

ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS DE IMPACIÊNCIA E AVERSÃO AO RISCO NO MERCADO IMOBILIÁRIO BRASILEIRO

Ana Luiza Oliveira Champloni¹

Paula Virgínia Tófoli²

RESUMO

Neste trabalho utilizamos técnicas da econometria para estimar os parâmetros de impaciência e aversão ao risco no mercado imobiliário brasileiro. Para isso, construímos um modelo de precificação de ativos do tipo CCAPM específico para o mercado imobiliário brasileiro, onde incluímos os gastos com o pagamento de juros do financiamento imobiliário, e o aplicamos a São Paulo e Rio de Janeiro. Estimativas feitas pelo método GMM indicaram que o fator de desconto intertemporal é de aproximadamente 0,98 em ambas as cidades, enquanto o coeficiente de aversão ao risco foi distinto, sendo aproximadamente 0,45 no Rio de Janeiro e 0,29 em São Paulo. Isso indica que o investidor em imóveis no Rio de Janeiro tende a ser mais avesso ao risco que o de São Paulo.

ABSTRACT

In this work we use econometric techniques to perform the estimation of impatience and risk aversion parameters in the Brazilian real estate market. For this, we constructed an CCAPM asset pricing model specific for the Brazilian real estate market, on which we included the expenses with interest payment of mortgage, and applied it to São Paulo and Rio de Janeiro data. Estimation made by the GMM method indicated that the discount factor is approximately 0.98 in both cities, while the risk aversion coefficient was different, being about 0.45 in Rio de Janeiro and 0.29 in São Paulo. This indicates that the investor in real estate in Rio de Janeiro tends to be more risk averse than in São Paulo.

Classificação JEL: D81, R32

Classificação ANPEC: Área 8 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

¹ Ministério da Fazenda, Secretaria de Política Econômica. Esplanada dos Ministérios, Bloco P, 3º andar. CEP 70.048-900, Brasília-DF. Telefone: +55 (61) 3412-2335. E-mail: ana.champloni@fazenda.gov.br

² Universidade Católica de Brasília. Programa de Pós-Graduação em Economia, SGAN 916, Sala A-125, Asa Norte, Brasília - DF, CEP: 70.790-160. Brasil. Telefone: +55(61)3448-7186. Fax: +55(61)3347-4797. E-mail: paula.tofoli@ucb.br

INTRODUÇÃO

O mercado imobiliário possui uma série de características que o diferenciam dos demais mercados, uma vez que o imóvel é um ativo que exerce, adicionalmente, a função de bem de consumo. Some-se a isso o fato de ser um bem de interesse social, parte da política de habitação de um país. No entanto, trata-se de um bem de consumo com características muito particulares, por ser durável, heterogêneo, caro e fixado espacialmente, com altos custos de transação em seu mercado. Seu estoque varia pouco com o tempo, a oferta é inelástica no curto prazo e demonstra comportamento cíclico (ZHANG, 2009). No Brasil, o mercado imobiliário sofre grande influência do governo, que participa ativamente do mercado imobiliário sendo seu principal agente de fomento através do direcionamento do crédito (MENDONÇA, 2013).

Um fator relevante para a decisão dos agentes que pretendem adquirir um imóvel por meio de financiamento bancário são as taxas de juros vigentes nesse mercado, dado o longo prazo desse tipo de operação. Segundo Mendonça (2013), com a estabilização da economia e decorrente redução da taxa de juros referencial, houve diminuição no custo total do financiamento, fator fundamental para esse mercado. A expansão do crédito a partir de 2009 teria sido motivada por ações de medidas anticíclicas pelo Governo Federal com o intuito de mitigar os efeitos da crise internacional, uma vez que a queda da taxa Selic induziu o aumento do saldo da caderneta de poupança e disponibilizou mais recursos para o setor imobiliário.

Em Rebouças (2011), aplicou-se um modelo CCAPM (*Consumption Capital Asset Pricing Model*) convencional para estimar os parâmetros de impaciência e aversão ao risco nos mercados imobiliários do Rio de Janeiro e São Paulo, com o objetivo de calcular um valor fundamental dos imóveis. Neste trabalho, propomos a extensão desse modelo, incorporando o gasto com juros do financiamento bancário no modelo de precificação do ativo imobiliário. Para essa análise, utilizamos a base de dados mensais referentes ao Índice FipeZap de Preços de Imóveis Anunciados para obter informações referentes a preços de venda e aluguel de imóveis nas cidades do Rio de Janeiro e São Paulo e adotamos o Método de Momentos Generalizado (GMM) para a estimação dos parâmetros.

CONTEXTUALIZAÇÃO DO PROBLEMA

Segundo Mendonça (2013), o mercado imobiliário brasileiro é fortemente influenciado pela atuação governamental por ele ser o principal agente de fomento desse mercado por meio do direcionamento de crédito. Além da atuação direta, outros fatores também teriam influenciado o aquecimento desse mercado iniciado em 2008: queda da taxa de juros referencial (Selic), que aumentou o saldo da caderneta de poupança e, com isso, disponibilizou mais recursos para o setor imobiliário; aquecimento do mercado de trabalho, elevando a renda do trabalhador e mudanças na legislação do setor imobiliário, conferindo maior segurança ao prestador e mutuários.

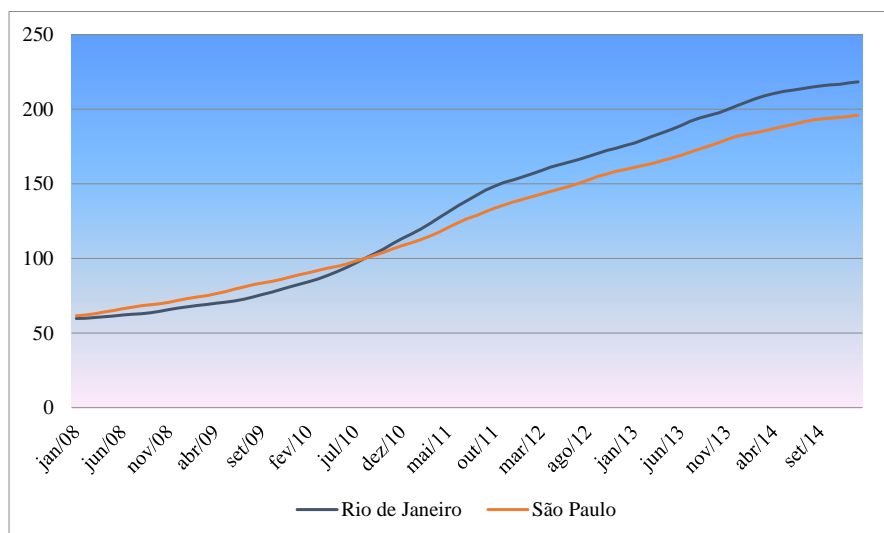
Giambiagi e Carvalho (2008) defendem que o crescimento desse mercado se deveu à estabilização monetária e a mudanças institucionais no mercado de Certificados de Recebíveis Imobiliários³ (CRIs), aumentando a clareza nas operações e confiança dos investidores. No caso das CRIs, as alterações permitiram que o volume de crédito disponibilizado por esse meio passasse de R\$ 1 bilhão entre 1999 e 2003 para R\$ 6 bilhões entre 2004 e maio de 2008.

Oliveira (2013) destaca as medidas tomadas pelo governo para ampliar o crédito habitacional, de forma a atender parte da demanda reprimida da população, em especial de baixa renda, pela casa própria. Além desse

³ CRI (Certificado de Recebíveis Imobiliários) é um título de crédito nominativo, de livre negociação, lastreado em créditos imobiliários e constitui promessa de pagamento em dinheiro. O CRI é emitido, exclusivamente, por Companhias Securitizadoras de Créditos Imobiliários.

público-alvo, a aquisição de imóveis passou a ser uma alternativa para investimentos, em função das baixas taxas de juros aplicadas (em relação a outras opções de investimento), além das condições facilitadas para pagamento oferecidas pelas construtoras. Tanto Mendonça (2013) quanto Oliveira (2013) ressaltam que esse processo foi acompanhado do aumento expressivo dos preços praticados no mercado, em especial nas grandes cidades. Conforme pode ser verificado no Gráfico 1 abaixo, índice de preços de imóveis sofreu um aumento de 265% na cidade do Rio de Janeiro e de 218% em São Paulo entre Janeiro de 2008 e Janeiro de 2015.

Gráfico 1. Evolução do índice de preços de venda de imóveis em SP e RJ



Fonte: FIPE (2015)

A possibilidade de que esse aumento de demanda seja causado por um movimento especulativo induzido por uma expansão exagerada do crédito é de grande preocupação e tem sido objeto de vários estudos. Rebouças (2011) estimou o valor fundamental dos imóveis e calculou a diferença entre esse preço e os praticados no mercado, encontrando evidências de bolha racional nos preços praticados no Rio de Janeiro e em São Paulo. Mendonça et al. (2012) reforçam esse ponto de vista, apontando os estímulos ao mercado imobiliário dados pelo Governo como responsáveis por essa bolha. De maneira oposta, Lima (2014) aponta que não há bolha imobiliária: o setor teria sofrido um choque especulativo em 2011 que já teria sido corrigido, porém, entre 2005 e 2013, os imóveis tiveram um reajuste superior ao aumento da renda do brasileiro no mesmo período.

Oikarinen et al.(2002) observam que, da mesma forma que outros ativos cuja valoração se dá diariamente, como ações e títulos, imóveis são uma opção no portfólio de opções de investimento do consumidor e deveriam seguir a mesma lógica de precificação. Os autores defendem que a modelagem CCAPM tem aplicabilidade direta para o mercado imobiliário por suas características básicas, que são a maximização da função de consumo intertemporal do agente representativo que utiliza um ativo financeiro para transferir riqueza entre períodos e estados da natureza, e a utilização desse ativo financeiro como uma espécie de *hedge* contra oscilações no nível de consumo.

REVISÃO DA LITERATURA

O modelo CCAPM (*Consumption Capital Asset Pricing Model*) é um método de precificação de ativos baseado no consumo. Segundo Domingues (2000), esse modelo surgiu nos trabalhos de Merton (1973), Lucas (1978) e Breeden (1979) como uma generalização do modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) de Sharpe (1964) e Lintner (1965) no horizonte intertemporal.

Como o modelo CAPM supõe que os investidores consomem toda a sua riqueza depois de um período, riqueza e consumo acabam se confundindo. No CCAPM, as decisões de consumo e investimento são desvinculadas, apesar de modeladas simultaneamente, e o indivíduo passa a maximizar a sua função de utilidade intertemporal. Além disso, o fator de desconto do retorno entre os dois períodos depende do nível de consumo, o que explica a origem de seu nome. Issler e Piqueira (2000) explicam que a ideia básica do CCAPM é: para implementar seu plano de consumo futuro, os agentes acumulam riqueza por meio de ativos; então, as propriedades de uma série de retorno de ativos devem estar relacionadas às propriedades da série de consumo e com o grau de aversão ao risco do agente.

Domingues (2000) complementa essa análise argumentando que a extensão do modelo CAPM permitiu explicar a formação da taxa de juros sem risco e do prêmio de risco, que no modelo original, eram exógenas. Como nesse modelo as decisões de investimentos estão relacionadas aos impactos sobre o consumo, em épocas de consumo reduzido, o prêmio de risco demandado para reter a riqueza na forma de ativos é aumentado. Ou seja, o risco do investimento deve ser avaliado em função da covariância com o nível de consumo e não com o retorno do investimento.

Tanto em Rebouças (2011) quanto no presente trabalho, a estimação do CCAPM foi realizada conforme Hansen e Singleton (1982, 1984), ou seja, via GMM (Método Generalizado dos Momentos). Conforme descrito por Monteiro (2014), nesses dois trabalhos, Hansen e Singleton demonstraram que o GMM poderia ser aplicado de forma relativamente fácil, possibilitando inferir resultados dos parâmetros sem a complexidade dos métodos até então utilizados. De forma pioneira, foi ilustrado o problema de otimização da utilidade do agente representativo perante inúmeras opções de consumo e planos de investimento de modo a maximizar o valor atual da sua utilidade esperada, caracterizando a utilidade do agente representativo através de uma função de utilidade. O método GMM não será discutido neste trabalho com profundidade. Para maiores informações, consultar Issler e Piqueira (2000).

Apesar de seu valor do ponto de vista teórico, o modelo CCAPM apresenta baixo desempenho empírico. Rodrigues (2000) apresenta o histórico das primeiras aplicações do modelo, incluindo o trabalho de Mehra e Prescott (1985) que utilizou dados do mercado acionário americano. Tal trabalho deu origem ao chamado *equity premium puzzle*, derivado dos resultados contrafactuais observados na estimação do prêmio do risco para os dados americanos, nos quais os investidores possuem aversão ao risco muito acima dos valores esperados pela teoria econômica, também chamada de “aversão-míope a perdas”. Mehra e Prescott (1985) também identificaram o chamado *risk-free rate puzzle*, segundo o qual seriam necessárias taxas de desconto intertemporais negativas para a reprodução da média empírica das taxas de juros.

Em Epstein e Zin (1991), os autores investigam as restrições testáveis nas séries de consumo e retornos dos ativos derivados de modelos onde o agente representativo tem suas preferências intertemporais representadas por funções de utilidade que generalizam utilidades esperadas convencionais, como continuidade ao trabalho teórico que desenvolveram sobre o assunto em Epstein e Zin (1989). Assim, utilizando GMM, estimam modelos CCAPM para retornos dos ativos nos EUA com diferentes séries mensais de consumo e conjuntos de instrumentos. Os resultados indicaram alguns padrões que variaram pouco conforme essas escolhas, como: a elasticidade de substituição intertemporal do consumo é sempre menor do que um e a aversão ao risco relativo é próxima de um. Além disso, constataram que a performance do modelo é bastante afetada pela escolha das variáveis (fonte de informações sobre consumo) e escolha do conjunto de instrumentos.

Rodrigues (2000) também observa a escassez de aplicações do CCAPM no Brasil, em função da dificuldade de se obter dados – em especial, uma série sobre consumo agregado. Com isso, é necessário criar *proxies*, comprometendo a comparação dos resultados.

Issler e Piqueira (2000) aplicam o modelo CCAPM para fazer inferências sobre o comportamento dos agentes ante o risco e a substituição intertemporal, estimando-o como um modelo GMM. Para isso, são aplicadas três classes de função utilidade (utilidade esperada, hábito externo e Kreps-Porteus). Os resultados indicam que os consumidores brasileiros têm uma taxa de desconto relativamente alta (representando alto grau de paciência nas decisões de consumo), uma baixa elasticidade de substituição intertemporal e um alto coeficiente de aversão relativa ao risco. Além disso, não haveria evidência da existência de *equity premium puzzle* no Brasil.

Sampaio (1999 apud Rodrigues, 2000) aplica o modelo original de Mehra e Prescott (1985) e não encontra para o Brasil nenhum dos *puzzles* que apareceram nos dados americanos. Sampaio aponta, porém, para outro *puzzle* que envolve o fato de a taxa de desconto intertemporal, β , ser muito baixa. Segundo ele, isso talvez possa ser explicado pelo fato de o modelo tratar os títulos públicos brasileiros como ativos sem risco, o que pode não ser verdade, dada a grande incerteza macroeconômica do período 1980/98.

Cysne (2002) utiliza dados brasileiros das décadas de 1990 e 2000 para avaliar a existência do *equity premium puzzle* no Brasil. Conclui que, ao usar o modelo de Mehra e Prescott (1985), seja com preferências aditivas ou recursivas, não é capaz de se gerar o prêmio de risco observado na economia brasileira.

Domingues (2000) estimou um CCAPM intertemporal para mostrar como a separação dos parâmetros de aversão ao risco e elasticidade de substituição e a adição de uma pequena probabilidade de *default* nos títulos públicos podem alterar os resultados desse modelo nessa aplicação para os dados brasileiros. Para isso, foram testadas as funções de utilidade do tipo Kreps-Porteus ou utilidades esperada. Os resultados das estimações indicaram um melhor desempenho com a função utilidade Kreps-Porteus, mas os resultados são compatíveis com os obtidos em outros trabalhos semelhantes, nos quais foi detectada uma alta taxa de desconto intertemporal no Brasil.

Por fim, Bonomo (2002) reúne uma série de artigos relativos a finanças aplicadas no Brasil, destacando variantes do modelo CCAPM. Segundo ele, apesar da disparidade dos resultados dos diversos trabalhos, muito em função da ausência de uma série de consumo agregado e de retornos dos ativos, alguns resultados parecem se confirmar: baixo nível do fator intertemporal de desconto (consistente com as altas taxas de juros reais vigentes no período dos modelos) e alta volatilidade do consumo agregado e do retorno das ações, indicando a ausência de *equity premium puzzle* no Brasil.

CCAPM aplicado ao mercado imobiliário

Em Piazzesi et al. (2007), é criado um modelo de precificação de ativos com base no consumo onde o imóvel é considerado tanto um ativo quanto um bem de consumo, de forma que há um papel explícito para os imóveis. Nele, o agente representativo consome serviços de habitação e um bem numerário (representando todos os demais bens de consumo), ambos podendo ser comprados em mercados sem fricção. A motivação dos autores é a limitação do CCAPM padrão, que trabalha apenas com preferência sobre um agregado de bens de consumo, que junta os “serviços de moradia” com bens não duráveis e serviços. Além disso, o CCAPM padrão foca no risco do consumo, que relaciona mudanças na distribuição condicional de apenas um fator, denominado crescimento do consumo agregado, ao preço do ativo. No entanto, as decisões de consumo e poupança da vida real dependem não apenas do tamanho da cesta de consumo, mas também da composição da incerteza, por exemplo, entre habitação e outros bens de consumo.

Ayuso et al (2008) analisam a relação entre preços de imóveis e aluguéis por meio de um modelo de precificação de ativos. Os autores argumentam que um problema com essa análise é que os aluguéis geralmente

são medidos com ruídos, derivados de restrições à demanda, regulação econômica e práticas contratuais que geralmente não são captadas por modelos-padrão de precificação financeira. Apesar disso, como para qualquer outro ativo, o preço de equilíbrio do preço de casa deve estar relacionado aos aluguéis futuros por meio de um fator de desconto estocástico, determinado pela taxa marginal de substituição dos agentes, o que usualmente dependeria de sua aversão ao risco e de flutuações em suas cestas de consumo. Assim, os autores derivam um modelo com dois ativos (consumo em geral e consumo de casas) para obter um *benchmark* capaz de medir a sobre ou subavaliação dos imóveis e avaliar a relação entre preços de casas e aluguéis na Espanha, no Reino Unido e nos EUA.

Zhang (2009) utiliza a função de utilidade recursiva de Epstein e Zin (1989) para criar um CCAPM específico para o setor habitacional. No entanto, sua função de utilidade depende de dois bens (bens de consumo em geral e imóveis) e tem como objetivo verificar não só a questão do consumo como um todo, mas a composição realizada pelo agente entre esses dois tipos de consumo. Como resultados, o autor encontrou um parâmetro de aversão ao risco superior a um, e o coeficiente de substituição entre os dois tipos de bens não indica haver uma maior preferência por imóveis ao longo do tempo.

METODOLOGIA

Neste trabalho, desenvolvemos um modelo CCAPM específico para o mercado imobiliário, incluindo a questão do pagamento das taxas de juros referentes ao financiamento bancário. O modelo parte do problema de um agente representativo cuja função de utilidade é maximizada intertemporalmente, definida a seguir. C_t representa o consumo agregado em t , β é o fator de desconto intertemporal e $u(C_{t+i})$ é uma função de utilidade estritamente côncava. Em cada período t , o consumo corrente C_t é conhecido, mas o consumo futuro é incerto.

$$\text{Max}_{C_{t+1}, H_{t+1}} U_t = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(C_{t+i}) \right], 0 < \beta < 1$$

$$\text{s.a } C_t + (q_t + R_t)(H_{t+1} - H_t) = w_t + r_t H_t, \quad H_0 > 0$$

Onde:

- C_t : representa o gasto do agente com consumo de bens industriais semi e não duráveis
- $(q_t + R_t)H_{t+1}$: representa o investimento em imóveis em $t+1$
- $(q_t + R_t)H_t$: representa a quantidade de imóveis que o agente detém em t
- q_t : representa o preço dos imóveis por m^2
- R_t : representa o gasto com juros do financiamento imobiliário de 10 anos, com amortização linear.
- H_t : refere-se à quantidade de ativos (no caso, m^2 de imóveis), que o agente representativo possui no período t .
 - w_t : riqueza proveniente de outras fontes, além dos retornos dos investimentos no mercado imobiliário.
 - r_t : representa o gasto com aluguel do imóvel de referência. Essa variável encontra-se no lado direito da restrição orçamentária pelos seguintes motivos: caso o agente não possua imóvel, representa o gasto com o aluguel; caso o possua, representa o aumento de riqueza decorrente da ausência do gasto com aluguel.

Neste modelo, o agente representativo opta, a cada período, por consumo ou aquisição de imóveis (H_t), a partir das suas disponibilidades, que são a renda obtida como dividendo dos imóveis que já possui (aluguel), acrescida da renda de outras fontes, como o trabalho (salários). Como mencionado anteriormente, neste modelo o investimento será feito por meio de financiamento bancário, de forma que o preço do ativo será acrescido do gasto com juros a cada período do modelo (mensal).

Resolvendo o problema de maximização acima, obtemos a seguinte condição de primeira ordem:

$$\begin{aligned} u'(C_t) - (q_t + R_t) + \beta E_t \{u'(C_{t+1})(r_{t+1} + q_{t+1} + R_{t+1})\} &= 0 \\ u'(C_t)(q_t + R_t) &= \beta E_t \{u'(C_{t+1})(r_{t+1} + q_{t+1} + R_{t+1})\} \\ u'(C_t) &= \frac{\beta E_t \{u'(C_{t+1})(r_{t+1} + q_{t+1} + R_{t+1})\}}{q_t + R_t} \end{aligned}$$

Dividindo ambos o lado por $u'(C_t)$:

$$1 = \beta E_t \left\{ u' \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right) \left(\frac{r_{t+1} + q_{t+1} + R_{t+1}}{q_t + R_t} \right) \right\}$$

Conforme descrito em Hall (2005), para tornar o modelo CCAPM operacional, é necessário definir uma forma estrutural para a função de utilidade. Nesse caso, recomenda seguir Hansen e Singleton (1982) e utilizar

a função do tipo CRRA (*Constant Relative Risk Aversion*), onde $u(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ e $u'(C) = C^{-\gamma}$, onde γ representa o coeficiente de aversão relativa ao risco e deve ter valor inferior a 1 para que a função seja côncava. A condição de primeira ordem por ser reescrita como:

$$1 = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{r_{t+1} + q_{t+1} + R_{t+1}}{q_t + R_t} \right) \right\}$$

Podemos reescrever essa equação como:

$$E_t \left\{ \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{r_{t+1} + q_{t+1} + R_{t+1}}{q_t + R_t} \right) - 1 \right\} = 0$$

Se representarmos todas as variáveis, exceto consumo, em função do preço de venda do m² do imóvel (q_t), teremos:

- $R_t = \rho_t q_t$, onde ρ_t são os juros do financiamento imobiliário de 10 anos por Real financiado.
- $r_t = \sigma_t q_t$, onde σ_t é a proporção entre o valor do aluguel e valor de venda do imóvel.

Ou seja, dessa forma, podemos representar a equação de Euler da seguinte forma:

$$E_t \left\{ \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{(1 + \sigma_{t+1} + \rho_{t+1})q_{t+1}}{(1 + \rho_t)q_t} \right) - 1 \right\} = 0$$

$$E_t \left\{ \beta (\theta_{t+1})^{-\gamma} \phi_{t+1} - 1 \right\} = 0$$

Onde:

$$\theta_{t+1} = \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right) \text{ e } \phi_{t+1} = \left(\frac{(1 + \sigma_{t+1} + \rho_{t+1})q_{t+1}}{(1 + \rho_t)q_t} \right)$$

Série Consumo

Uma das dificuldades na estimação do modelo CCAPM para o caso brasileiro, também encontrada por outros autores, é a ausência de uma série mensal para consumo no Brasil. Optamos por utilizar a série de consumo aparente de bens industriais, de periodicidade mensal, disponibilizada pelo banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, o Ipeadata. Dentre as opções disponíveis, optamos pela série de consumo de “Bens Industriais semi e não duráveis”, dessazonalizada, para tentar isolar o consumo de imóveis (que entrariam na categoria “Bens duráveis”) do consumo dos demais bens. A metodologia aplicada, segundo Carvalho et al (2012), define consumo aparente como o total da produção de um bem, adicionado das importações e subtraído das exportações. Os autores salientam que, por ser uma medida baseada em dados de oferta, o consumo aparente não é uma medida totalmente precisa da demanda, visto que esta pode ser suprida pela variação de estoque.

Para manter a consistência do modelo, que considera apenas dados em termos reais, o índice de consumo aparente foi deflacionado pelo IPCA mensal acumulado, à semelhança do procedimento adotado com as demais variáveis nominais utilizadas na estimação dos parâmetros do modelo.

O período de tempo avaliado neste trabalho inicia-se em Janeiro de 2008 (início da série de dados do índice FipeZap) e estende-se até Fevereiro de 2014, data da observação mais recente da série de Consumo Aparente, totalizando 74 observações. O mesmo se aplica às demais séries de tempo.

Série de preços para venda e aluguel de imóveis

As séries de preços de venda e aluguel dos imóveis e a série de aluguéis foram obtidas a partir do Índice FipeZap de Preços Anunciados. Trata-se de um índice construído a partir dos anúncios de venda ou locação de apartamentos prontos cadastrados em diversos sites, sendo o principal deles o Zap Imóveis. Neste trabalho, usamos como referencial de pesquisa o apartamento de dois quartos, por ser mais coerente com o perfil do investidor do mercado imobiliário.

Ressaltamos que utilizamos dados apenas das regiões do Rio de Janeiro e São Paulo, apesar de já existirem séries históricas para outras regiões brasileiras, por serem as únicas localidades que dispõem de informações relativas ao índice de preços de aluguel. Para transformar o número índice divulgado pela Fipe em um valor monetário, foi feita uma consulta diretamente aos responsáveis pela pesquisa, acerca do valor do m² em uma data específica, no caso, outubro de 2013, a partir do qual foi calculada a série de preços de venda e de aluguel de imóveis.⁴

Série de taxas de juros para o crédito imobiliário

O Banco Central do Brasil passou a divulgar recentemente os dados referentes a taxas médias aplicadas ao crédito com recursos direcionados, em especial o crédito imobiliário, para permitir melhor acompanhamento das diferentes modalidades. Essa série de dados iniciou-se em março de 2011, a partir de alterações na metodologia de coleta de dados junto às instituições financeiras.

No entanto, consideramos que essa série ainda não possui observações suficientes para permitir uma análise robusta do modelo CCAPM (36 observações aptas para a realização deste estudo). Conforme argumenta Mendonça (2013), a série mensal da taxa Selic⁵ (% a.a.) pode ser utilizada, nesta análise, como *proxy* da taxa de juros do financiamento imobiliário. Segundo o autor,

⁴ Para maiores informações acerca da metodologia utilizada, consultar Fipe (2014)

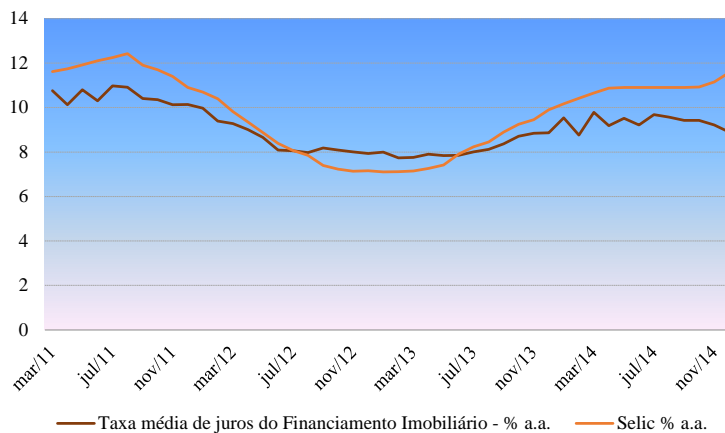
⁵ Taxa Selic acumulada no mês, anualizada, disponibilizada no Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

Pode-se argumentar que a taxa de financiamento do imóvel não deveria ser representada pela taxa Selic e sim pela taxa realmente contratada, sendo que tal taxa seria derivada da interação entre a demanda e a oferta de financiamento habitacional. No entanto, deve-se ter em mente que o segmento de crédito para habitação constitui um dos pilares do crédito direcionado onde o governo é quem basicamente arbitra a taxa de financiamento. No que se refere ao Sistema Financeiro Habitacional, o governo fixa ou limita a taxa de financiamento ofertando recursos para concessão de empréstimos de modo a atender a demanda. Assim, a taxa de financiamento não obedece à lei da oferta e da procura. O governo determina a taxa e o volume de financiamento decorre dela. Portanto a identificação ocorre no sentido que o preço (taxa de financiamento) afeta a demanda, mas não o contrário (Mendonça, 2013, p.431).

Existe uma forte correlação entre a taxa Selic e a taxa de financiamento imobiliário: quando a taxa Selic se eleva, aumenta a atratividade de investimentos em fundos de renda fixa e CDBs (Certificados de Depósito Bancário) em relação a investimentos na Caderneta de Poupança, sendo que parcela considerável desses depósitos é direcionada ao financiamento imobiliário⁶. Com menor disponibilidade de recursos para essa finalidade, os juros cobrados pelo crédito habitacional tendem a aumentar.

Utilizando os dados divulgados pelo Banco Central sobre as taxas efetivamente contratadas, elaboramos esse gráfico para comparar a dinâmica dessa taxa em comparação à da taxa Selic.

Gráfico 2. Comparação entre taxa Selic (% a.a.) e taxa média de juros aplicada ao Financiamento Imobiliário



Seguindo Mendonça (2013), optamos por usar a taxa Selic como *proxy* da taxa de juros do financiamento imobiliário, o que permitiu que nossas séries de dados tivessem início em janeiro de 2008, ao invés de março de 2011, caso tivéssemos optado por usar os dados do Banco Central de taxas de juros do crédito direcionado à habitação. Com isso, nossas séries temporais totalizam 74 observações.

A metodologia para obtenção do gasto com juros foi a seguinte: supusemos que nosso agente, pessoa física, obteve um financiamento bancário com recursos direcionados pelo Sistema Financeiro Nacional para pagamento em 10 anos. Assim, calculamos o montante total a ser pago nesse período (120 meses) e dividimos

⁶ Resolução CMN nº3.932, de 16 de dezembro de 2010, definiu que 65% dos recursos captados em depósitos de poupança pelas entidades integrantes do Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimo (SBPE) devem ser aplicados em operações de financiamento imobiliário.

pelo período total, de forma que a amortização será linear. Além disso, foi necessário realizar um ajuste na taxa de juros considerada (Selic), uma vez que ela representa os juros nominais a serem pagos. Como os contratos de financiamento da Caixa Econômica Federal, principal agente financeiro dessa modalidade de crédito, incluem correção pela Taxa Referencial⁷, o ajuste para se estimar a taxa de juros real incidente sobre esse tipo de financiamento foi feito em duas etapas: incluiu-se a TR (para cada ano da base de dados deste trabalho, considerou-se que a TR (% a.a.) vigente no ano de contratação do financiamento manteve-se constante pelos 10 anos de endividamento) e deflacionou-se a série de juros pela meta de inflação oficial do governo (4,5% a.a.) acumulada por 10 anos, como estimativa da inflação futura. Uma hipótese adicional considera que os agentes econômicos demandam financiamento bancário porque não dispõem de recursos suficientes para adquirirem seus imóveis à vista. Assim, eles tomam emprestado no sistema financeiro o máximo de crédito que os bancos estão dispostos a oferecer. Neste trabalho, definimos que esse percentual é de 80%.

Assim: $\rho_t = \frac{(1+i_t)^T}{T}$, onde ρ_t é o gasto mensal com juros referente a cada Real financiado, e i_t é a taxa

mensal média cobrada pelos bancos em cada mês do nosso período de análise. Esse valor deverá ser multiplicado por 80% do valor do imóvel a ser adquirido.

Série de inflação mensal

Para deflacionar os valores nominais utilizados neste trabalho, foi construído um índice de inflação mensal acumulada com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA, divulgado pelo IBGE.

RESULTADOS EMPÍRICOS

Testes de raiz unitária

Hamilton (1994) afirma que as propriedades assintóticas do estimador GMM serão garantidas se as variáveis do modelo forem estacionárias. Dessa forma, procedemos aos testes da raiz unitária nas variáveis construídas para estimação deste modelo GMM, ou seja, θ_{t+1} e φ_{t+1} para as regiões de RJ e SP.

Na primeira etapa, realizamos os seguintes testes para verificação da presença de raiz unitária nas variáveis em nível:

- **ADF^{GLS}**: teste Dickey-Fuller Aumentado – GLS e critério de Akaike modificado para a escolha de defasagens. Os valores críticos encontram-se em Elliot, Rothenberg e Stock (1996)
- **Ng-Perron^{GLS}**: teste Ng-Perron com critério de Akaike modificado para a escolha de defasagens, cuja estatística considerada foi a $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ (combinação linear dos demais valores). Os valores críticos encontram-se em Ng e Perron (2001).

Os resultados podem ser verificados na tabela abaixo.

⁷ Taxa de juros calculada pelo Banco Central do Brasil com base na taxa média mensal ponderada ajustada dos CDBs prefixados das trinta maiores instituições financeiras do país, eliminando-se as duas menores e as duas maiores taxas médias.

Tabela 1 Resultados dos Testes de Raiz Unitária sem Quebra Estrutural

| Variáveis | Modelo | ADF^{GLS} | | $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ | |
|----------------------|--------|-------------------|------|------------------------------|------|
| | | Estatística Teste | Lags | Estatística Teste | Lags |
| φ_{t+1}^{RJ} | C | -1,81* | 1 | -1,83* | 1 |
| φ_{t+1}^{RJ} | C,T | -2,06 | 1 | -2,14 | 1 |
| φ_{t+1}^{SP} | C | -1,92* | - | -1,82* | - |
| φ_{t+1}^{SP} | C,T | -2,57 | - | -2,27 | - |
| θ_{t+1} | C | -0,40 | 10 | -0,40 | 10 |
| θ_{t+1} | C,T | -0,92 | 10 | -0,93 | 10 |
| $\Delta\theta_{t+1}$ | C | -0,53 | 10 | -0,53 | 11 |
| $\Delta\theta_{t+1}$ | C,T | -1,35 | 11 | -1,35 | 11 |

Notas:

1 - “Lags” significa defasagens. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%.

2 - Os valores críticos do teste ADF^{GLS} são (i) modelo com constante: -2,60 (1%); -1,95 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,69 (1%); -3,12 (5%) e -2,82 (10%). Os valores críticos assintóticos do teste $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ são: (i) modelo com constante: -2,58 (1%); -1,98(5%) e -1,62 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%); -2,91 (5%) e -2,62 (10%).

Podemos verificar que as séries φ_{t+1} (RJ) e φ_{t+1} (SP) mostraram ser estacionárias em nível nos modelos que consideram a inclusão de uma “constante”. Por outro lado, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária na série θ_t . No entanto, sabemos que, na presença de quebra estrutural, os testes são viesados na direção da não rejeição da hipótese nula de raiz unitária. Por isso, submetemos a série θ_t ao teste de raiz unitária com quebra estrutural descrito a seguir.

- **Teste de raiz unitária com quebra de Saikkonen-Lutkepohl (Lanne et al, 2002)**

O teste, que realiza a seleção endógena do período de uma quebra estrutural e permite a inclusão de dummies de nível (*shift*) e de impulso (*impulse*), foi realizado por meio do *software J-multi*, onde já se encontra programado. No caso, realizamos o teste com todas as opções de quebra disponíveis, compatíveis com o comportamento gráfico das séries em questão. Segundo Macera (2013), o teste de Saikkonen-Lutkepohl sugere que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de vários períodos e propõe um teste de raiz unitária baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração dessa tendência da série original, aplicando, em seguida, um teste ADF para as séries ajustadas.

A data selecionada endogenamente pelo programa⁸ (fevereiro de 2013) não obteve bom desempenho no teste de raiz unitária, além de não representar uma data com evento econômico que possa ter afetado a volatilidade da série. Quanto a isso, observamos que durante o período de análise, ocorreu um fato econômico relevante, que foi a crise financeira global ocorrida nos anos de 2008 e 2009. Assim, realizamos um teste alternativo para chegar a uma data de quebra.

⁸ O teste de Saikkonen-Lutkepohl encontra-se programado no *software J-multi*

- **Teste de raiz unitária com quebra endógena (Perron, 1997)**

O teste de raiz unitária com seleção endógena da quebra (Perron, 1997) foi aplicado à série θ_t ⁹, chegando a um resultado mais coerente com os acontecimentos econômicos. A data de quebra estimada foi **Julho de 2009**, próxima ao período em que eclodiu a Crise do Subprime no mercado imobiliário americano, entre 2008 e 2009. Os resultados do teste de raiz unitária com a quebra selecionada na referida data estão descritos na tabela abaixo.

Tabela 2 Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena (em nível) – Perron (1997)

| Variável | Modelo | Data da Quebra | Estatística Teste | Lags |
|------------|--------|----------------|-------------------|------|
| θ_t | C | 2009:7 | -13,13*** | 0 |
| θ_t | T | 2009:7 | -12,78*** | 0 |
| θ_t | C,T | 2009:7 | -13,13*** | 0 |

Notas:

1 - Os valores críticos do teste de Perron (1997) são os seguintes: (i) modelo com constante: -5,92 (1%); -5,23 (5%) e -4,92 (10%); (ii) modelo com tendência determinística: -5,45 (1%); -4,83 (5%) e -4,48 (10%); (iii) modelo com constante e tendência determinística: -6,32 (1%); -5,59 (5%); -5,29 (10%).

Para confirmar a data de quebra em Julho de 2009, refizemos o teste Saikkonen-Lutkepohl, desta vez, indicando como data provável de quebra aquela selecionada pelo teste de Perron. Os resultados obtidos para o teste de quebra de impulso encontram-se descritos na tabela abaixo.

Tabela 3 Teste SL de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena (em nível)

| Variável | Modelo | Tipo de Quebra | Data da Quebra | Estatística Teste | Lags |
|------------|--------|----------------------|----------------|-------------------|------|
| θ_t | C | <i>Impulse dummy</i> | 2009:7 | -5,94*** | 2 |
| θ_t | C,T | <i>Impulse dummy</i> | 2009:7 | -5,91*** | 2 |

Notas:

1 - “Lags” significa defasagens. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 10 defasagens.

2 - Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lutkepohl são os seguintes: (i) modelo com constante: -3,48 (1%); -2,88 (5%) e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%); -3,03 (5%) e -2,76 (10%).

Com base nesses resultados, chegamos à seguinte tabela de decisão:

⁹ O teste de Perron (1997) foi realizado por meio de um *add-in* disponibilizado em <<http://www.eviews.com>>

Tabela 4 Análise da ordem de integração das séries

| | ADF^{GLS} | $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ | Perron (1997) | SL (2002) | Decisão |
|---------------|-------------|------------------------------|------------------|--------------|---------|
| ϕ_t^{RJ} | I(0) | I(0) | | - | I(0) |
| ϕ_t^{SP} | I(0) | I(0) | | - | I(0) |
| θ_t | - | - | I(0) | I(0) | I(0) |

Logo, com base nesses testes, podemos concluir que a série θ_{t+1} é estacionária levando-se em conta a ocorrência de quebra estrutural, sendo os resultados dos testes de raiz unitária convencionais possivelmente viesados. Assim, podemos prosseguir com a estimação do modelo via GMM.

Estimação do modelo

Conforme descrito anteriormente, a estimação dos parâmetros de impaciência e aversão ao risco no mercado imobiliário em questão será feita conforme a metodologia de Hansen e Singleton (1982) de estimação do modelo CCAPM via GMM. A seguir, descrevemos os três estimadores de GMM que usaremos em seguida, conforme Hansen et al. (1996).

Considere as condições de momento como $E[\varphi(X_t, \beta)] = 0$, onde β representa o vetor k -dimensional de parâmetros de interesse e a função φ possui $n \geq k$ parâmetros. Seja $V_T(\beta)$ um estimador consistente, mas não factível, da matriz de covariâncias. Esse estimador se torna operacional ao se substituir β por um estimador consistente denominado $\{b_T^1\}$. O estimador GMM do vetor de parâmetros β é dado pelo vetor b_T que minimiza

$$\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varphi(X_t, b) \right]' [V_T(b_T^1)]^{-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varphi(X_t, b) \right]$$

A seguir, são descritos 3 diferentes métodos para se obter b_T :

- **Estimador em duas etapas (*two-step estimator*):** uma estimativa inicial b_T^0 é obtida minimizando:

$$\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varphi(X_t, b) \right]' [V_T(b_T)]^{-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varphi(X_t, b) \right]$$

em que a matriz de pesos $V_T(b_T)$ corresponde à matriz identidade. Essa estimativa inicial é usada para obter $V_T(b_T^0)$. A função objetivo é, então, minimizada com $V_T(b_T^0)$ para obter uma nova estimativa b_T^1 .

- **Estimador sequencial (*Iterative estimator*):** avança em relação ao estimador em duas etapas ao reestimar a matriz $V(\beta)$ usando $V(b_T^{j-1})$ e construir um novo estimador b_T^j . Esse procedimento é repetido até que b_T^j convirja ou até que j atinja um valor alto.
- **Estimador de atualização contínua (*Continuously updating*):** ao invés de tomar a matriz de pesos de cada passo da estimação GMM como dada, esse método altera continuamente a matriz de covariâncias conforme b é mudado no minimizador. Isso altera o formato da função critério que é minimizado e traz vantagens em relação aos dois estimadores anteriores, como o fato de ser invariante ao fator de medida dos parâmetros a serem analisados.

Hansen et al.(1996) compararam o desempenho dos três estimadores na análise do modelo CCAPM e defendem a utilização do método mais robusto, que é o de atualização contínua. Esse estimador tem propriedades ainda melhores do que o estimador sequencial para amostras pequenas. O procedimento de estimação do modelo via GMM foi o seguinte:

1) Adicionamos a *dummy* de quebra de impulso selecionada endogenamente pelo teste de Perron (1997) e verificada pelo teste de Saikkonen-Lutkepohl (2002), no conjunto de instrumentos, no lugar da constante. Também utilizamos como instrumentos a primeira defasagem das variáveis θ_{t+1} e φ_{t+1} .

2) Para a estimação da matriz de pesos, selecionamos os critérios mais robustos: método HAC com as opções “*Quadratic-spectral*” + “*Andrews automatic*”, conforme descrito por Hall (2005).

3) Estimamos o GMM utilizando os três principais métodos de atualização da matriz de pesos, cujos resultados estão descritos nas tabelas abaixo.

Tabela 5 Resultados da estimação do modelo pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM) para o Rio de Janeiro.

Instrumentos: Dp_theta, theta(-1), phi_rj(-1)

| Método de atualização da matriz de pesos | β (teste t) | γ (teste t) | J-statistic (valor p) |
|--|----------------------|-----------------------|--------------------------|
| Estimador em duas etapas | 0,983 (0,000) | 0,208 (0,055) | 2,024 (0,154) |
| Estimador sequencial | 0,985 (0,000) | 0,161 (0,000) | 1,291 (0,255) |
| Estimador de atualização contínua | 0,981 (0,000) | 0,451 (0,028) | 0,946 (0,33) |

Notas:

1 - Os valores em parênteses referem-se aos valores-p

2 - A estatística J reportada pelo software utilizado E-Views 7.1 refere-se ao teste de sobreidentificação das condições de momento. A não rejeição do conjunto de instrumentos selecionado se dá ao nível de 5%.

Sendo o estimador de atualização contínua aquele com as melhores propriedades em amostras pequenas, os parâmetros estimados para o RJ são: $\beta=0,981$ e $\gamma=0,451$.

Tabela 6 Resultados da estimação do modelo pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM) para São Paulo

Instrumentos: Dp_theta, theta(-1), phi_sp(-1)

| Método de atualização da matriz de pesos | β | γ | J-statistic |
|--|------------------|------------------|------------------|
| Estimador em duas etapas | 0,983 (0,000) | 0,265 (0,000) | 0,26 (0,609) |
| Estimador sequencial | 0,983 (0,000) | 0,282 (0,000) | 0,334 (0,563) |
| Estimador de atualização contínua | 0,983 (0,000) | 0,295 (0,000) | 0,555 (0,455) |

Notas:

1 - Os valores em parênteses referem-se aos valores-p

2 - A estatística J reportada pelo software utilizado E-Views 7.1 refere-se ao teste de sobreidentificação das condições de momento. A não rejeição do conjunto de instrumentos selecionado se dá ao nível de 5%.

Analogamente, os parâmetros estimados para SP são: $\beta=0,983$ e $\gamma=0,295$.

Os resultados desta estimação podem ser comparados com aqueles obtidos pelo trabalho de Rebouças (2011), que fez uma estimação específica para o setor imobiliário utilizando um modelo CCAPM convencional. A tabela abaixo apresenta os resultados obtidos pela autora, que utilizou o método de estimação em duas etapas:

Tabela 7 Resultados da estimação dos parâmetros β e γ de Rebouças (2011)

| | β | γ |
|----------------|------------------|------------------|
| Rio de Janeiro | 0,993 (0,000) | 2,34 (0,000) |
| São Paulo | 0,983 (0,000) | 0,485 (0,029) |

Nota:

1 - Os valores em parênteses referem-se aos valores-p

Verificamos que os valores estimados para o parâmetro de impaciência β são muito próximos em ambos os trabalhos, cerca de 0,98. O valor estimado do parâmetro de aversão ao risco γ em São Paulo obtido em Rebouças (2011) é praticamente o dobro do valor obtido neste trabalho. Para o Rio de Janeiro, o parâmetro γ estimado por Rebouças (2011) é pelo menos oito vezes maior do que aquele estimado neste trabalho. Ao modificar o modelo, incluindo o custo do financiamento imobiliário e acrescentando mais observações, foi possível confirmar o resultado para β e refinar os valores de γ , que se encontram em um patamar inferior ao do trabalho anterior.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho, aplicamos o modelo CCAPM, usado regularmente para precificação de ativos financeiros, na precificação de ativos relacionados ao mercado imobiliário. Como contribuição deste trabalho, esse modelo traz como avanço a inclusão do papel do financiamento imobiliário, de forma que as taxas de juros pagas nesse tipo de empréstimo sejam consideradas na decisão de investimento nesse tipo de ativo.

Concluimos que o investidor do mercado imobiliário nas cidades em que aplicamos o modelo apresenta alto valor para o fator de desconto intertemporal (cerca de 0,98). Por outro lado, o coeficiente de aversão relativa ao risco do investidor em imóveis oscilou entre as cidades estudadas (cerca de 0,29 para São Paulo e de 0,45 para o Rio de Janeiro), sugerindo maior aversão ao risco do investidor no mercado imobiliário de São Paulo.

REFERÊNCIAS

AYUSO, Juan; RESTOY, Fernando. House prices and rents: An equilibrium asset pricing approach. *Journal of Empirical Finance*, v.13 p.371–388, 2008.

BONOMO, M.; DOMINGUES, G. Os puzzles invertidos no mercado brasileiro de ativos. **Finanças Aplicadas ao Brasil**. In. Marco Bonomo. São Paulo: FGV, p. 105-120, 2002.

BRASIL, Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. **FIPEZAP**. Disponível em: <<<http://www.fipe.org.br>>. Acesso em: 27 set. 2011.

BRASIL, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. IpeaData. **Dados Macroeconômicos**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 1 jan. 2015.

BREEDEN, Douglas T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. **Journal of financial Economics**, v. 7, n. 3, p. 265-296, 1979.

CARVALHO, Leonardo M. e RIBEIRO, Fernando J. S. P. Indicadores de consumo aparente de bens industriais. **Carta de Conjuntura**, IPEA, 2012.

CYSNE, Rubens Penha. Equity-premium puzzle: evidence from Brazilian data. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 2, p. 161-180, 2006.

DOMINGUES, Gabriela Bertol. **Estimação de um modelo intertemporal de Preços de Ativos e Consumo (CCAPM) para o Brasil, 1986/98**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2000.

ELLIOTT, Graham & ROTHENBERG, Thomas J & STOCK, James H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, **Econometrica, Econometric Society**, vol. 64(4), pages 813-36, July 1996.

EPSTEIN, Larry G.; ZIN, Stanley E. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 937-969, 1989.

EPSTEIN, Larry G.; ZIN, Stanley E. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. **Journal of Political Economy**, p. 263-286, 1991.

FIPE – Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. **Índice FipeZap de Preços de Imóveis Anunciados – Notas Metodológicas (atualização)**. Disponível em:< <http://www.fipe.org.br/web/index.asp?aspx=/web/indices/FipeZap/metodologia.aspx>>. Acesso em 9 nov 2014.

GIAMBIAGI, Fabio; NASCIMENTO, MARCELO M. Prestações da casa própria com diferentes taxas de juros e crédito imobiliário: exercícios de simulação. **Revista do BNDES**, n. 30, dez. 2008, p. 181, 2008.

- HALL, Alastair R. Generalized method of moments. **Oxford: Oxford University Press**, 2005.
- HAMILTON, James Douglas. Time series analysis. **Princeton: Princeton university press**, 1994.
- HANSEN, Lars Peter; HEATON, John; YARON, Amir. Finite-sample properties of some alternative GMM estimators. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 14, n. 3, p. 262-280, 1996.
- HANSEN, Lars Peter; SINGLETON, Kenneth J. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1269-1286, 1982.
- HANSEN, L.; SINGLETON, K. Errata do artigo Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Expectations Models. **Econometrica: Journal of the Econometric Society** v.52, n.1, p.267-268, 1984.
- ISSLER, J; PIQUEIRA, N. Estimating Relative Risk Aversion, the Discount Rate, and the Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption for Brazil Using Three Types of Utility Function. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, p. 201-239, 2000.
- LANNE, Markku; LÜTKEPOHL, Helmut; SAIKKONEN, Pentti. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, v. 23, n. 6, p. 667-685, 2002.
- LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stocks portfolios and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, v. 47, p. 13-37, 1965.
- LUCAS JR, Robert E. Asset prices in an exchange economy. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1429-1445, 1978.
- MACERA, Andrea P. *Pass-through* de tarifas de importação na economia brasileira. Tese de doutorado. Universidade Católica de Brasília, 2013.
- MEHRA, R; PRESCOTT, E. The Equity Premium: A Puzzle. **Journal of monetary Economics**, v.15, p. 145-161, 1985.
- MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de. O crédito imobiliário no Brasil e sua relação com a política monetária. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 4, p. 457-495, 2013.
- MENDONÇA, Mário Jorge; SACHSIDA, Adolfo. **Existe bolha no mercado imobiliário brasileiro?** Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2012.
- MERTON, Robert C. On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. **Journal of financial economics**, v. 8, n. 4, p. 323-361, 1980.
- MONTEIRO, Marcel Stanlei. Hábito no consumo, rolagem da dívida e penalidade no mercado de crédito. **Dissertação (Mestrado em Economia)** – Universidade Católica de Brasília, 2014.
- NG, Serena; PERRON, Pierre. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.
- OIKARINEN, Elias; KAHRA, Hannu. A Consumption based explanation of equity and housing property returns. In: **Pacific RIM real estate society Conference**. 2002. p. 21-23.
- OLIVEIRA, Matheus H. A bolha imobiliária e o caso do Brasil: uma breve discussão de possibilidades. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2013.
- PERRON, Pierre. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.
- PIAZZESI, Monika; SCHNEIDER, Martin; TUZEL, Selade. Housing, consumption and asset pricing. **Journal of Financial Economics** v.83, p.531–569, 2007.

REBOUÇAS, Michelle Lima. Aversão ao Risco e Impaciência no Mercado Imobiliário: Construção de um Valor Fundamental dos Imóveis. 47f. **Dissertação (Mestrado em Economia)**. Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2011.

SAMPAIO, F. Existe o equity premium puzzle no Brasil? Finanças aplicadas ao Brasil. In : Bonomo, M. (org.), Os puzzles invertidos no mercado brasileiro de ativos . **Finanças aplicadas ao Brasil**. Rio de Janeiro, RJ: FGV Editora, 2002.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. **Journal of Finance**, v. 19, p. 425-442, 1964.

ZHANG, Minye. Housing consumption-based asset pricing and residential mortgage default risk. **University of Southern California**, 2009.