiro subiram 242%, o equivalente a 13,6% ao ano em termos reais para a primeira e 15,8% ao ano para a segunda.

Tais crescimentos são comparáveis aos de algumas regiões dos Estados Unidos durante a recente bolha imobiliária como, por exemplo, Arizona, Califórnia, Flórida e Nevada, cujos preços subiram 150% no período de 2000 a 2006, conforme ilustrado por Haughwout et. al (2011).

Nos Estados Unidos, os mecanismos que regem o mercado imobiliário são amplamente estudados desde algumas décadas. Por exemplo, Hendershott e Slemrod (1983) e Poterba (1984) realizaram estudos no qual analisaram o impacto da tributação marginal do indivíduo em sua decisão de comprar ou não um imóvel, enquanto Case e Shiller (1988) estudaram o efeito psicológico dos compradores de na formação de bolhas imobiliárias. Mais recentemente, os estudos sobre o mercado imobiliário Americano analisaram a variação do preço dos imóveis com base no comportamento da Taxa de Aluguel (ou *Price-to-Rent ratio*), como em Himmelberg et al (2005), Campbell et. al (2009), Mayer e Sinai (2007) e Gallin (2008).

Dessa forma, a motivação deste trabalho é entender se houve mudança no comportamento da taxa de aluguel, entre Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014, período no qual ocorreu um crescimento acelerado dos preços dos imóveis residenciais.

O objetivo deste trabalho é verificar qual foi a relação entre a taxa de juros reais e a variação da taxa de aluguel nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro no período de Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014. Escolheu-se a taxa de juros como variável explicativa, pois autores como Himmelberg et al (2005), Campbell et. al (2009), Mayer e Sinai (2007) e Glaeser et. al (2010) concluem em seus trabalhos que esta é a principal explicação para a variação na taxa de aluguel nos períodos e regiões estudados. Escolheu-se este período primeiro porque as bases de dados utilizadas não apresentam histórico anterior a Janeiro de 2008 e, segundo, porque se trata do período no qual houve uma aceleração acima da histórica nos preços dos imóveis no Brasil.

Este trabalho está dividido em 4 capítulos: o primeiro traz uma revisão da literatura relacionada ao tema e introduz os conceitos básicos utilizados na análise do comportamento dos preços dos imóveis e da taxa de aluguel, bem como investiga a aplicação desses conceitos no mercado americano ao longo do tempo. O segundo capítulo mostra as bases de dados que são utilizadas neste trabalho, além de descrever as demais bases ligadas à dinâmica de preços do mercado imobiliário e que estão disponíveis para o Brasil e para as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro. O terceiro capítulo discute os resultados das análises realizadas e o quarto e último capítulo apresenta uma conclusão deste trabalho.

2. Revisão da Literatura

Neste capítulo serão apresentadas e discutidas pesquisas relacionadas à dinâmica do mercado imobiliário, as quais procuram explicar o comportamento do preço dos imóveis ao longo do tempo por meio de variáveis como valor do aluguel, impostos, taxa de juros, expectativa de valorização passada do imóvel e políticas de concessão de crédito. Procurou-se apresentar os estudos mais citados na literatura, como Hendershott e Slemrod (1983) e Poterba (1984), e estudos realizados em períodos próximos ao da crise imobiliária Americana (2008-2009), bem como pesquisas sobre o mercado imobiliário Brasileiro.

A equação tida como ponto de partida para os estudos na área é o Custo de Moradia (ou User Cost), preconizado por Hendershott e Slemrod (1983) e Poterba (1984) e definida como:

$$(1) UC = (i + \tau p)(1 - \tau y) + \delta + g - EG$$

Em que:

UC = custo de moradia

i = taxa de juros reais livre de risco

τp = imposto da propriedade

τy = imposto marginal do indivíduo

δ = custos de manutenção/depreciação

g = prêmio de risco

EG = expectativa de valorização futura

O custo de moradia leva em consideração o custo de oportunidade que o proprietário deixa de receber por ter investido seu dinheiro em um imóvel, bem como o prêmio de risco associado a esse investimento, seu custo de depreciação e manutenção e os impostos da propriedade e marginal do proprietário.

Himmelberg et. al (2005) define o custo de moradia como o custo percentual implícito de se morar em uma propriedade própria, o qual, multiplicado pelo preço

dessa propriedade, pode ser corretamente comparado com o valor pago por um inquilino para morar em propriedade alugada, ou seja, o valor do aluguel. A variável derivada da multiplicação do UC pelo preço do imóvel é conhecida como Aluguel Imputado.

De forma similar, Himmelberg et. al (2005) e Haughwout et. al (2011) ponderam que, em um mercado que pode ser arbitrado e sem fricções, o aluguel medido deve ser equivalente ao aluguel imputado. Essa relação pode ser entendida da seguinte forma: um participante racional do mercado imobiliário estaria disposto a comprar um imóvel e morar nele caso o aluguel imputado daquele imóvel seja menor do que o aluguel cobrado pelo mercado para uma propriedade idêntica e vice-versa. Uma vez que não há fricções e que o mercado pode ser arbitrado, existirão transações até que os preços do aluguel imputado e do aluguel de mercado sejam equivalentes. Dessa forma, o aluguel imputado (R) é definido conforme as equações 2 e 3.

$$(2) R = P * UC$$

$$(3) R = P [(i + \tau_p)(1 - \tau_y) + \delta + g - EG]$$

Em que:

R = aluguel imputado

P = preço do imóvel

O custo de moradia deriva do modelo clássico de Gordon, publicado em 1956, para precificação de ativos, conforme abordado por Campbell et. al (2009), no qual o preço do imóvel (ativo) corresponde ao fluxo de aluguéis descontados dos custos diretos (manutenção e impostos da propriedade) e trazidos a valor presente pela taxa de juros real livre de risco acrescida de um prêmio de risco e de uma expectativa de valorização futura, levando em consideração o *tax shield* do indivíduo, conforme ilustrado na Equação 4.

$$(4) P = \frac{R - \delta P - \tau_p(1 - \tau_y)P}{i(1 - \tau_y) + g - EG}$$

Finalmente, a Taxa de Aluguel (ou *Rent-Price Ratio* - $\frac{R}{P}$) deriva das equações apresentadas anteriormente e é amplamente utilizada nos estudos sobre o mercado

Americano, como em Himmelberg et al (2005), Campbell et. al (2009), Mayer e Sinai (2007) e Gallin (2008).

Após Hendershott e Slemrod (1983) e Poterba (1984) terem divulgado seu estudo sobre o impacto do imposto marginal dos indivíduos no custo de moradia, diversos estudos têm sido realizados no mercado americano para tentar compreender o comportamento dos preços dos imóveis, especialmente na tentativa de explicar o motivo pelos quais as bolhas se formam e assim promover políticas para evitá-las e amenizar seus efeitos. Em seguida, serão apresentados alguns desses estudos de acordo com sua linha de pesquisa.

2.1. Taxa de Juros, Taxa de Aluguel e Custo de Moradia

Himmelberg, Mayer e Sinai (2005) calcularam o custo de moradia e o multiplicaram pelo preço das residências para encontrar o valor do aluguel imputado e compararam os resultados com os aluguéis medidos ao longo de 10 anos em diferentes cidades Americanas, a fim de verificar se havia discrepância entre eles que antecipasse o surgimento de uma bolha. Os autores introduziram o conceito do uso da expectativa de longo prazo da taxa de juros reais no modelo de custo de moradia, sob a justificativa de que os compradores de imóveis eram capazes de antecipar movimentos de curto prazo na curva de juros, causando interferência na componente de expectativa de valorização futura do custo de moradia. Os autores concluíram que o mercado analisado não apresentava discrepâncias relevantes em 2004 em relação aos 10 anos anteriores e que, portanto, não havia indícios de formação de bolha nos preços dos imóveis.

Mayer e Sinai (2007) examinaram o papel dos fundamentos e do efeito comportamental na dinâmica de preços do mercado Americano. Do ponto de vista dos fundamentos, estudaram o impacto da taxa de juros real e dos impostos na taxa de aluguel e a disponibilidade de capital. Do ponto de vista comportamental, estudaram a expectativa de valorização baseada em preços passados e na expectativa de inflação futura. Concluíram que o UC e a expectativa de valorização baseada em um passado de cinco anos eram os principais determinantes da

variação da taxa de aluguel, sendo a parcela correspondente à taxa de juros real a mais importante. Por outro lado, não acharam evidência de correlação da taxa de aluguel com a expectativa de inflação futura ou com a expectativa de valorização com passado de um ano.

Gallin (2008) analisou o efeito preditivo da taxa de aluguel na variação dos aluguéis reais e dos preços reais dos imóveis através de regressões de três anos. Verificou que modelos padrão de correção de erros apresentavam resultados inconclusivos em uma frequência trimestral. Verificou também que a regressão fornecia estimativas enviesadas sobre o grau da correção dos erros se os preços tivessem uma raiz unitária, mas não seguiam um passeio aleatório e construiu distribuições na forma de bootstrap para tratar esse viés.

Campbell et. al (2009) propôs a decomposição da taxa de aluguel em três fatores: (i) crescimento real do aluguel, (ii) taxa de juros real e (iii) prêmio de risco do ativo “residência” e Campbell, Morris, Gallin e Martin (2009) analisaram essa decomposição em quatro regiões diferentes nos Estados Unidos.

Eles dividiram a análise em dois períodos distintos (de 1975 a 1996 e de 1997 a 2005) e concluíram que i) o componente de crescimento do aluguel representou uma pequena parcela da variação da taxa de aluguel durante todo o período e que os outros dois componentes foram os mais relevantes; ii) antes de 1997 os componentes de juros e prêmio de risco tinham uma correlação negativa entre si tão forte que variações no segundo componente não afetavam a taxa de aluguel. Após 1997, esses dois componentes eram positivamente correlacionados e explicavam a maior parte da variação da taxa de aluguel; iii) no período mais recente de valorização imobiliária acelerada, 65% da queda na taxa de aluguel foi explicada pela queda no componente prêmio de risco.

Kim (2008) revisitou os modelos padrão de Custo de Moradia (UC) e argumentou que os estudos existentes encontraram baixa correlação entre a taxa de aluguel e os determinantes fundamentais, pois esses não consideravam que o valor do aluguel implícito dos proprietários de residências era variante no tempo. Ele modelou o aluguel implícito considerando a característica de variação no tempo e verificou que ele era coerente com as observações no período de 1913 a 2004. Além disso,

concluiu que existia uma diferença entre o aluguel implícito e o aluguel pago por não-proprietários que era ditada pela eficiência marginal da unidade alugada.

Glaeser, Gottlieb and Gyourko (2010) revisitaram o modelo de custo de moradia para o preço das casas e verificaram que, após realizarem ajustes para taxas de juros com retorno à média (*mean-reverting*), pré-pagamento, elasticidade da oferta e restrição de crédito dos compradores, a taxa de juros explicava apenas 20% do aumento do preço das casas americanas no período de 1996 a 2006, enquanto outros estudos apontaram para 50% de explicação, como Mayer e Sinai (2007). Também verificaram que alterações na razão entre o valor do empréstimo e o preço da residência (LTV) e nas regras de aprovação não explicavam alteração nos preços.

2.2. Políticas de Crédito

Khandani, Lo, Merton (2012) apontaram os riscos de uma combinação de crescimento acelerado no preço dos imóveis, taxas de juros em queda e afrouxamento das políticas de crédito para o sistema financeiro e a economia em geral. Segundo eles, os juros mais baixos estimulavam o refinanciamento das hipotecas, e criavam oportunidades para o aumento do endividamento sem ultrapassar os limites de LTV impostos, uma vez que os preços dos imóveis atrelados a elas haviam aumentado. Dessa forma, em um ambiente como esse, o mesmo conjunto de imóveis era responsável por um nível de endividamento cada vez maior na economia, provocando uma sobre-alavancagem que podia ser danosa.

Mayer e Hubbard (2009) analisaram fatores comuns ao crescimento acelerado dos preços das residências em diversos mercados ao redor do mundo (especificamente Espanha, França, Grã-Bretanha e Austrália) no período de 2001 a 2005 e, em seguida, concentraram seu estudo no papel dos fundamentos e das políticas de crédito nos anos 2000 em três regiões distintas - cidades historicamente cíclicas, cidades historicamente com preços constantes e cidades que passaram por aumento acelerado nos preços em períodos recentes.

As conclusões do estudo global foram (i) o crescimento acelerado em todos os países não podia ser explicado simplesmente por uma melhora na economia local, (ii) regulamentação local não podia ser a maior responsável pelo aumento de preços, uma vez que tratava-se de um fenômeno observado em outros lugares do mundo que não contavam com a mesma regulamentação, (iii) houve uma coincidência na queda da taxa de juros e no aumento de preços em todos os países pesquisados, o que os levou a crer que havia uma correlação forte entre as duas variáveis e finalmente (iv) afrouxamento nas políticas de crédito e participação de investidores também foram denominadores comuns nos países que passaram por esse crescimento acelerado nos preços.

As conclusões do estudo no mercado americano mostraram que os fundamentos explicavam a maior parte do aumento de preço nas duas primeiras regiões, entretanto, para a região onde os preços aumentaram drasticamente no passado recente, os fundamentos não forneceram uma boa explicação. Além disso, elaboraram uma proposta para a política de financiamento imobiliário das agências Governamentais, na qual o custo do financiamento deveria subir para níveis vistos em momentos anteriores ao crescimento acelerado, para lidar com o aumento de preços daquele período.

Mian e Sufi (2010) estudaram a alavancagem das famílias no período de 2002 a 2006 em algumas regiões dos Estados Unidos e concluíram que este foi o principal indicador da crise imobiliária Americana que ocorreu entre 2008 e 2009. Os autores argumentaram que no período pré-crise os proprietários aumentaram suas dívidas na expectativa de que seus imóveis, usados como garantia, continuariam a se apreciar no mesmo ritmo observado no período do crescimento acelerado. Entretanto, no momento em que os preços desaceleraram, eles não conseguiram se refinarçar nas mesmas taxas e foram obrigados a encarecer suas dívidas, o que, eventualmente, levou ao calote.

Favilukis et. al (2012) argumentaram que uma das principais causas da variação brusca nos preços dos imóveis no período de 1992 a 2010 foi a liberalização das políticas de crédito. Segundo os autores, o financiamento mais barato e o afrouxamento das políticas de crédito nos períodos de “boom” aumentaram a resiliência dos compradores de imóvel a choques de renda, diminuindo o prêmio de

risco requerido para investir em imóveis. No modelo desenvolvido por eles, as variáveis ligadas a políticas de crédito explicavam 53% das variações de preços no período, enquanto as demais variáveis em conjunto explicavam menos do que 5%. Por outro lado, verificaram que, apesar de as variações nos preços atraírem investimentos estrangeiros em países como Espanha, Irlanda, Reino Unido e Grécia, além dos Estados Unidos, diminuindo a taxa de juros, o fluxo de capitais não tinha poder explicativo relevante sobre o mecanismo de preços.

2.3. Comportamento dos Compradores

Case e Shiller (1988) realizaram diversos estudos sobre a influência comportamental dos participantes do mercado no preço dos imóveis. No trabalho de 1988 especificamente, eles realizaram estudos em cinco cidades americanas: duas em momento de rápido crescimento de preços (“boom”), outras duas após o momento de crescimento de preços (“post-boom”) e outra que não estava em nenhum desses momentos e que foi utilizada para controle. O estudo consistiu em enviar questionários para indivíduos que haviam recém-comprado casas com perguntas quantitativas e qualitativas relacionadas ao preço das casas e aos motivos que os levaram a comprá-las.

Eles verificaram que a motivação primária dos compradores das cidades “boom” era adquirir o imóvel como investimento e que a compra estava mais relacionada a fatores comportamentais, como a observação dos demais compradores, do movimento dos preços em mercados adjacentes e da valorização dos preços dos imóveis em um passado recente, do que a fatores econômicos, como a variação da taxa de juros. Além disso, também encontraram evidências de excesso de demanda em cidades “boom” e excesso de oferta em cidades “pós-boom”.

2.4. Outras Linhas de Pesquisa

Além das linhas de estudo acima, destacam-se os estudos de Sommer et al. (2011) e Haughwout et. al (2011). O primeiro estudo aborda o tema de um ponto de vista micro-econômico, enquanto o segundo adota uma postura descritiva.

Sommer, Sullivan, Verbrugge (2011), abordaram o mercado imobiliário com um modelo de equilíbrio dinâmico, no qual um indivíduo podia escolher entre usar sua propriedade ou alugá-la. As propriedades foram modeladas como um bem discreto, com influência de variáveis de financiamento, impostos, taxa de juros e renda. Concluíram que baixas taxas de juros, menor restrição nos aluguéis e aumento da renda explicavam 50% do aumento da taxa de aluguel nos EUA entre 1995 e 2005 e também explicavam o rápido aumento de preços, aumento da proporção de proprietários de imóveis sobre alugadores e o aumento do endividamento.

Haughwout et. al (2011), exploraram o papel dos investidores no mercado imobiliário na crise Americana de 2009. Através da análise de bases de dados relacionadas ao crédito imobiliário, verificaram que (i) os investidores (definidos como compradores que já possuíam uma residência no momento da compra) estavam mais presentes nos quatro estados nos quais a bolha foi mais intensa, (ii) no início do ciclo de alavancagem, que antecede o “boom”, o financiamento tanto para aquisição da primeira moradia como para investimento aumentou, (iii) investidores, diferentemente dos moradores, alavancavam-se o máximo que podiam, (iv) investidores declaravam estar comprando residências para morar, de forma a diminuir suas taxas de financiamento e, principalmente, (v) as taxas de inadimplência eram maiores entre investidores do que entre moradores.

No Brasil, foram encontrados poucos estudos no sentido de acompanhar e analisar o comportamento dos preços das residências. Alguns estudos que estão relacionados ao assunto são Silva (2010), que avaliou a possibilidade de se utilizar *Covered Bonds* como um novo instrumento de crédito para o mercado imobiliário, Mendonça (2013), que analisou os determinantes da demanda por crédito imobiliário e o efeito de um choque de política monetária sobre ela e também avaliou a existência ou não de uma bolha imobiliária, além de estudos realizados trimestralmente pelo Núcleo de Real Estate da Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, como, por exemplo, a carta publicada no primeiro trimestre de 2011, que analisou o aumento do preço dos imóveis sob a ótica dos custos de incorporação.

Rosa (2010) sugeriu o uso de *Covered Bonds* como alternativa ao financiamento de longo prazo no Brasil. *Covered Bonds* são instrumentos de dívida que são garantidos por alienação fiduciária residencial ou comercial, pelo próprio setor público ou por navios. A autora explicou que a diferença principal entre um *Covered Bond* e um título com lastro em determinado ativo (ABS) é que no primeiro a instituição emissora também é responsável por garantir o pagamento da dívida, enquanto que no segundo a garantia vem apenas do ativo atrelado à dívida. Além disso, a instituição emissora deve manter o ativo atrelado ao *Covered Bond* em seu balanço. Concluiu que esse instrumento seria benéfico para o Brasil, porque: 1) caracteriza mais uma forma de financiamento imobiliário; 2) possui um nível de risco menor do que os CRI's, uma vez que existe também a garantia do emissor (instituição financeira). Ainda não houve emissões no mercado Brasileiro até agora.

Mendonça (2013) analisou os determinantes da demanda por crédito imobiliário no Brasil e o efeito de um choque na política monetária sobre ela através de um modelo cujas variáveis explicativas eram: (i) índice de preço dos imóveis, (ii) taxa do financiamento e (iii) renda, além de uma variável de escala - o índice da produção industrial da construção civil. Analisou também se o volume do financiamento tinha efeito sobre o preço dos imóveis, o que levaria em uma causalidade reversa no modelo. Para testar isso, elaborou uma equação para o preço com base em: (i) demanda por financiamento, (ii) taxa SELIC, (iii) índice de aluguel e (iv) taxa de variação do custo geral da construção civil. O autor assumiu que o contexto das variáveis podia ter se alterado ao longo do tempo (chamou essas mudanças de quebras estruturais) por causa de mudanças na legislação e incentivos do Governo. Para endereçar essas quebras ele utilizou um modelo conhecido como *Markov Switching Models*.

O modelo utilizado para testar o choque da taxa SELIC sobre a demanda por crédito imobiliário foi o de VAR estrutural. Foram utilizadas três variáveis para representar o mercado imobiliário: (1) a concessão de crédito imobiliário; (2) a inadimplência e (3) o índice do produto nacional da construção civil.

Concluiu que (i) preço dos imóveis e taxa de financiamento são os fatores mais importantes ligados à demanda de crédito imobiliário, (ii) existe uma relação de causalidade reversa entre o preço dos imóveis e a demanda por crédito e (iii) o

modelo prediz que a demanda por crédito imobiliário tem estado sujeita a ciclos de retração e expansão desde 2003.

A Tabela 1, Tabela 2, Tabela 3 e Tabela 4 resumem os objetivos e resultados das linhas de estudo de cada autor apresentados aqui.

Tabela 1 - Resumo dos trabalhos da linha de Juros, Taxa de Aluguel e Custo de Moradia

Autor	Objetivo	Resultados
Himmelberg, Mayer e Sinai (2005)	Comparar o histórico de indicadores como taxa de aluguel e preço por renda em 17 cidades Americanas de 1980 a 2004 e verificar se os patamares mais recentes poderiam indicar a existência de bolha.	Não encontrou indícios de que os indicadores estavam em patamares anormais e, portanto, não concluiu que havia uma bolha imobiliária.
Mayer e Sinai (2007)	Testar a relação entre a taxa de aluguel e o custo de moradia, a disponibilidade de financiamento, a valorização passada de um e cinco anos e a expectativa de inflação.	O custo de moradia e a valorização passada de cinco anos são as principais variáveis explicativas da taxa de aluguel, enquanto a expectativa de inflação e a valorização passada de um ano não são variáveis explicativas relevantes.
Kim (2008)	Verificar a relação entre a variação do aluguel implícito e proporção de imóveis alugados no total de imóveis.	Verifica que essa relação varia no tempo bem como a relação entre o aluguel medido e o implícito e que, portanto, utilizar o aluguel implícito como aproximação do aluguel medido pode levar a distorções nos resultados.
Gallin (2008)	Verificar a relação entre a taxa de aluguel e variações no valor do aluguel medido e no preço dos imóveis.	Quando a taxa de aluguel é baixa, a variação do valor dos aluguéis medidos é maior do que a variação nos preços dos imóveis, implicando que eles devem tender a convergir.
Campbell, Morris, Gallin e Martin (2009)	Verificar o efeito da expectativa de juros reais, crescimento dos aluguéis reais e prêmio de risco na taxa de aluguel no período de 1975 e 2005 nos Estados Unidos.	Crescimento do aluguel não tem poder explicativo relevante sobre a taxa de aluguel, enquanto o prêmio de risco explica 65% do aumento dos preços dos imóveis de 1997 a 2005.
Glaeser, Gottlieb e Gyourko (2010)	Verificar o impacto das taxas de juros real, do LTV e do afrouxamento das políticas de crédito no aumento do preço dos imóveis entre 1996 e 2006 nos Estados Unidos.	Verificou que a variação na taxa de juros real explica 20% dos aumentos dos preços dos imóveis nesse período e que a variação no LTV e o afrouxamento das políticas de crédito não são variáveis explicativas relevantes.

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 2 - Resumo dos trabalhos da linha de Políticas de Crédito

Autor	Objetivo	Resultados
Mayer e Hubbard (2009)	Verificar se a variação no crescimento do produto, o custo de moradia e as políticas de crédito tem relação com o crescimento acelerado dos preços dos imóveis nos Estados Unidos e se apresentam o mesmo padrão na Espanha, França, Grã-Bretanha e Austrália.	O comportamento das políticas de crédito e do crescimento do produto não foi padrão nos países citados durante seus períodos de crescimento de preços acelerados, mas a taxa de juros real é uma variável explicativa relevantes tanto nesses países quanto nos Estados Unidos.
Khandani, Lo e Merton (2009)	Simular a exposição do sistema financeiro Americano ao crédito imobiliário de 2006 a 2009 e verificar sua variação frente à taxa de juros reais, aumento nos preços dos imóveis e afrouxamento das políticas de crédito.	Verifica que durante esse período, uma combinação de queda na taxa de juros em queda com aceleração dos preços de imóveis e maior facilidade na obtenção de financiamento imobiliário aumentou a exposição de crédito do sistema financeiro Americano em 5.2x, de 330 bilhões de dólares de perda para 1,7 trilhões de dólares.
Mian e Sufi (2010)	Testa a relação entre o endividamento das famílias e o preços de imóveis no período de 2002 a 2009 nos Estados Unidos.	Verifica que o aumento no endividamento das famílias no período de 2002 a 2006 foi o principal responsável pelo aumento na inadimplência de 2007 a 2009 e pela queda nos preços das residências.
Favilukis, Ludvigson e Nieuwerburgh (2010)	Verificar a influência das políticas de crédito e do fluxo de capitais na variação dos preços dos imóveis nos Estados Unidos de 1992 a 2010.	O aumento da oferta de crédito explicou 53% da variação dos preços dos imóveis nesse período, mas o fluxo de capitais não se mostrou uma variável explicativa significativa.

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 3 - Resumo dos trabalhos da linha de Comportamento dos Compradores

Autor	Objetivo	Resultados
Case e Shiller (1988)	Verificar, por meio de questionários, se havia diferença na justificativa que compradores recentes de imóveis davam para terem realizado a compra em cidades nas quais os imóveis passavam por crescimento acelerado de preço ("boom") e nas demais cidades.	Compradores de cidades "boom" tinham expectativas de valorização maiores do que compradores das demais cidades estudadas.

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 4 - Resumo dos trabalhos das demais linhas de pesquisa

Autor	Objetivo	Resultados
Haughwout, Lee, Tracy, Klaauw (2011)	Verificar se existe relação entre o número de compradores de imóveis que já possuíam uma residência (chamados investidores) e a variação dos preços dos imóveis nos Estados Unidos como um todo e em estados que passaram por um "boom" de preços de 1999 a 2011.	Concluíram que nos estados que experimentaram o "boom", o nível de investidores era superior ao da média nacional e que os preços dos imóveis nesses estados sofreram variações maiores do que a média nacional.
Sommer, Sullivan e Verbrugge (2011)	Analisa a variação da taxa de aluguel em relação à variação na taxa de juros real, nas políticas de crédito e na variação da renda real nos Estados Unidos entre 1995 e 2005.	Verifica que variações na taxa de juros real e no LTV explicam 50% da variação na taxa de aluguel no período estudado.
Rosa (2010)	Analisar a viabilidade da utilização de <i>Covered Bonds</i> como alternativa de financiamento imobiliário para o Brasil.	Concluiu que os <i>Covered Bonds</i> são uma alternativa de financiamento viável, uma vez que oferece baixo risco para o sistema financeiro e um spread menor do que as demais opções de financiamento (exceto a poupança).
Mendonça (2013)	Analisar os determinantes da demanda por crédito imobiliário no Brasil e o efeito de um choque de política monetária sobre o setor imobiliário.	Verifica que a taxa de juros e o preço dos imóveis são os dois fatores mais relevantes para a demanda por crédito imobiliário.

Fonte: Elaboração do autor

3. Evolução dos Mercados de São Paulo e Rio de Janeiro

Esta seção analisa a evolução dos dados utilizados neste trabalho e os comparam com os demais dados disponíveis no Brasil sobre o mercado imobiliário, a fim de verificar se os dados escolhidos estão coerentes com os demais.

3.1 Preço dos Imóveis

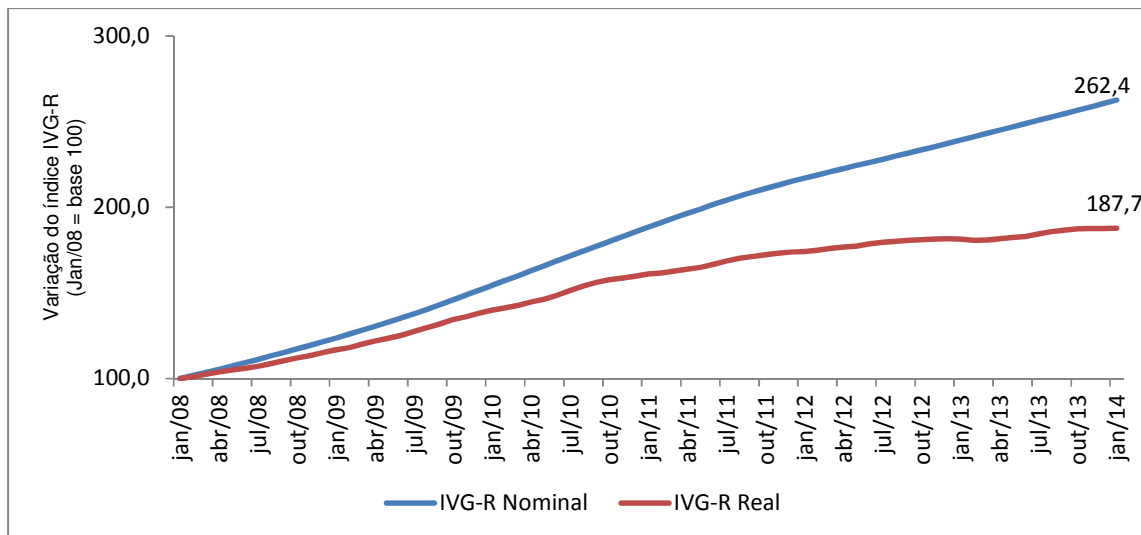
Serão apresentadas duas bases de dados nesta subseção: o IVG-R do Banco Central do Brasil e o índice FipeZap.

O índice IVG-R, divulgado pelo Banco Central, apresenta a evolução nominal do valor das garantias dos imóveis financiados, ou seja, o valor do imóvel determinado pelos bancos no momento da concessão do financiamento, para 11 regiões (Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo). Os dados são divulgados no formato de índice e tem início em Março de 2001. Este trabalho considera o índice IVG-R como uma aproximação do índice de preços medidos dos imóveis residenciais.

Da mesma forma que Himmelberg et al (2005), este trabalho irá mostrar o crescimento dos preços reais dos imóveis e utilizará a base do IPCA-15 - cujas regiões coincidem com as do índice IVG-R durante todo o período de estudo -, desconsiderando o grupo habitação, conforme sugerido por Campbell, Morris, Gallin e Martin (2009). Para montar o deflator sem o grupo de habitação, o peso dos demais grupos do índice foi re-escalado linearmente, de forma que o peso final do grupo habitação fosse zero e o restante somasse 100%.

A Figura 1 apresenta os gráficos do índice nominal e do deflacionado.

Figura 1 - Evolução do índice de garantia para financiamentos imobiliários (IVG-R)



Fonte: Banco Central do Brasil

O índice completo tem início em Março de 2001, entretanto utilizou-se apenas o período entre Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014, para que a janela de observação fosse comparável à dos demais índices utilizados, que se iniciam em Janeiro de 2008.

Pode-se dividir esse crescimento em dois momentos diferentes: o primeiro, compreendido entre os anos 2008 e 2010, foi de crescimento acentuado nos preços dos imóveis residenciais, com taxa real de 17,2% ao ano, e o segundo, após 2010, foi da ordem de 5,2% real ao ano.

O crescimento real do período de análise como um todo foi de 11,0% ao ano, ou seja, observa-se que os preços dos imóveis, aproximado pelo IVG-R, mostrou um crescimento acelerado no período em estudo. A título de comparação, o crescimento do real do IVG-R de Janeiro de 2001 a Janeiro de 2008 foi de 3,8%.

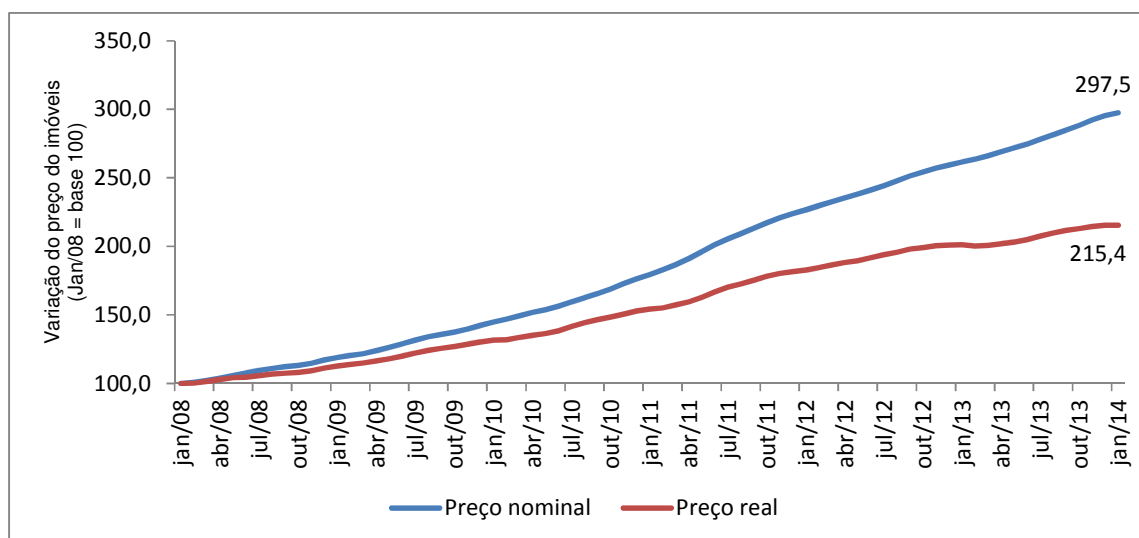
O índice Fipe-Zap, divulgado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe) em conjunto com o Zap Imóveis - *website* de anúncios de imóveis, apresenta o crescimento mensal do preço por metro quadrado dos imóveis em determinadas regiões, com base nos preços anunciados no *website*. Como os preços são anunciados por bairro, para se chegar ao preço para a cidade o indicador passa por

uma ponderação que considera a renda do bairro na composição da renda da cidade, medido pelo Censo Demográfico do IBGE.

Os índices de preço das cidades de São Paulo e Rio de Janeiro para o período de Janeiro de 2008 (período de início do índice) a Janeiro de 2014 estão apresentados na Figura 2 e na Figura 3.

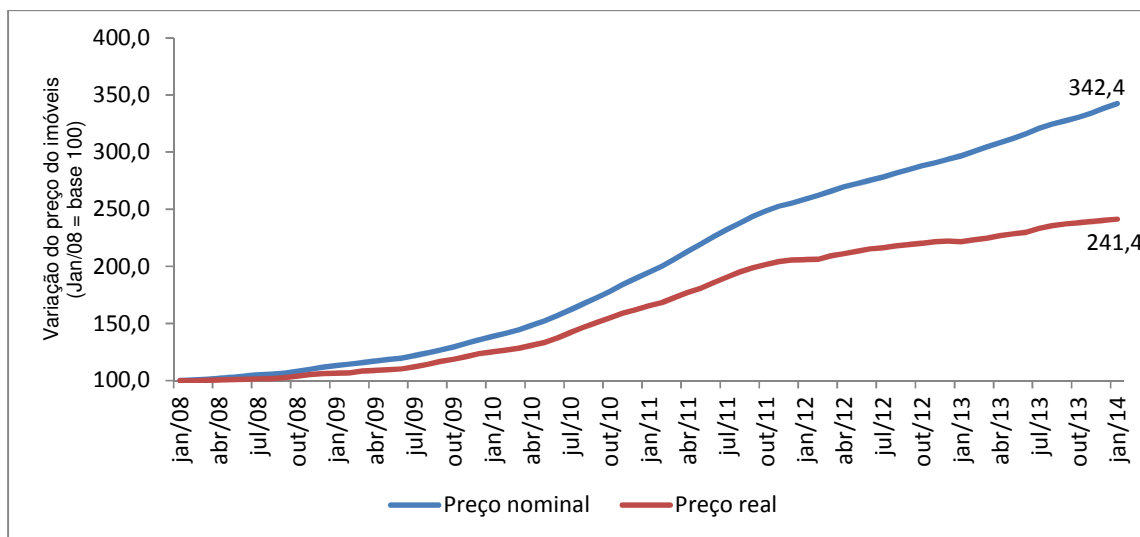
De forma semelhante ao IVG-R real, o índice Fipe-Zap real foi deflacionado utilizando o IPCA-15 para a região metropolitana específica e excluindo-se o grupo habitação. Um possível problema nesses dados seria o fato de o IPCA considerar não apenas as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro, como no índice Fipe-Zap, mas sim as suas respectivas regiões metropolitanas. Um índice real ainda mais coerente utilizaria dados de inflação específicos da cidade em questão, entretanto esses dados não estão disponíveis.

Figura 2 - Evolução do índice de preços da cidade de São Paulo



Fonte: FipeZap

Figura 3 - Evolução do índice de preços da cidade do Rio de Janeiro



Fonte: FipeZap

Semelhante ao IVG-R, o índice FIPE-Zap aponta para um crescimento acelerado nos preços dos imóveis residenciais nos últimos cinco anos. A principal diferença entre o índice Fipe-Zap e o IVG-R é que o primeiro mostra um crescimento acelerado que persiste até meados de 2011 para ambas as cidades, enquanto no segundo ele para no final de 2010. Uma possível explicação é que os anunciantes demoraram em ajustar suas expectativas de valorização, o que só ocorreu após o tempo entre oferta e venda do imóvel ter aumentado.

A taxa de crescimento do índice real no período para São Paulo foi de 13,6% ao ano, enquanto que no Rio de Janeiro essa taxa foi de 15,8%, taxas superiores às observadas no IVG-R real, o que, partindo do princípio de que são comparáveis, indica que a valorização dos preços de imóvel nas demais cidades que abrangem o IVG-R foi inferior ao das cidades de São Paulo e Rio de Janeiro. Uma melhor comparação poderia ser realizada caso o IVG-R fosse divulgado para cada uma das regiões que o compõe, mas não é o caso por enquanto.

3.2 Aluguéis residenciais

Foram utilizadas três bases de dados para medir o crescimento do valor dos aluguéis residenciais: o subitem aluguel residencial do índice de inflação IPCA-15, o

crescimento dos aluguéis anunciados medido pelo FipeZap e a variação dos aluguéis residenciais medida pelo Secovi em São Paulo.

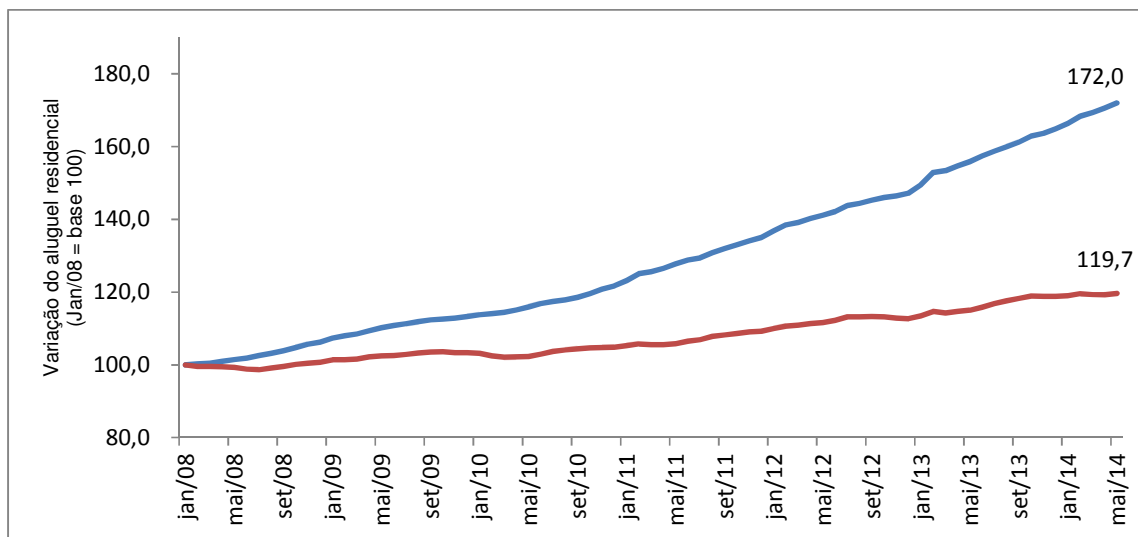
A primeira fonte de dados foi o subitem “Aluguel Residencial” do grupo “Habitação” do índice de inflação IPCA-15, divulgado mensalmente pelo IBGE como o crescimento do valor dos aluguéis em relação ao mês anterior. Essa técnica foi utilizada por pesquisadores do mercado imobiliário como aproximação para o crescimento do valor medido dos aluguéis, como Gallin (2008), Campbell, Morris, Gallin e Martin (2009) e, no caso Brasileiro, Mendonça (2013).

O uso do índice IPCA-15 é preferido sobre o IPCA pelo fato de abranger exatamente as mesmas regiões do índice IVG-R divulgado pelo Banco Central do Brasil em toda a extensão da amostra, portanto, sendo mais comparável.

O índice de aluguel também foi deflacionado pelo IPCA-15, excluindo-se o grupo “Habitação” do mesmo modo que o índice de preços.

A evolução do indicador está na Figura 4.

Figura 4 - Evolução do índice de aluguel residencial



Fonte: subitem "Aluguel Residencial" do IPCA-15

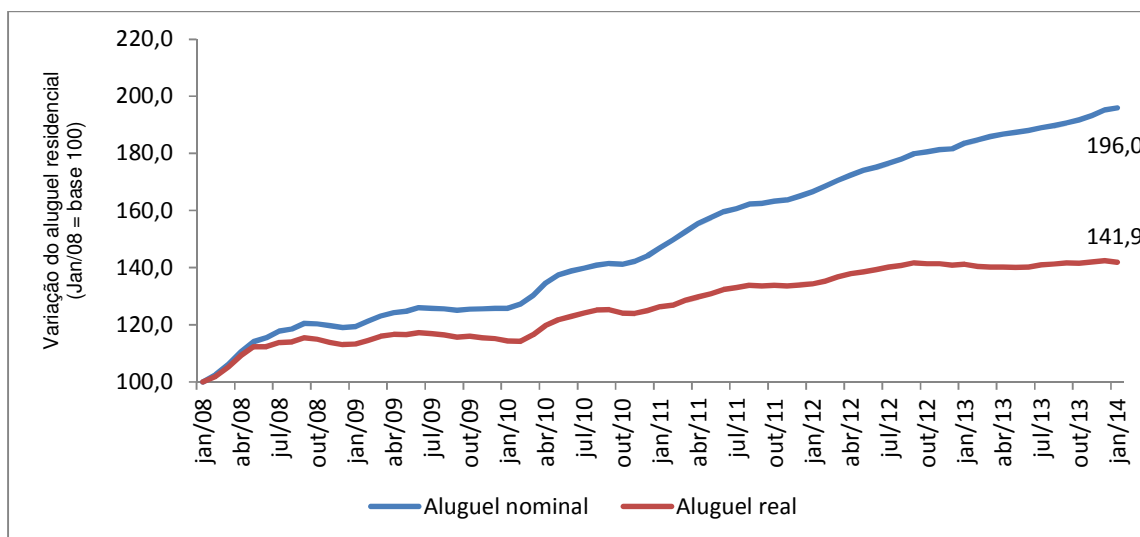
Diferentemente do IVG-R real, o índice real de aluguéis não apresentou dois momentos de crescimento diferentes, apenas um crescimento relativamente

constante. A taxa real no período foi de 2,9% ao ano, consideravelmente abaixo do crescimento real do IVG-R (de 11,0% ao ano).

O Fipe-Zap, da mesma forma que para o índice de preços, divulga mensalmente um índice dos aluguéis residenciais para as regiões do índice de preços apresentado anteriormente.

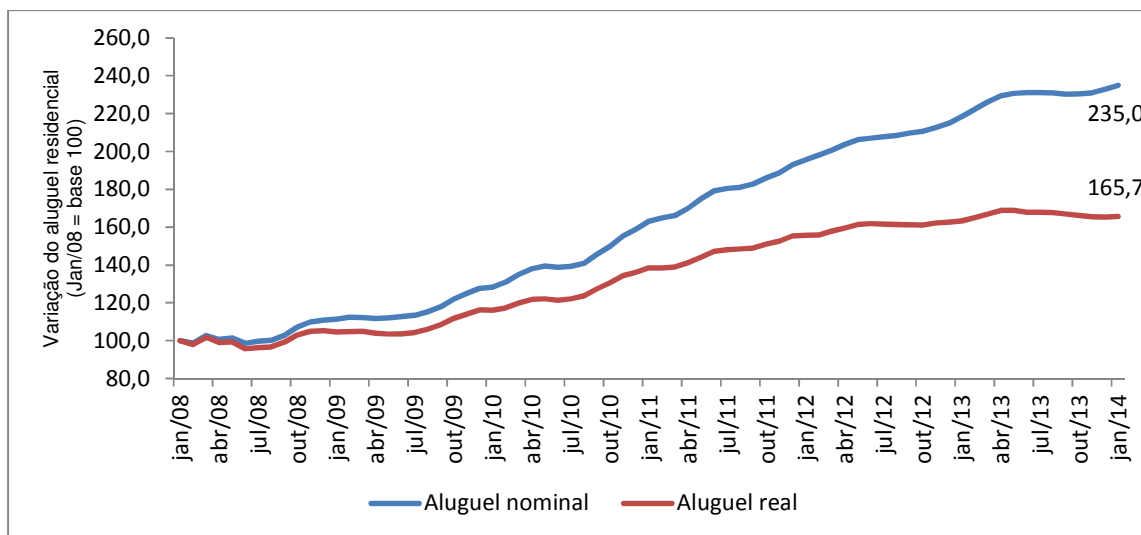
As Figura 5 e Figura 6 apresentam a evolução nominal e real do índice de aluguéis. O deflator utilizado para o índice real foi o mesmo utilizado no índice de preços do Fipe-Zap abordado anteriormente.

Figura 5 - Evolução do índice de aluguel medido para a cidade de São Paulo



Fonte: FipeZap

Figura 6 - Evolução do índice de aluguel medido para a cidade de Rio de Janeiro



Fonte: FipeZap

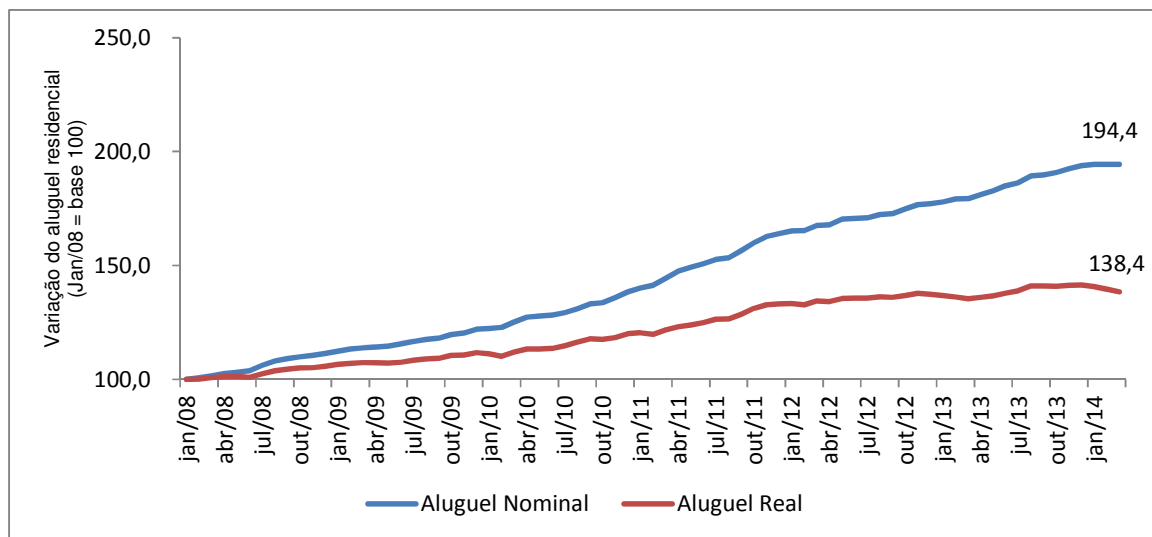
O índice real proveniente do Fipe-Zap mostra um crescimento real do aluguel no período observado, a uma taxa de 6,0% real na cidade de São Paulo e 8,8% real na cidade do Rio de Janeiro. Dois pontos são relevantes na análise desse dado: (a) o crescimento real do aluguel menor em São Paulo do que no Rio de Janeiro está em linha com a diferença observada no crescimento dos preços e está, em um primeiro momento, coerente com a teoria e (b) existe uma diferença maior entre o crescimento do aluguel e do preço para os índices medidos pelo Fipe-Zap do que pelos medidos pelo conjunto IVG-R e IPCA-15. Isso pode significar que os preços dos imóveis nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro sobre-reagiram em relação ao das demais regiões metropolitanas, uma vez que a taxa de juros real e o embasamento teórico são os mesmos para todas as regiões estudadas.

A terceira base de dados estudada foi a da Secovi, que mostra o crescimento mensal dos aluguéis na cidade de São Paulo e é divulgada pelo Sindicato da Habitação (Secovi) de São Paulo. A metodologia deste índice consiste em coletar uma amostra do valor dos aluguéis por metro quadrado negociado nas imobiliárias com as quais a Secovi tem relacionamento e realizar tratamentos estatísticos que levam em consideração as características de cada imóvel (como, por exemplo, número de dormitórios, estado de conservação, tamanho, entre outros) e sua

localização para se chegar ao crescimento do valor médio do aluguel. A metodologia está disponível a pedido.

A Figura 7 mostra a evolução do índice nominal e deflacionado usando a mesma métrica dos demais índices apresentados anteriormente.

Figura 7 - Evolução do índice de aluguel observado para a cidade de São Paulo



Fonte: Secovi-SP

Apesar da diferença na metodologia, o índice do Secovi apresenta resultados similares aos do índice do Fipe-Zap, mostrando crescimento real do aluguel de 5,5% ao ano e também está em concordância com a teoria.

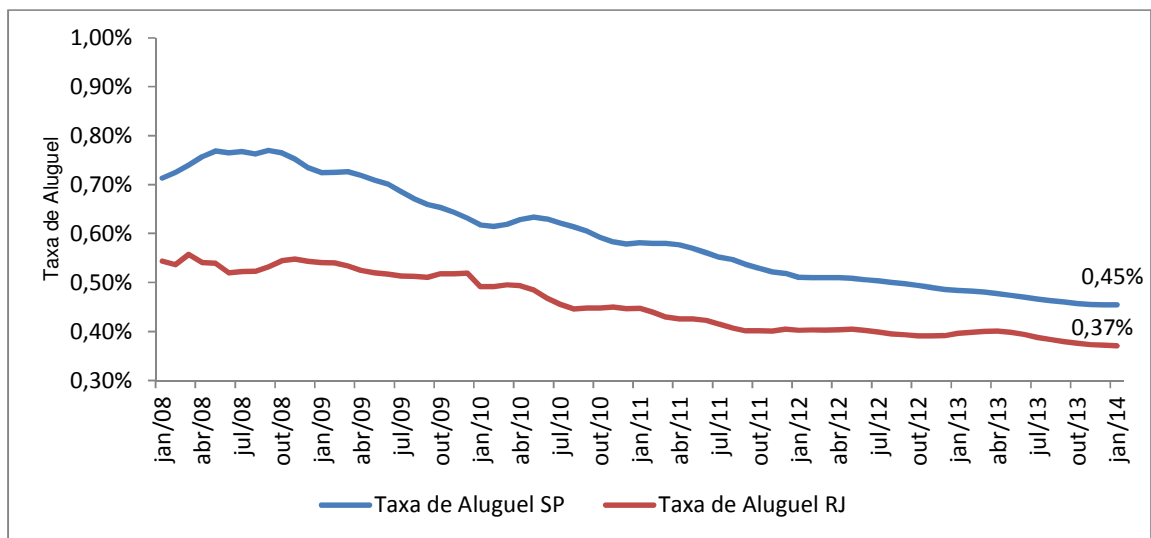
3.3. Taxa de Aluguel

Trata-se da razão entre o aluguel mensal e o preço do imóvel medido em determinado mês e é uma das variáveis mais estudadas na literatura, como em Campbell et. al (2009), Mayer e Sinai (2007), Gallin (2008), entre outros.

Atualmente, a única base localizada com esses dados é proveniente do Fipe-Zap. A

Figura 8 mostra a evolução da Taxa de Aluguel nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro no período de Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014, segundo o Fipe-Zap.

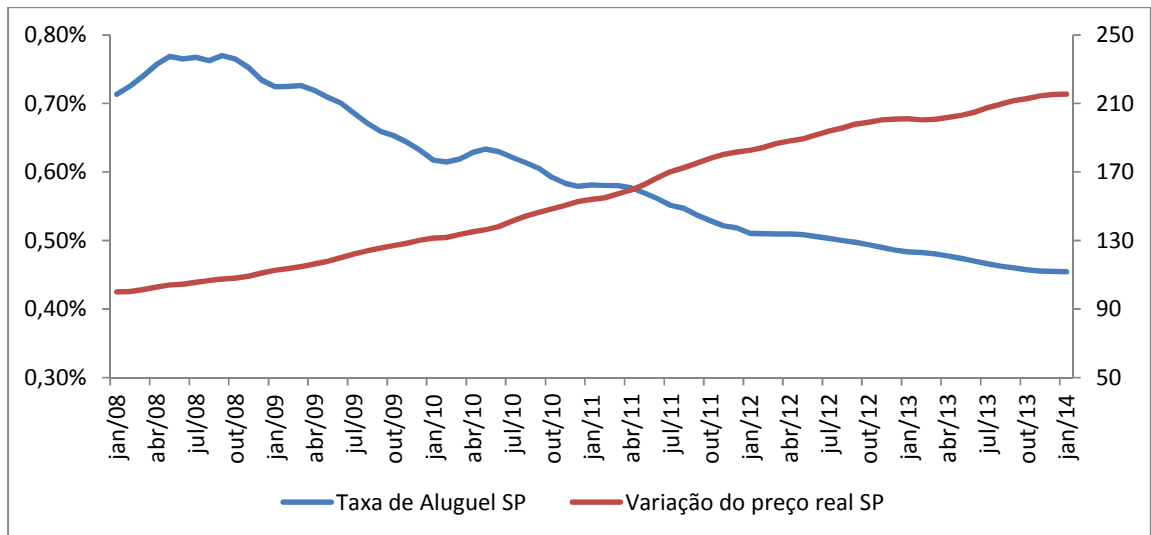
Figura 8 - Taxa de Aluguel nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro



Fonte: FipeZap

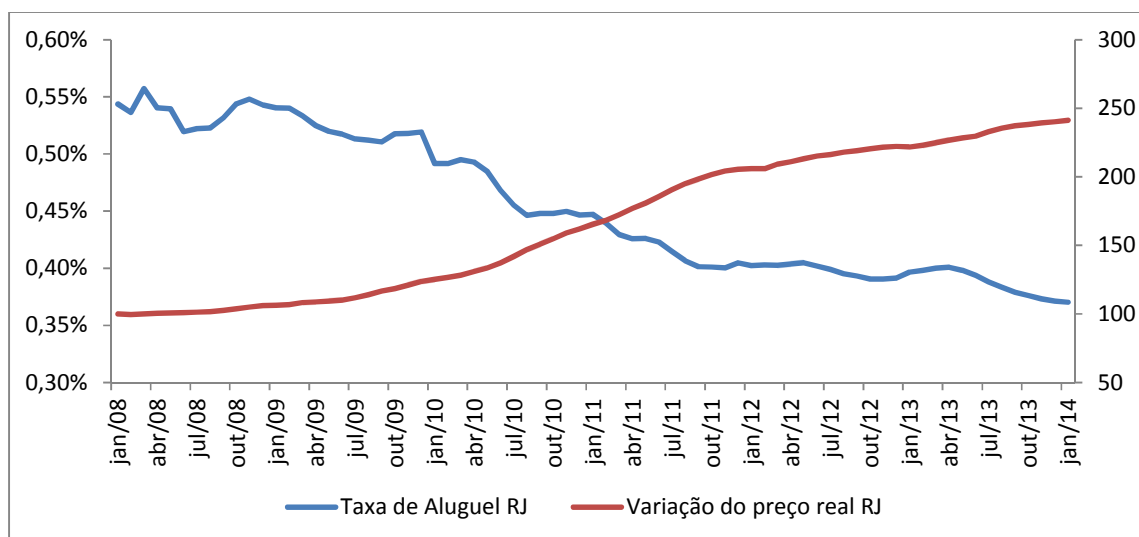
Percebe-se um comportamento inverso ao da variação do preço dos imóveis, medidos tanto pelo IVG-R quanto pelo próprio Fipe-Zap, indicando que o crescimento dos preços dos imóveis e dos aluguéis ocorreram em velocidades diferentes, como mostram as Figura 9 e Figura 10.

Figura 9 - Comparação entre a taxa de aluguel e a variação do preço dos imóveis em São Paulo



Fonte: FipeZap

Figura 10 - Comparação entre a taxa de aluguel e a variação do preço dos imóveis no Rio de Janeiro



Fonte: FipeZap

3.4. Taxa de Juros Real

A teoria convencional sugere que sejam utilizadas expectativas de taxas de juros reais livres de risco, ou seja, de curto prazo, como em Hendershott e Slemrod (1983). Entretanto, Himmelberg, Mayer e Sinai (2005) argumentam que a expectativa de juros reais que deve ser utilizada na equação do Custo de Moradia para calcular o aluguel imputado seria a taxa de longo prazo. Eles ponderam que os potenciais compradores de residências são capazes de antecipar movimentos nas taxas de juros reais, o que impactaria o custo de moradia e, conseqüentemente, o preço teórico das residências. Por exemplo, se a taxa de juro real de longo prazo for maior do que a de curto prazo, deixando implícito que última irá subir, então os potenciais compradores irão antecipar um aumento no custo de moradia e, conseqüentemente, um aumento menor no preço das casas do que outrora aconteceria caso a taxa real se mantivesse inalterada. Nesse cenário, a diferença entre as taxas de juros de curto e longo prazo sugere que o componente de expectativa de valorização das residências seria menor.

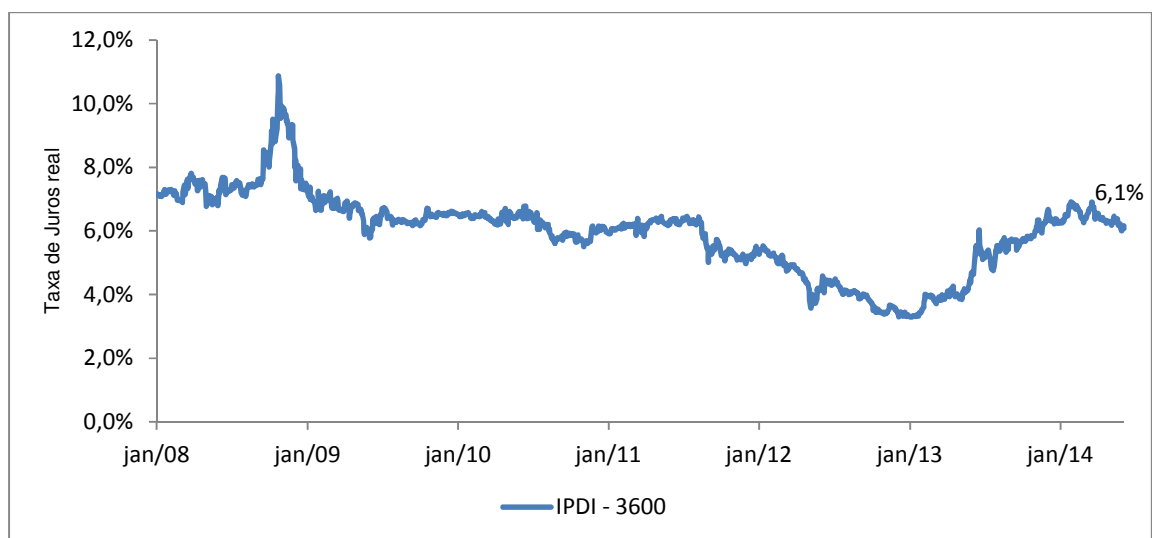
Dessa forma, como a componente de expectativa de valorização futura utilizada neste trabalho é constante vai se utilizar uma taxa de juros reais de longo prazo para

evitar que a expectativa de valorização seja influenciada por parâmetros que podem ser antecipados.

A base de taxa de juros reais de longo prazo escolhida para esse estudo sobre o Brasil foi o *swap* de IPCA contra DI para um horizonte de 10 anos, divulgado diariamente pela BMF&Bovespa com histórico desde 2005. Essas são taxas de não-arbitragem entre os contratos futuros atrelados ao DI (taxa pré-fixada) e os atrelados ao IPCA e representam a expectativa de juros reais para determinado horizonte, neste caso para o de 10 anos (ou 3600 dias corridos).

A Figura 11 mostra a evolução da expectativa da taxa de juros real de 10 anos desde Janeiro de 2008.

Figura 11 – Evolução da expectativa de 10 anos da taxa de juros real no Brasil



Fonte: BMF&Bovespa

Os dados mostram que a expectativa de juros reais tem caído desde o início da amostragem. Houve um pico entre Setembro de 2008 e janeiro de 2009 que coincide com a quebra do banco Lehman Brothers (em 15 de Setembro de 2008).

Em meados de 2011 houve uma descontinuidade na expectativa de juros reais de longo prazo que coincidiu com os discursos do Governo Federal que, na época, previam uma taxa de juros real entre 2% e 3% até o final de 2014, mas que se

inverteu a partir de meados de 2012. A média da taxa real no período estudado foi de 5,9% ao ano.

Em um primeiro momento, a tendência de queda na expectativa dos juros reais observada desde 2008 é coerente com uma alta nos preços dos imóveis, uma vez que o custo de moradia seria maior, *ceteris paribus*.

3.5. Demais componentes do custo de moradia

Recapitulando, a equação do custo de moradia apresentada na seção de revisão da literatura envolve não apenas a taxa de juros reais, mas também componentes de impostos da propriedade (τp) e marginal do indivíduo (τy), taxas de depreciação/manutenção (δ), prêmio de risco (g) e expectativa de valorização futura (EG).

$$(5) UC = (i + \tau p)(1 - \tau y) + \delta + g - EG$$

No Brasil, o imposto sobre os imóveis residenciais é conhecido como IPTU (Imposto Predial e Territorial Urbano) e fica sob a tutela dos municípios, que podem alterá-los e são responsáveis por sua arrecadação. Em São Paulo, a alíquota base do IPTU para imóveis residenciais é de 1,0% sobre o valor venal, apurado segundo as Leis 10.235/1986 e 15.044/2009, enquanto no Rio de Janeiro é de 1,2%.

No período abordado neste trabalho, não houve mudança na alíquota do IPTU em nenhum município das regiões abordadas. O fato de as alíquotas serem diferentes entre os municípios não influencia os resultados e, uma vez que não houve variação nessa alíquota ela não tem impacto na variação da Taxa de Aluguel.

Variações no imposto marginal do indivíduo têm influência teórica na Taxa de Aluguel e, consequentemente, no preço dos imóveis, conforme mostraram Hendershott e Slemrod (1983) e Poterba (1984). Todavia este estudo, em linha com o trabalho de Himmelberg et. al (2005), considera uma alíquota fixa para o imposto do indivíduo, de 27,5% e, portanto, com variação nula e sem impacto na variação da taxa de aluguel.

Da mesma forma que estudos como Himmelberg et. al (2005), Mayer e Hubbard (2009) e Mayer e Sinai (2007), os componentes de depreciação/manutenção e prêmio de risco foram considerados constantes (ambos a uma taxa de 2% do preço do imóvel ao ano). Outros autores, como Campbell et. al (2009) e Favilukis et. al (2012), estudam a variabilidade do prêmio de risco no tempo e verificam que ele pode ser considerado uma variável explicativa, constituindo-se uma possível área para futuros estudos.

Finalmente, para o componente de expectativa de valorização futura dos imóveis, utilizou-se a média histórica de ganho real para o período abordado, conforme proposto por Himmelberg et. al (2005). Outros autores, como Case e Shiller (1988) argumentam que os compradores de imóvel possuem expectativas baseadas na valorização de curto prazo e que elas são variáveis. As médias reais do período calculadas para as duas regiões que serão analisadas são: 13,6% ao ano para a cidade de São Paulo e 15,8% ao ano para a cidade do Rio de Janeiro, o que corresponde a uma taxa acima da média dos juros reais e do prêmio de risco para o período de 5,7% ao ano para São Paulo e 7,9% ao ano para o Rio de Janeiro.

A Tabela 5 resume os valores considerados para os demais componentes do custo de moradia em termos anuais e em função do preço do imóvel. Conforme mencionado anteriormente, todos os cálculos são realizados utilizando taxas mensais e, portanto, as taxas apresentadas abaixo foram posteriormente convertidas para valores mensais.

Tabela 5 - Resumo dos demais componentes considerados no custo de moradia (UC)

Componente	São Paulo	Rio de Janeiro
Imposto do indivíduo (τ_y)	27,5%	27,5%
Imposto da propriedade (τ_p)	1%	1,2%
Taxa de Depreciação (δ)	2%	2%
Prêmio de Risco (g)	2%	2%
Expectativa de valorização (EG^*)	5,7%	7,9%

* Representa o valor acima da média dos juros reais do período (5,9%) e do prêmio de risco (2%).

Fonte: Elaboração do autor

Por fim, a Tabela 6 apresenta uma descrição resumida das variáveis abordadas nesta seção, bem como sua fonte, e a Tabela 7 apresenta a descrição estatística dessas variáveis.

Tabela 6 – Resumo das variáveis abordadas na seção Base de Dados

Variável Observada	Descrição	Fonte
IVG-R	Proxy da variação do preço dos imóveis residenciais medido para as mesmas regiões utilizadas no IPCA-15	Banco Central do Brasil
Índice FipeZap - Preço	Variação do preço anunciado dos imóveis residenciais nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro	FIPE
IPCA15 - subitem "aluguel residencial"	Componente referente à inflação dos aluguéis residenciais que compõe o IPCA15. É utilizado como proxy da variação do valor do aluguel.	IBGE
Índice FipeZap - Aluguel	Variação do valor do aluguel anunciado dos imóveis residenciais nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro	FIPE
Índice Secovi/SP - Aluguel	Variação do valor do aluguel dos imóveis residenciais negociados nas imobiliárias vinculadas ao Secovi de São Paulo	Secovi/SP
Índice FipeZap - Taxa de Aluguel	Variação do da taxa de aluguel dos imóveis residenciais nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro	FIPE
Expectativa de Juros Reais (IPDI3600)	Expectativa com horizonte de 10 anos para a taxa de juros reais no Brasil com contratos negociados diariamente	BMF&Bovespa
IPCA15 - exclusive subitem "aluguel residencial"	Utilizado como deflator para se chegar aos índices reais	IBGE

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 7 – Descrição estatística das variáveis abordadas na seção Base de Dados

Variável Observada	Média	Mediana	Moda	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Número de Observações
IVG-R	1,35%	1,45%	0,80%	0,74%	1,91%	0,46%	72
Variação do Preço FipeZap - SP	1,53%	1,47%	1,38%	0,75%	2,62%	0,44%	72
Variação do Preço FipeZap - RJ	1,73%	1,35%	1,24%	0,36%	3,44%	0,83%	72
IPCA15 - subitem "aluguel residencial"	0,71%	0,70%	0,84%	0,20%	2,26%	0,35%	72
Variação do Aluguel FipeZap - SP	0,94%	0,75%	0,41%	(0,56%)	4,16%	0,93%	72
Variação do Aluguel FipeZap - RJ	1,20%	1,04%	0,21%	(2,78%)	4,14%	1,29%	72
Variação do Aluguel Secovi - SP	0,93%	0,80%	0,80%	0,10%	2,30%	0,59%	72
Taxa de Aluguel FipeZap - SP	0,59%	0,58%	0,58%	0,45%	0,77%	0,10%	72
Taxa de Aluguel FipeZap - RJ	0,45%	0,45%	0,40%	0,37%	0,56%	0,06%	72
Expectativa de Juros Reais (IPDI3600)	0,48%	0,50%	0,50%	0,27%	0,79%	0,10%	72
IPCA15 - exclusive subitem "aluguel residencial"	0,47%	0,48%	0,58%	(0,18%)	1,17%	0,28%	72

Fonte: Elaboração do autor

4. Metodologia e Resultados

Nesta seção será apresentada a metodologia dos testes realizados e os resultados obtidos.

Primeiramente, calculou-se o custo de moradia, em termos mensais, para as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro, com base nos dados apresentados na Tabela 5 e na expectativa de 10 anos da taxa de juros real (base BMF&Bovespa) e realizou-se a comparação entre esse cálculo e a taxa de aluguel (base FipeZap) para as mesmas cidades no período de Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014.

Espera-se com essa análise que o custo de moradia calculado tenha um comportamento coerente com a taxa de aluguel observada, conforme a teoria. As equações 6 e 7, derivadas da manipulação das equações 2 e 3 da seção de revisão da literatura, ilustram a relação esperada.

$$(6) \left(\frac{R}{P}\right) = UC$$

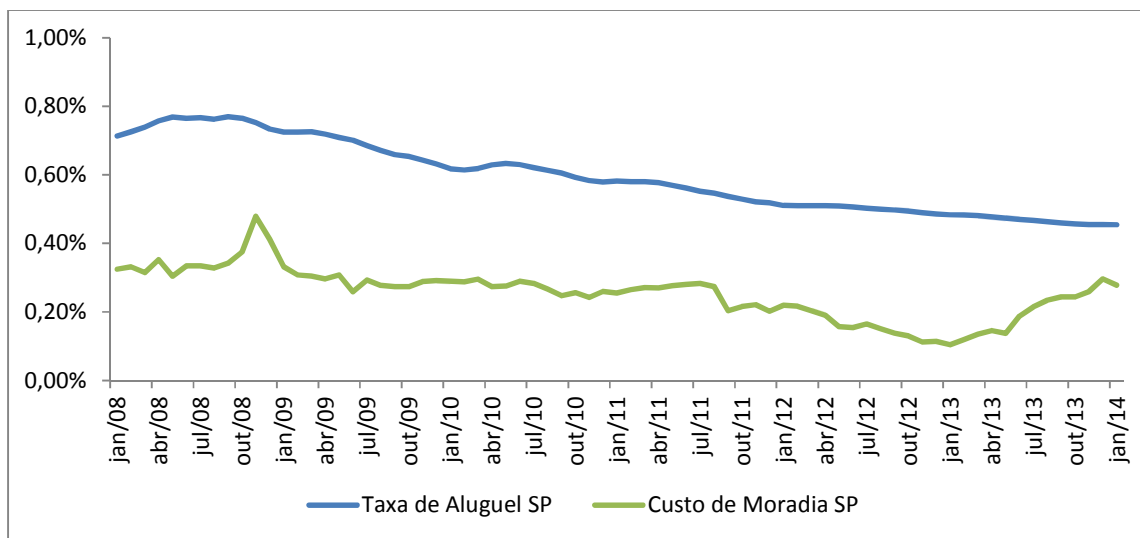
$$(7) UC = i(1 - \tau y) + \tau p(1 - \tau y) + \delta + g - EG$$

Em que:

$\left(\frac{R}{P}\right)$ = taxa de aluguel observada.

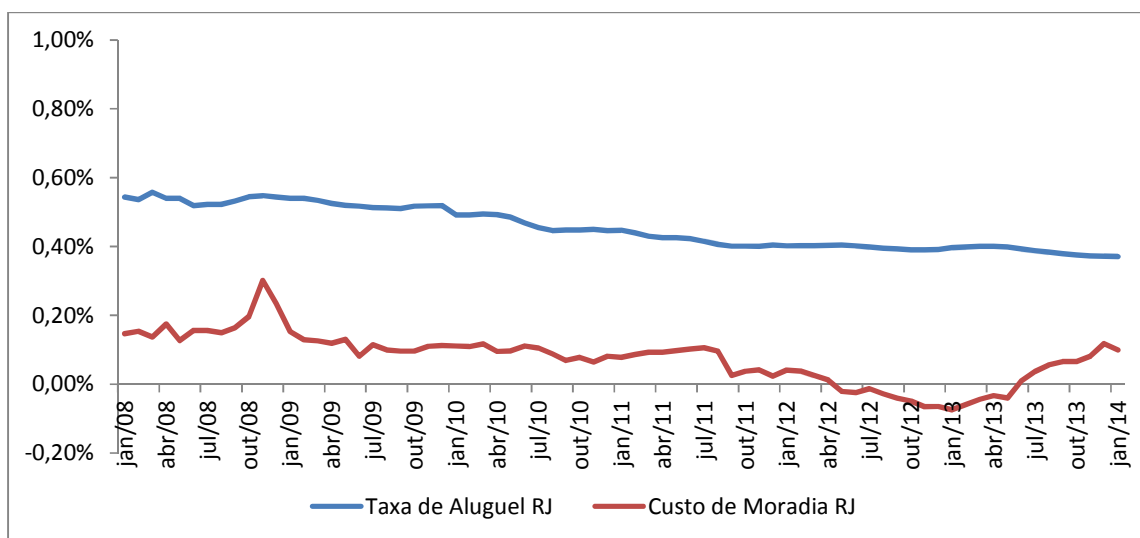
As Figura 12 e Figura 13 mostram os resultados gráficos dessa comparação.

Figura 12 - Comparação entre a taxa de aluguel e o custo de moradia calculado para a cidade de São Paulo



Fonte: Elaboração do autor

Figura 13 - comparação entre a taxa de aluguel e o custo de moradia calculado para a cidade do Rio de Janeiro



Fonte: Elaboração do autor

Os resultados mostram que os índices da taxa de aluguel medidos seguiram a mesma tendência do custo de moradia calculado, apesar de estarem deslocados. Esse deslocamento pode significar que alguma das constantes está subestimada.

Em seguida, testou-se a hipótese de que a variação da expectativa de 10 anos da taxa de juros real (base BMF&Bovespa) deduzida da taxa de imposto do indivíduo é uma variável explicativa relevante para a variação da taxa de aluguel (base FipeZap) para ambas as cidades e para o período de Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014.

Essa análise teve como intuito verificar se havia um padrão entre essas duas variáveis, conforme previsto pela teoria apresentada anteriormente. Segundo a equação 8, que deriva da manipulação da equação 7, a variação da taxa de aluguel deve seguir a mesma tendência da variação da expectativa da taxa de juros real, uma vez que as demais variáveis da equação do custo de moradia foram, por construção, consideradas constantes no tempo e, portanto, sua variação deve ser nula.

$$(8) \Delta\left(\frac{R}{P}\right) = \Delta i(1 - \tau y) + \Delta k$$

Em que:

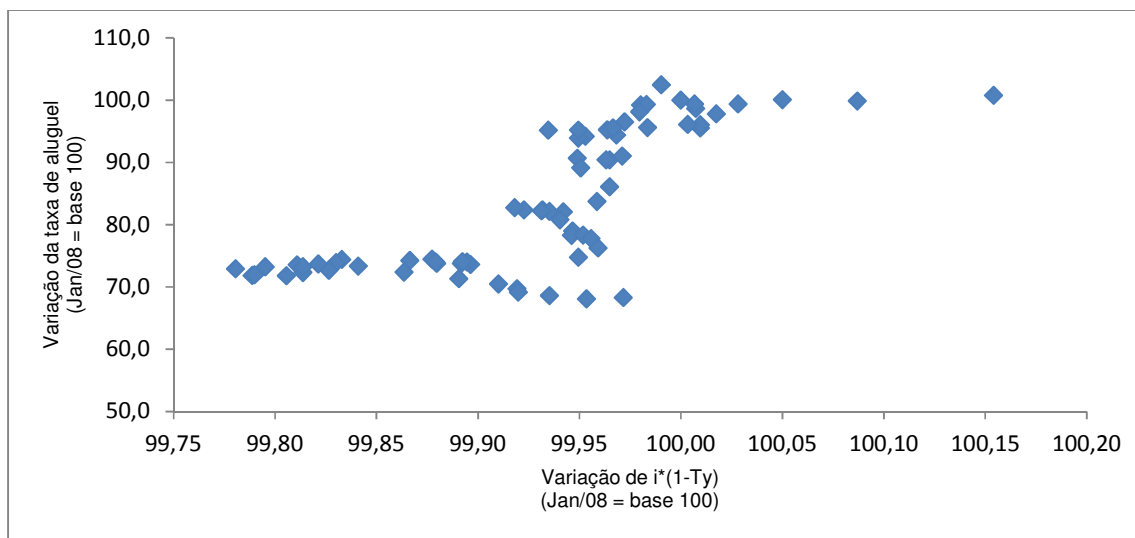
$\Delta\left(\frac{R}{P}\right)$, variação da taxa de aluguel observada.

$\Delta i(1 - \tau y)$, variação da expectativa de 10 anos da taxa real de juros descontada do imposto do indivíduo.

$\Delta k = 0$, corresponde à variação dos demais componentes do UC, que são considerados constantes neste estudo.

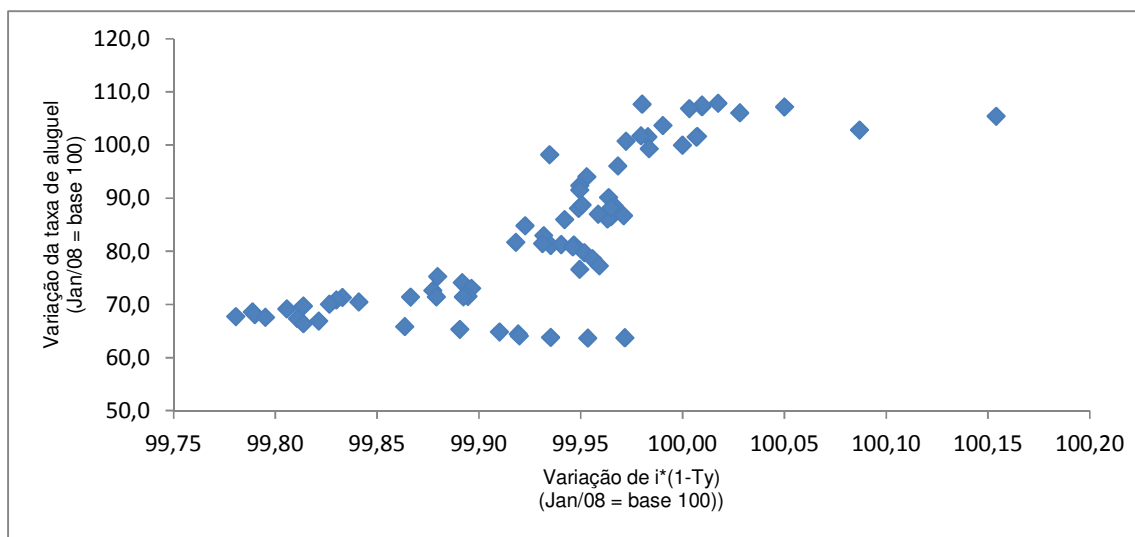
As Figura 14 e Figura 15 mostram o resultado da dispersão de $\Delta\left(\frac{R}{P}\right)$ (eixo y) contra $\Delta i(1 - \tau y)$ (eixo x) para as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro no período abordado.

Figura 14 - Dispersão entre a variação da taxa de aluguel em São Paulo e a expectativa de juros reais de 10 anos deduzida da taxa de imposto do indivíduo



Fonte: Elaboração do autor

Figura 15: Dispersão entre a variação da taxa de aluguel no Rio de Janeiro e a expectativa de juros reais de 10 anos deduzida da taxa de imposto do indivíduo



Fonte: Elaboração do autor

A análise gráfica mostra que, para ambas as cidades, há um padrão entre a variação da expectativa da taxa de juros reais e a variação da taxa de aluguel, conforme esperado.

Finalmente, realizaram-se duas regressões simples da forma da equação 9 para verificar qual era o poder explicativo da expectativa da taxa de juros real sobre a taxa de aluguel observada, ambos em frequência mensal, para as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro no período de Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014.

$$(9) \left(\frac{R}{P} \right) = \alpha + \beta i(1 - \tau y)$$

Dessa forma, o intercepto α representa a soma das constantes, de acordo com a Equação 10:

$$(10) \tau p(1 - \tau y) + \delta + g - EG$$

Aplicando-se os valores estimados na Tabela 5, convertidos para frequência mensal, espera-se que o intercepto α fique próximo de zero para São Paulo e de -0,2% para o Rio de Janeiro, enquanto β fique próximo de 1. Os resultados das regressões realizadas estão expressos na Tabela 8 e Tabela 9.

Tabela 8 - Resultados da regressão da expectativa de juros real (i) e da taxa de aluguel (R/P) para São Paulo

. regress Delta_R_P D_Taxa_Deduzida_mensal if cidade = "sp"						
Source	SS	df	MS			
Model	.000047924	1	.000047924	Number of obs = 73		
Residual	.000028424	71	4.0034e-07	F(1, 71) = 119.71		
				Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.6277		
				Adj R-squared = 0.6225		
Total	.000076348	72	1.0604e-06	Root MSE = .00063		
Delta_R_P	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
D_Taxa_Ded~1	1.110224	.1014723	10.94	0.000	.9078938	1.312554
_cons	.002093	.0003593	5.82	0.000	.0013765	.0028094

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 9 - Resultados da regressão da expectativa de juros real (i) e da taxa de aluguel (R/P) para o Rio de Janeiro

. regress Delta_R_P D_Taxa_Deduzida_mensal if cidade = "RJ"						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 73		
Model	.000015571	1	.000015571	F(1, 71) = 100.49		
Residual	.000011001	71	1.5494e-07	Prob > F = 0.0000		
Total	.000026572	72	3.6905e-07	R-squared = 0.5860		
				Adj R-squared = 0.5802		
				Root MSE = .00039		
Delta_R_P	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
D_Taxa_Ded~1	.632834	.0631276	10.02	0.000	.5069612	.7587068
_cons	.0023496	.0002235	10.51	0.000	.0019039	.0027953

Fonte: Elaboração do autor

Os resultados mostram que a expectativa da taxa de juros reais de 10 anos tem um poder explicativo relevante sobre a taxa de aluguel (R/P), com um R^2 de 62,7% para São Paulo e de 58,6% para o Rio de Janeiro.

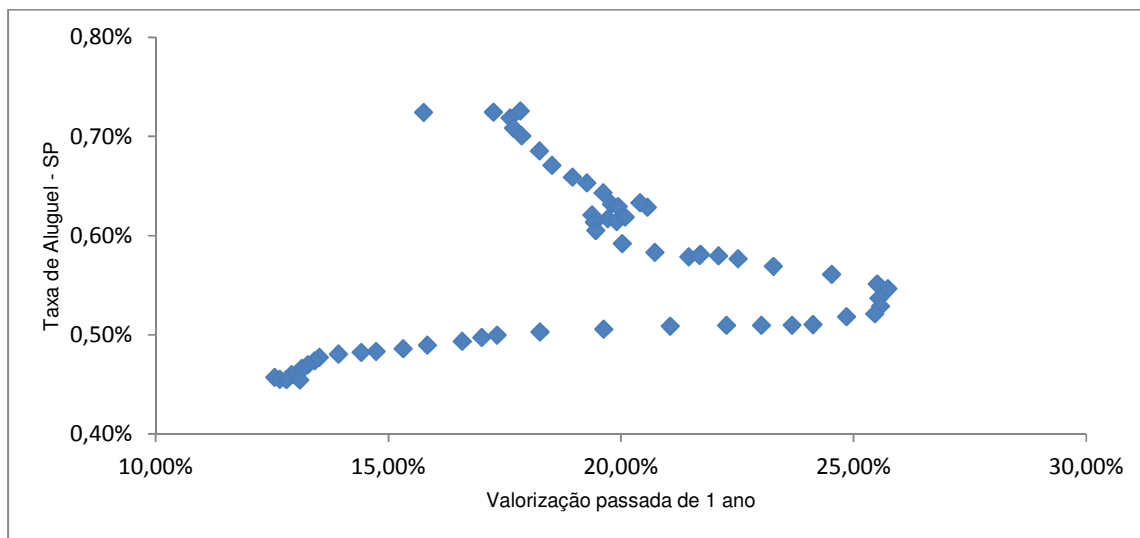
Em ambos os casos o intercepto (α) ficou próximo de zero e, portanto, dentro do esperado, bem como o coeficiente β para a cidade de São Paulo, que ficou em 1,1. Entretanto, o coeficiente β para a cidade do Rio de Janeiro ficou abaixo do esperado, em 0,63, o que pode significar que o imposto individual utilizado deveria ter sido ainda maior. Ambos os coeficientes são estatisticamente significantes no nível de confiança de 95%.

Além das análises realizadas acima, foram feitas regressões com outras duas variáveis explicativas em substituição à expectativa de juros real de 10 anos: a expectativa de inflação de 1 ano e a valorização passada do preço dos imóveis com uma janela de um ano. Mayer e Sinai (2007) testaram essas mesmas variáveis e concluíram que elas não tinham poder explicativo, enquanto a valorização passada com base em cinco anos era uma variável explicativa relevante. Entretanto, a base de dados utilizada neste trabalho não possui número de amostras suficiente para se realizar o teste de cinco anos.

Como base para a expectativa de inflação utilizou-se a pesquisa Focus para o IPCA, divulgada semanalmente pelo BCB, e como base para a valorização de um ano utilizaram-se as próprias bases de preço do FipeZap para ambas as cidades.

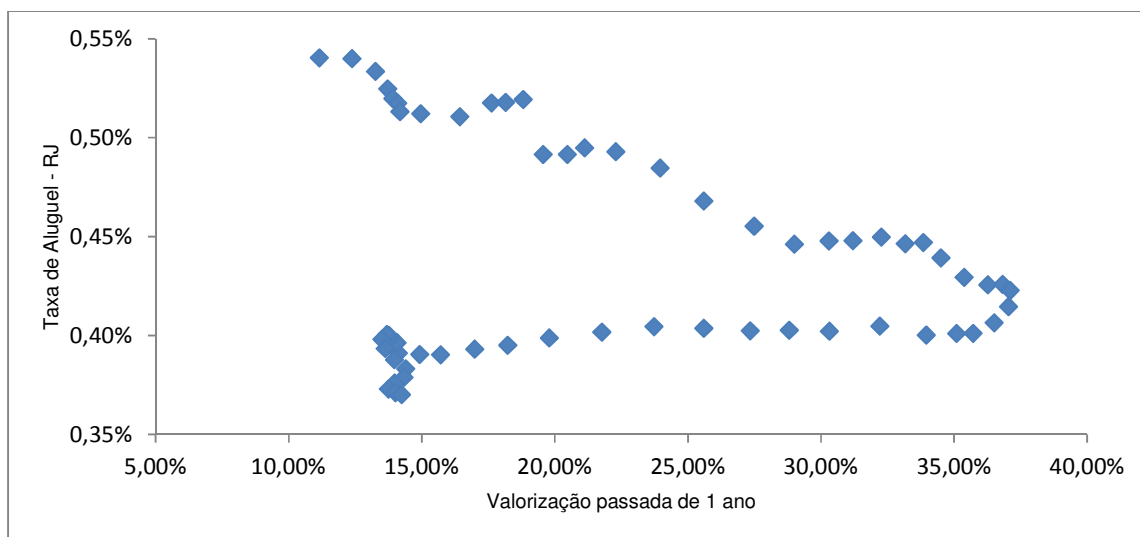
A Figura 15 e a Figura 16 mostram a dispersão entre a taxa de aluguel e a valorização passada com janela de um ano nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro.

Figura 16 - Dispersão entre a taxa de aluguel em São Paulo e a valorização passada dos preços dos imóveis em 1 ano em São Paulo



Fonte: Elaboração do autor

Figura 17 - Dispersão entre a taxa de aluguel no Rio de Janeiro e a valorização passada dos preços dos imóveis em 1 ano no Rio de Janeiro



Fonte: Elaboração do autor

Observa-se que não existe um padrão claro entre essas duas variáveis, o que indica que a valorização passada de um ano não é uma boa variável explicativa para a taxa de aluguel, mesma conclusão de Mayer e Sinai (2007).

Realizaram-se duas regressões simples da forma da equação 11 para verificar qual era o poder explicativo valorização passada de 1 ano sobre a taxa de aluguel observada, ambos em frequência mensal, para as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro no período de Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014.

$$(11) \left(\frac{R}{P} \right) = \alpha + \beta Ep$$

Segundo Mayer e Sinai (2007), a valorização passada de 1 ano não exerce influência sobre a taxa de aluguel, portanto, espera-se que os coeficientes α e β fiquem próximos de zero para ambas as cidades. Os resultados estão expressos na Tabela 10 e na Tabela 11.

Tabela 10- Resultado da regressão entre a taxa de aluguel e da valorização passada de 1 ano em São Paulo

. regress tx_aluguel_sp ganho_1a_sp						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 61		
Model	2.8531e-06	1	2.8531e-06	F(1, 59) =	4.50	
Residual	.0000374	59	6.3390e-07	Prob > F =	0.0381	
				R-squared =	0.0709	
				Adj R-squared =	0.0551	
Total	.000040253	60	6.7088e-07	Root MSE =	.0008	
tx_aluguel~p	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ganho_1a_sp	.0055947	.0026371	2.12	0.038	.0003178	.0108716
_cons	.0045696	.00051	8.96	0.000	.0035491	.0055901

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 11 – Resultado da regressão entre a taxa de aluguel e da valorização passada de 1 ano no Rio de Janeiro

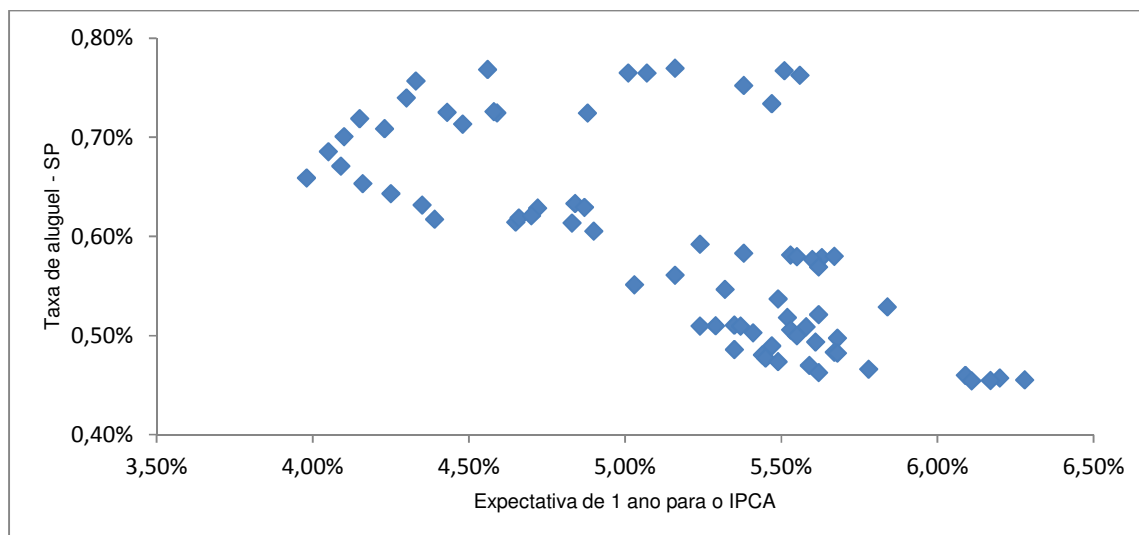
. regress tx_aluguel_rj ganho_1a_rj						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 61		
Model	3.7030e-07	1	3.7030e-07	F(1, 59) =	1.35	
Residual	.000016127	59	2.7334e-07	Prob > F =	0.2491	
				R-squared =	0.0224	
				Adj R-squared =	0.0059	
Total	.000016497	60	2.7495e-07	Root MSE =	.00052	
tx_aluguel~j	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ganho_1a_rj	-.0009042	.0007769	-1.16	0.249	-.0024588	.0006503
_cons	.0045801	.0001855	24.70	0.000	.004209	.0049512

Fonte: Elaboração do autor

Conforme esperado, os coeficientes das regressões ficaram próximos de zero e apresentaram significância estatística no nível de confiança de 95%, indicando que a valorização de 1 ano não é uma variável explicativa relevante para a taxa de aluguel.

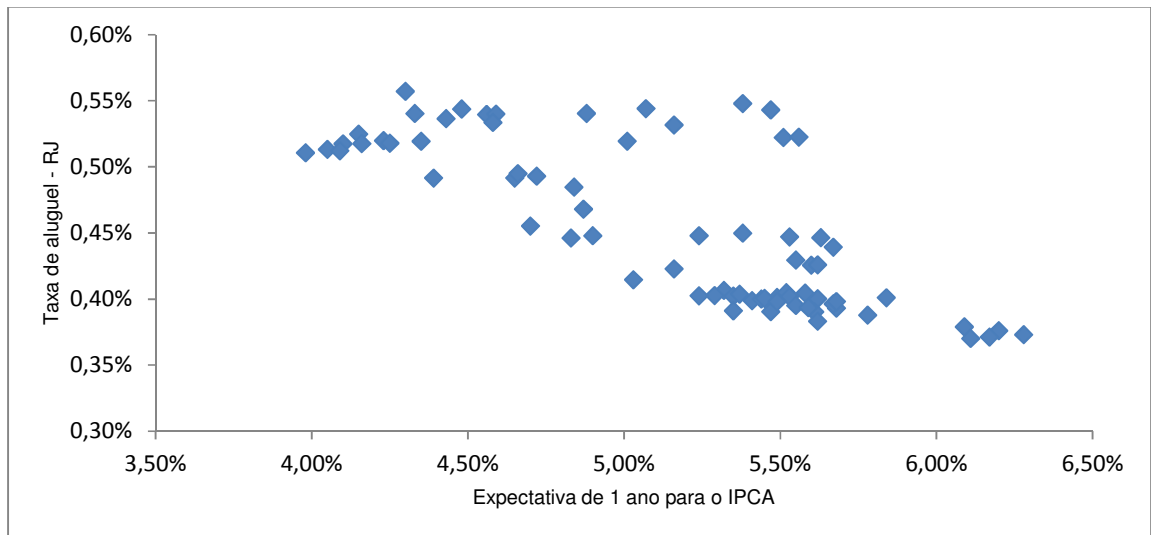
Do mesmo modo, a Figura 18 e a Figura 19 apresentam o resultado da dispersão entre a taxa de aluguel e a expectativa de inflação de um ano divulgada na Pesquisa Focus do BCB.

Figura 18 - Dispersão entre a taxa de aluguel em São Paulo e a expectativa de inflação de 1 ano



Fonte: Elaboração do autor

Figura 19 - Dispersão entre a taxa de aluguel no Rio de Janeiro e a expectativa de inflação de 1 ano



Fonte: Elaboração do autor

As dispersões mostram um padrão muito mais próximo ao visto entre a taxa de aluguel e a expectativa de juros reais do que entre a taxa de aluguel e a valorização passada de um ano.

Foram realizadas regressões simples para testar o poder explicativo da expectativa de inflação em relação à taxa de aluguel. Segundo Mayer e Sinai (2007), a expectativa de inflação de 1 ano não exerce influência sobre a taxa de aluguel, portanto, da mesma forma que para a variável de valorização passada, espera-se que os coeficientes α e β da regressão fiquem próximos de zero para ambas as cidades. Os resultados estão expressos na Tabela 12 e na Tabela 13.

Tabela 12 - Resultado da regressão entre a taxa de aluguel e expectativa de 1 ano de inflação em São Paulo

. regress tx_aluguel_sp exp_infl_1a						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 73		
Model	.000035984	1	.000035984	F(1, 71) = 63.30		
Residual	.000040364	71	5.6851e-07	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.4713		
				Adj R-squared = 0.4639		
Total	.000076348	72	1.0604e-06	Root MSE = .00075		
tx_aluguel~p	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
exp_infl_1a	-.1193979	.0150076	-7.96	0.000	-.1493222	-.0894736
_cons	.0120967	.0007789	15.53	0.000	.0105437	.0136498

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 13 - Resultado da regressão entre a taxa de aluguel e expectativa de 1 ano de inflação no Rio de Janeiro

. regress tx_aluguel_rj exp_infl_1a						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 73		
Model	.000015782	1	.000015782	F(1, 71) = 103.85		
Residual	.00001079	71	1.5197e-07	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.5939		
				Adj R-squared = 0.5882		
Total	.000026572	72	3.6905e-07	Root MSE = .00039		
tx_aluguel~j	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
exp_infl_1a	-.0790718	.0077593	-10.19	0.000	-.0945434	-.0636002
_cons	.0086198	.0004027	21.40	0.000	.0078168	.0094227

Fonte: Elaboração do autor

As regressões mostram um coeficiente β de -0,07907 com significância estatística no nível de 95% de confiança, diferentemente dos resultados encontrados em Mayer e Sinai (2007). Os resultados indicam que a taxa de aluguel se comporta de forma inversa a expectativa de inflação, ou seja, quanto maior a expectativa de inflação menor a taxa de aluguel e, conseqüentemente, menor o retorno para o proprietário de um imóvel. Uma possível explicação seria que uma inflação maior elevaria o valor dos aluguéis a um patamar superior ao que os inquilinos seriam capazes de pagar e, portanto, haveria uma diminuição de demanda que forçaria os proprietários a reduzir o aluguel pedido.

Por fim, realizou-se uma regressão múltipla entre a taxa de aluguel e as demais variáveis explicativas utilizadas nas regressões anteriores, i.e, expectativa de 10 anos dos juros reais, expectativa de 1 ano da inflação e valorização passada com janela de 1 ano. Objetiva-se verificar se a combinação dessas três variáveis aumenta o poder explicativo do modelo.

Espera-se que o coeficiente correspondente aos juros reais fique próximo de 1 enquanto os demais fiquem próximos de zero, uma vez que a teoria prevê que apenas a expectativa de juros reais de 10 anos seja uma variável explicativa relevante. A tabela 11 e a tabela 12 mostram que para ambas as cidades, o poder explicativo do conjunto das três variáveis foi maior do que o individual.

Tabela 14 – Regressão múltipla da taxa de aluguel para a cidade de São Paulo

. regress tx_aluguel inflacao ganho juros_reais if cidade = "SP"						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 61		
Model	.000034124	3	.000011375	F(3, 57) = 105.79		
Residual	6.1285e-06	57	1.0752e-07	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.8478		
				Adj R-squared = 0.8397		
				Root MSE = .00033		
Total	.000040253	60	6.7088e-07			
tx_aluguel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inflacao	-.0922732	.0080503	-11.46	0.000	-.1083936	-.0761528
ganho	.001082	.0011234	0.96	0.340	-.0011676	.0033317
juros_reais	.4750335	.0807139	5.89	0.000	.3134067	.6366604
_cons	.0086685	.0006243	13.88	0.000	.0074183	.0099186

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 15 - Regressão múltipla da taxa de aluguel para a cidade do Rio de Janeiro

. regress tx_aluguel inflacao ganho juros_reais if cidade = "RJ"						
Source	SS	df	MS	Number of obs = 61		
Model	.000014475	3	4.8249e-06	F(3, 57) = 135.99		
Residual	2.0224e-06	57	3.5480e-08	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.8774		
				Adj R-squared = 0.8710		
				Root MSE = .00019		
Total	.000016497	60	2.7495e-07			
tx_aluguel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inflacao	-.0630191	.0048051	-13.12	0.000	-.0726411	-.0533971
ganho	-.0005437	.0002964	-1.83	0.072	-.0011372	.0000498
juros_reais	.2766786	.0477237	5.80	0.000	.1811136	.3722436
_cons	.0068714	.000343	20.03	0.000	.0061845	.0075583

Fonte: Elaboração do autor

A regressão múltipla para a cidade de São Paulo mostra um R quadrado de 84,7%, enquanto a regressão simples que utiliza a expectativa de 10 anos dos juros reais apresenta um R quadrado de 62,7% e também é superior ao das demais regressões simples. Portanto, entende-se que o poder explicativo das variáveis em conjunto é maior do que das variáveis individuais.

O mesmo vale para a cidade do Rio de Janeiro, em que o R quadrado da regressão múltipla foi de 87,7% contra um R quadrado de 58,6% da regressão simples da expectativa de juros reais.

O coeficiente de valorização passada não apresentou significância estatística no nível de 95% para ambas as cidades e, portanto, não se mostrou relevante para a regressão, conforme esperado. O coeficiente de inflação foi estatisticamente significativo em ambas as cidades e diferente de zero, o que não era esperado. Acredita-se que o motivo seja o mesmo para os resultados na regressão simples: Um possível teto nominal para o valor dos aluguéis, acima do qual a demanda diminuiria. O coeficiente de juros real também se mostrou estatisticamente significativo, mas, apesar de positivo, ficou abaixo de 1, o que era diferente do esperado. Uma possível explicação é o efeito da variável inflação, que foi significativo e pode ter distorcido o efeito da variável de juros real.

Também se realizou a regressão entre as variáveis de juros reais e de inflação para verificar se existia a possibilidade de multicolinearidade no modelo da regressão múltipla. A Tabela 16 indica que o R quadrado entre as duas variáveis testadas foi de 16,1% e, portanto, descartou-se a hipótese de multicolinearidade na regressão múltipla.

Tabela 16 – Regressão entre as variáveis de juros reais e inflação

. regress juros_reais inflacao						
Source	SS	df	MS			
Model	.000011964	1	.000011964	Number of obs = 73		
Residual	.000061987	71	8.7305e-07	F(1, 71) = 13.70		
				Prob > F = 0.0004		
				R-squared = 0.1618		
				Adj R-squared = 0.1500		
Total	.000073951	72	1.0271e-06	Root MSE = .00093		
juros_reais	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
inflacao	-.0688476	.0185979	-3.70	0.000	-.1059308	-.0317645
_cons	.0083292	.0009652	8.63	0.000	.0064046	.0102538

Fonte: Elaboração do autor

5. Conclusão

Este trabalho calculou os custos de moradia das cidades de São Paulo e Rio de Janeiro no período de Janeiro de 2008 a Janeiro de 2014 e os comparou às taxas de aluguel medidas nas mesmas circunstâncias. Ambas as variáveis apresentaram queda ao longo do período, mas mantiveram um deslocamento relativamente estável entre si, mostrando indícios de que o componente variável do custo de moradia era capaz de explicar a variação da taxa de aluguel enquanto o componente constante estava subestimado.

Para verificar o poder explicativo do componente variável do custo de moradia sobre a taxa de aluguel regrediu-se a expectativa de longo prazo da taxa de juros real em relação à taxa de aluguel e verificou-se que, para ambas as cidades, o R quadrado da regressão ficou próximo de 60%, enquanto o coeficiente α ficou próximo de zero e o coeficiente β , apenas para São Paulo, ficou próximo de 1, conforme previsto em teoria. Para a cidade do Rio de Janeiro, o coeficiente β ficou aquém do esperado indicando que o imposto marginal do indivíduo foi subestimado.

Testou-se também o poder explicativo da expectativa de 1 ano da inflação e a valorização passada de 1 ano no preço dos imóveis, conforme sugerido por Mayer e Sinai (2007). A valorização passada não se mostrou uma variável explicativa relevante, com R quadrado inferior a 10% e coeficientes próximos de zero, conforme previsto pela teoria, entretanto a expectativa de inflação mostrou-se relevante, com entre 50% e 60% e coeficiente β negativo e estatisticamente significativo, contrariando a teoria. Uma das justificativas sugeridas seria que uma inflação maior elevaria o valor dos aluguéis a um patamar superior ao que os inquilinos seriam capazes de pagar e, portanto, haveria uma diminuição de demanda que forçaria os proprietários a reduzir o aluguel pedido.

Por fim, testou-se o poder explicativo das três variáveis em conjunto e verificou-se um R quadrado superior a 80% e coeficientes estatisticamente significantes para as variáveis de juros reais e de expectativa de inflação, em linha com os resultados das regressões simples. Embora Mayer e Sinai tenham sugerido que a expectativa de inflação de 1 ano não era uma variável explicativa relevante, este trabalho mostrou que a adição desta variável ajudou a explicar melhor a variação da taxa de aluguel nas regiões e período abordados.

Abordagens diferentes das propostas neste trabalho realizadas pelos pesquisadores citados na seção de Revisão da Literatura para estudar o mercado imobiliário Americano poderiam ser alvo de estudos futuros para o Brasil. Por exemplo, este trabalho não considerou o impacto das políticas de crédito, e.g variação do *LTV*, como Glaeser, Gottlieb e Gyourko (2010), Khandani, Lo e Merton (2009), e Favilukis, Ludvigson e Nieuwerburgh (2010). O Banco Central do Brasil (BACEN) fornece os dados históricos de *LTV* de financiamento imobiliários, entretanto apenas a partir de 2011.

Bem como a participação proporcional dos investidores no número de compradores de imóveis, como realizado por Haughwout et. al (2011), que verificou que essa foi uma condição relevante para o desenrolar da crise imobiliária Americana. O BACEN também fornece esses dados no seu Relatório de Estabilidade Financeira.

Outro possível campo de estudo seria a variação da taxa de aluguel sob a ótica de uma expectativa de valorização variável no tempo, como fizeram Gallin (2008), Campbell et. al (2009), Mayer e Sinai (2007), e Kim (2008).

5. Referências

Campbell, Sean, Morris A. Davis, Joshua Gallin and Robert F. Martin. A Trend and Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio in Housing Markets. *Journal of Urban Economics*, p. 90-102, 2009.

Campbell, Sean e R. Shiller. Stock Prices, Earnings and Expected Dividends. *Journal of Finance* 43, p. 661-676, 1988.

Case, Karl E., and Robert J. Shiller. The Behavior of Home Buyers in Boom and Post-Boom Markets." *New England Economic Review*, p. 29-46, Nov. 1988.

Favilukis, Jack, David Kohn, Sydney C. Ludvigson, Stijn Van Nieuwerburgh. International Capital Flows and House Prices: Theory and Evidence. *University of Chicago Press*, p. 235-299, 2013.

Gallin, Joshua. The Long-Run Relationship between House Prices and Rents. *Real Estate Economics*, p.635-658, 2008.

Glaeser, Edward L., Joshua D. Gottlieb, and Joseph Gyourko. "Can Cheap Credit Explain the Housing Boom? *University of Chicago Press*, Chicago, p. 301 - 359, 2013.

Haughwout, Andrew, Donghoon Lee, Joseph Tracy, Wilbert van der Klaauw. Real Estate Investors, the Leverage Cycle, and the Housing Market Crisis. *Staff Reports, Federal Reserve Bank of New York* 514, Nova Iorque, Estados Unidos, 2011.

Hendershott, Patrick and Joel Slemrod. Taxes and the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing. *AREUEA Journal*, p. 375-393, 1983.

Himmelberg, Charles, Christopher Mayer, Todd Sinai. Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions. *Journal of Economic Perspective - Volume 19, Number 4*, 2005.

Kim, Yong. Rent-Price Ratios and the Earnings Yield on Housing. *USC Lusk Center for Real Estate*, California, US, 2009.

Khandani, Amir E., Andrew W. Lo, Robert C. Merton. Financing System and the Refinancing Ratchet Effect. *Journal of Financial Economics - Volume 108*, 2013.

Mayer, Christopher, R. Glenn Hubbard. House Prices, Interest Rates, and the Mortgage Market Meltdown. *Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 9, No. 3, Article 8, 2009.

Mayer, Christopher, Todd Sinai. Housing and Behavioral Finance. *Federal Reserve Bank of Boston's "Implication of Behavioral Economics on Economic Policy" conference*, 2007.

Meese, Richard, Nancy Wallace. "Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco? *Journal of Urban Economics* 35, p.245-66, 1994.

Mian, Atif, Amir Sufi. Household Leverage and the Recession of 2007 to 2009. *IMF Economic Review*, 2010.

Mendonça, Mario Jorge, Adolfo Sachsida. Existe Bolha no Mercado Imobiliário Brasileiro? Texto para Discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2012.

Mendonça, Mario Jorge. O Crédito Imobiliário no Brasil e sua Relação com a Política Imobiliária. Texto para Discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2013.

Poterba, James. Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset Market Approach. *Quarterly Journal of Economics* 99, p.759-52, 1984.

Silva, Isabella Fonte Boa Rosa. Covered Bonds, Alternativa de Funding para o Mercado Imobiliário Brasileiro. 2010

Sommer, Kamila, Paul Sullivan, Randal Verbrugge. Run-up in the House Price-Rent Ratio: How Much Can Be Explained by Fundamentals. *Working Paper No 441 BLS Working Papers, US Department of Labor*, 2011.