**Risco-Retorno e Impaciência nos Mercados Imobiliários de**

**São Paulo e Rio de Janeiro**

Lílian Santos Marques Severino

Universidade Católica de Brasília

**ANPEC: Área 8 – Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças**

**JEL Classification:** G12, C58, R21, R31.

**RESUMO**

O presente trabalho trata do comportamento do mercado imobiliário nas cidades de São Paulo e Rio de Janeiro no período de 2008 a 2017, analisando dados mensais de preços de venda e de aluguel de imóveis, consumo aparente, estoque de imóveis e taxa de retorno de mercado (IBOVESPA). Foram estimados dois modelos, o primeiro, o CAPM, visou analisar o comportamento do retorno do investimento imobiliário das duas localidades em relação ao retorno de mercado e o segundo modelo, o CCAPM modificado para existência de preferências pela propriedade de imóveis. O estudo conclui, em relação às taxas de retorno, que a variação da taxa de retorno do investimento no mercado imobiliário, tanto no Rio de Janeiro quanto em São Paulo, é afetada de forma negativa pela variação da taxa de retorno de mercado. Além disso, quando inclui o consumo no modelo de precificação, observa-se um fator de desconto intertemporal do consumo em torno de 0,99 ao mês para as duas cidades, confirmando que o consumidor brasileiro é mais impaciente que o americano, e que os percentuais da sua renda destinada ao investimento imobiliário são de 18% e 23% aproximadamente para as cidades de São Paulo e Rio de Janeiro respectivamente.

**Palavras-chave:** Mercado imobiliário, Capital Asset Pricing, Consumption Based Capital Asset Pricing.

**ABSTRACT**

This paper deals with the behavior of the housing market in the cities of São Paulo and Rio de Janeiro from 2008 to 2017, analyzing monthly data of sale prices and rental of housing, apparent consumption, housing inventory and market rate of return (IBOVESPA). Two models were estimated. The first one, the CAPM, was aimed at analyzing the behavior of the housing investment return of the two localities in relation to the market return and the second model, the modified CCAPM for the existence of preferences for housing property. The study concludes with respect to rates of return that a variation of the rate of return on investment in the housing market, both in Rio de Janeiro and in São Paulo, is negatively affected by the variation of the market rate of return. In addition, when consumption is included in the pricing model, an intertemporal discount factor of consumption of around 0.99 per month for both cities is observed, confirming that the Brazilian consumer is more impatient than the American, and that the Percentages of their income destined for housing investment are approximately 18% and 23% for the cities of São Paulo and Rio de Janeiro respectively.

**Keywords:** Housing market, Capital Asset Pricing, Consumption Based Capital Asset Pricing.

1. **INTRODUÇÃO**

Desde o estouro da bolha no mercado imobiliário dos Estados Unidos (EUA) em 2007 e a deflagração da Crise Financeira Internacional, o mercado imobiliário tem sido foco de vários pesquisadores da área econômica, principalmente no que diz respeito a abordagem do investimento em imóveis como um investimento financeiro. Os dados do setor imobiliário brasileiro mostram que, desde 2008 até o primeiro trimestre de 2017, a parcela do PIB gerada pelos serviços imobiliários e aluguel é representativa, cerca de 7,68%. Além disso, houve um crescimento representativo do valor e do percentual destinado as operações de crédito ao mercado imobiliário (de 5,30% para 17,78%) de 2008 a 2014. Assim, o estudo sobre o comportamento do mercado imobiliário é de extrema relevância para entender a evolução da economia nacional.

A maior parte da literatura sobre mercado imobiliário concentra-se na análise dos dados do mercado imobiliário dos EUA, o grande empecilho para o desenvolvimento de pesquisas nesta área no Brasil é a inexistência de uma boa base de dados que possa ser utilizada pelos pesquisadores.

Case, Cotter e Gabriel (2010) estimam vários modelos para investimentos nas regiões metropolitanas dos EUA incluindo controles para variáveis econômicas locais, os resultados mostraram que existe uma influência significativa do retorno do investimento imobiliário nacional nos retornos dos investimentos em imóveis da maioria das regiões metropolitanas analisadas. A média dos betas encontrados no modelo CAPM é de 0,72 e possuem um grande R². O mesmo não ocorre com o poder explicativo da variável de retorno dos investimentos em ativos da S&P500 nos retornos dos investimentos imobiliários devido ao seu ser R² muito baixo. Além disso, a média dos betas do CAPM foi de -0,0412, um número negativo, porém pequeno. Os autores ressaltam que a determinação dos retornos do mercado imobiliário nos EUA sofre uma grande influência de forças especulativas.

Liu e Xu (2012) destacam que os imóveis podem ser comprados visando satisfazer a necessidade de moradia (podendo ser considerado como um bem de consumo) ou podem servir como forma de investimento do agente, podendo ser considerado um tipo de ativo financeiro. Desta forma, observa-se que as pessoas atribuem uma parcela significativa da sua riqueza à propriedade de imóveis, o que não é abordado no modelo padrão da Teoria de Precificação de Ativos (Asset Pricing Theory).

Oobjetivo deste estudo é a aplicação dos modelos Capital Asset Pricing (CAPM) e Consumption Based Capital Asset Pricing (CCAPM) com uma modificação para a existência de preferências pela propriedade de imóveis para os dados das cidades de São Paulo e Rio de Janeiro, no período de 2008 a 2017. A ideia é entender a relação entre as taxas de retorno do investimento imobiliário comparando-o ao investimento no mercado de ações (IBOVESPA), bem como estimar o fator de desconto intertemporal do consumo, considerando este mercado, e o percentual da renda destinado ao consumo e ao investimento imobiliário para os agentes representativos de cada uma destas cidades. O artigo é composto por cinco seções incluindo esta introdução. Na seção II apresenta-se a metodologia utilizada na parte empírica deste trabalho, especificando os modelos a serem estimados. A base de dados é descrita na seção III, seguida pelos resultados das estimações dos dois modelos na seção IV. Por fim, na seção V, são apresentadas as conclusões do trabalho.

1. **METODOLOGIA**

O artigo propõe a aplicação dos modelos CAPM e CCAPM modificado para os dados do mercado imobiliário das cidades de São Paulo e Rio de Janeiro. O primeiro modelo, CAPM, conforme proposto por Sharpe (1964), Litner (1965) e Mossin (1966), estabelece uma relação linear entre retornos de investimentos. Aplicando ao mercado imobiliário, tem-se que o retorno do investimento imobiliário da região R, , tem uma relação linear com o retorno do investimento no mercado (Ibovespa), . Esta relação é dada pela seguinte equação:

Portanto, regredindo o retorno de cada localidade R e estimando os parâmetros e utilizando o Método dos Mínimos Quadrados (MQO), temos:

Foram estimados dois modelos, um para cada localidade, sendo que como as séries de retornos imobiliários são I(1) e a série de retorno do Ibovespa é I(0), é necessária a utilização dos modelos em primeira diferença:

onde é a primeira diferença da série de retornos e os resíduos das regressões.

O segundo modelo analisado é o CCAPM modificado para existência de uma agregação de valor da utilidade do agente dada pela propriedade do imóvel, Lucas (1978), seguido por Breeden (1979) e Mehra e Prescott (1985) desenvolveram o CCAPM clássico. Assim, o consumidor representativo tem que decidir como alocará sua riqueza (salário, , mais sua renda devido ao investimento imobiliário, ) em consumo, , e investimento imobiliário, , de maneira a resolver o seguinte problema:

Sujeito a:

onde é o preço de venda do m² do imóvel e é o aluguel correspondente, é o consumo e é o estoque de imóveis em m².

A Condição de Primeira Ordem (CPO) do problema de maximização resulta em:

Pode-se definir:

Logo, a equação de precificação de imóveis com gostos pela propriedade é dada por:

A comparação entre as equações de precificação dos imóveis do CCAPM clássico com o CCAPM modificado deixa claro que quando um indivíduo coloca algum peso na propriedade de imóveis, ele tem uma agregação no valor presente do imóvel, o que é medido pelo termo adicional, .

Para que seja possível a estimação dos parâmetros do CCAPM modificado, utiliza-se a função de utilidade Cobb-Douglas. A função de utilidade escolhida possui como propriedade a existência de uma parcela constante da riqueza destinada ao gasto para cada um dos componentes da função (HAMILTON, 1994).

Realizando a alteração da função de utilidade para uma no formato Cobb-Douglas, , a equação de precificação de imóveis se altera para:

onde representa o crescimento da propriedade de imóveis e o crescimento do consumo.

Utilizando o Método dos Momentos Generalizados (GMM) é possível estimar os parâmetros e pela seguinte equação:

1. **BASE DE DADOS**

As estimações dos modelos CAPM e CCAPM modificado englobam uma variedade de dados. A série mais importante refere-se a evolução dos preços dos imóveis nas duas cidades analisadas, esta série foi construída com base na evolução do Índice FipeZap que é calculado com base no preços de anúncio diários de imóveis no sítio do Zap Imóveis (desde 1º de dezembro de 2007) bem como anúncios de outros treze portais de classificados (desde junho de 2012). Deve-se ressaltar que o preço dado no anúncio não é uma medida exata da evolução dos preços efetivamente transacionados, já que este mercado é caracterizado pela constante presença de contra-propostas antes da concretização da transação. Entretanto, se existir uma constância no percentual médio de desconto realizado durante a negociação, isto tornará possível a utilização destes dados quando consideram-se taxas, já que o percentual será anulado. Além disso, esses dados são utilizados por vários países por possuir respaldo de que os dois preços (anúncio e concretização) apresentam, no médio e longo prazo, tendências semelhantes.

O Índice FipeZap atualmente mostra a evolução do preço do metro quadrado (m²) de venda e locação de apartamentos prontos em dezesseis localidades brasileiras: Belo Horizonte, Fortaleza, Recife, Rio de Janeiro, São Paulo, Salvador, Distrito Federal, Porto Alegre, Curitiba, Florianópolis, Vitória, Vila Velha, Santo André, São Bernardo, São Caetano e Niterói (FIPE, 2014), sendo que cada Índice regional é dividido em quatro categorias, de acordo com os números de dormitórios.

Após o procedimento de filtragem, que exclui anúncios repetidos e dados *outliers*, tem-se os preços médios de aluguel e venda por bairros de cada cidade e por números de dormitórios. Para determinar o preço médio dos imóveis na cidade, utiliza-se ponderações para cada bairro (ponderação do IBGE). O Índice FipeZap é um Índice de Laspeyres com média móvel de três meses com base na mediana dos preços

No Brasil existem outros indicadores de preços para o mercado imobiliário, é o caso do Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R) do Banco Central do Brasil que mensura a tendência de longo prazo dos valores de imóveis residenciais com base nos financiamentos imobiliários. Porém, a base de dados mais completa acerca da evolução dos preços dos imóveis é o Índice FipeZap e para construir uma taxa de retorno do investimento imobiliário é necessária a manipulação da série histórica dos índices para retornar os preços médios do m² de cada região. Apesar de o Índice ter início em jan/2008, cada município apresenta dados a partir de períodos diferentes. Para a análise neste trabalho, escolheu-se São Paulo e Rio de Janeiro, ambos com início em jan/2008. Essas cidades foram escolhidas por possuírem a maior quantidade de dados de venda e de aluguel entre a amostra de cidades e pelo fato de possuírem os maiores pesos na composição dos índices agregados, cerca de 66,1% do Índice FipeZap Composto e 53,6% do FipeZap Ampliado, ambos considerando o período a partir de 2012.

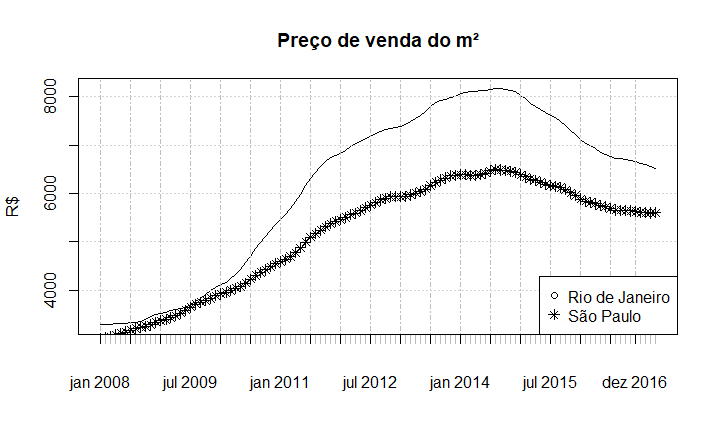
A Fipe disponibiliza os últimos relatórios mensais de venda e aluguel, nestes relatórios tem-se o preço médio do m² de cada cidade, tomando como dado o preço médio do m² em maio de 2016, pode-se calcular a série histórica aplicando a seguinte equação recursivamente:

onde é o Índice FipeZap de Preços Anunciados na região R no tempo t e é o preço do m² na região R no tempo t.

Esta série histórica construída é de preço nominal do m² de venda e de aluguel. Para que a análise da evolução dos preços do mercado imobiliário seja crível é de extrema importância que se construa uma nova série descontando o peso da inflação do período para que se obtenha uma evolução real dos preços. Desta forma, aplica-se o método para deflacionar a série de preços do m² pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Os dados foram manipulados definindo como base dos índices ago/2010 (Índices = 100), assim, os valores encontrados dos preços médios estão padronizados a preços constantes de ago/2010. As Figuras 1 e 2 mostram a evolução das séries de preços de venda e alugueis das duas cidades.

Pela Figura 1, observa-se que historicamente os imóveis no Rio de Janeiro possuem um valor acima do que os imóveis em São Paulo. Destaca-se a predominância de uma tendência de crescimento do preço do m² de venda em São Paulo e no Rio de Janeiro até início de 2014 e uma tendência de queda a partir do segundo semestre do mesmo ano.

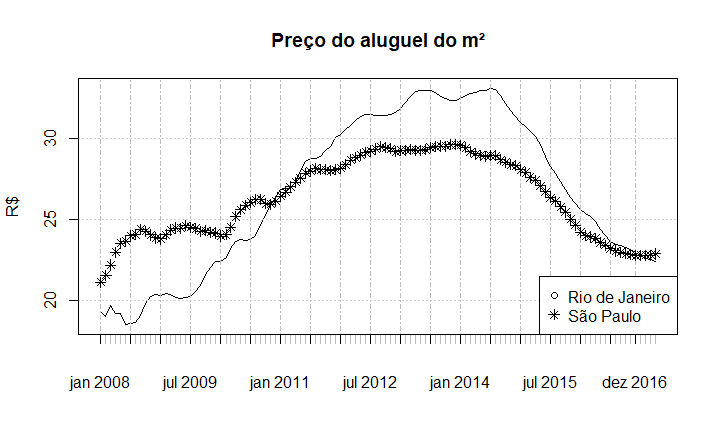
Figura 1 - Evolução do preço médio do m² de venda em São Paulo e Rio de Janeiro



Fonte: Elaborado pela autora. Software utilizado: RStudio (2017).

No que se refere a evolução dos preços médios do m² de aluguel nestas localidades, observa-se um comportamento diferente do preço de venda de São Paulo e Rio de Janeiro (Figura 2), pois houve uma reversão nos seus preços do m² do aluguel em nov/2010, antes deste marco, São Paulo possuía um aluguel por m² mais caro que o Rio de Janeiro, o que não ocorreu a partir de então até reverter novamente em jan/2017. Destaca-se que apesar desta peculiaridade, os preços do aluguel no Rio de Janeiro e São Paulo tiveram uma tendência de crescimento, com alguns momentos de oscilação, de jan/2008 a jul/2014, a partir deste mês o movimento é predominantemente de redução até final de 2016, momento em começa certa recuperação dos preços de São Paulo.

Figura 2 - Evolução do preço deflacionado médio do m² de aluguel em São Paulo e Rio de Janeiro



Fonte: Elaborado pela autora. Software utilizado: RStudio (2017).

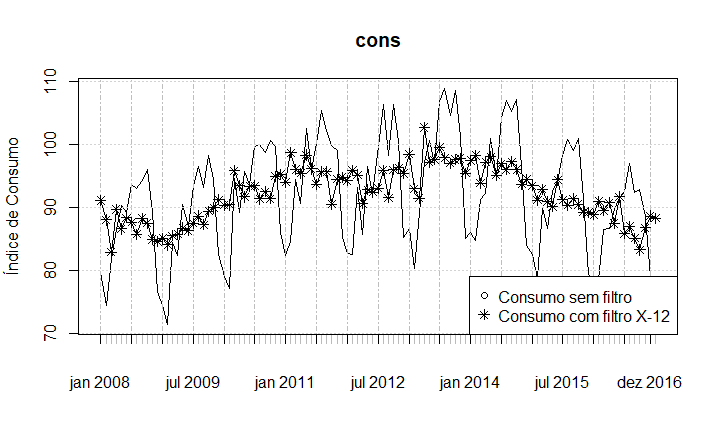
A segunda série de dados é baseada na evolução diária do Índice Bovespa (IBOVESPA), disponibilizada pela BM&FBOVESPA desde 1968. O IBOVESPA é um índice que mede o retorno total de uma carteira teórica de ativos negociados na BM&FBOVESPA. Na aplicação deste estudo serão utilizados os dados mensais do IBOVESPA.

Este índice poder ser utilizado como *proxy* do retorno médio de mercado pois sua carteira engloba os ativos que possuem a maior negociabilidade e representatividade nas transações da bolsa brasileira.

Por ser um índice de retorno total, o cálculo do IBOVESPA leva em consideração não só as variações nos preços dos ativos, bem como a distribuição de proventos das companhias: dividendos, juros sobre capital próprio e rendimentos, entre outros (BM&FBOVESPA, 2014).

### A estimação do modelo CCAPM necessita da evolução do consumo das famílias, a *proxy* utilizada é o Consumo Aparente (CA) de bens não duráveis e semi duráveis, série mensal disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Esta série leva em consideração dados da produção industrial doméstica, das importações e das exportações. Todas as bases de dados são fornecidas pelo Sistema de Contas Nacionais e pela Pesquisa Industrial Mensal (PIM-PF), calculadas pelo IBGE. A série de Consumo Aparente apresenta característica de presença de sazonalidade, optou-se por aplicar o filtro Census X-12 para realizar a correção do problema de sazonalidade. Desta forma, a nova série de consumo aparente dessazonalizada que será utilizada como *proxy* do consumo das famílias para aplicação do modelo CCAPM, ambas estão expostas na Figura 3.

Figura 3 - Evolução do Índice de Consumo Aparente



Fonte: Elaborado pela autora. Software utilizado: RStudio (2017).

Apesar da evolução do Índice de Consumo Aparente ser uma boa *proxy* para evolução do consumo do agente representativo, o problema de maximização do modelo CCAPM resulta em uma relação entre consumo ( e gasto total com o investimento em imóveis ( Esta relação não pode ser estimada com o Índice de Consumo Aparente, assim, optou-se por coleta dos dados da Despesa de Consumo das Famílias em R$, disponibilizado pelo IBGE.

A série de Despesa de Consumo das Famílias engloba a despesa nacional, para calcular a despesa de cada cidade utilizou-se a participação média delas no PIB nacional nos ,anos 2008, 2009 e 2010. Assim, o valor da Despesa de Consumo das Famílias em ago/2010. aplicado proporcionalmente para São Paulo (12%) e Rio de Janeiro (5%), foi manipulado pelo Índice de Consumo Aparente dessazonalizado para obter a série histórica do consumo de cada uma das cidades.

Por último, a última série diz respeito a evolução do estoque de imóveis nas duas cidades analisadas. A série foi construída, primeiramente, para a cidade de São Paulo, já que esta é a única que possui uma base de dados confiável e detalhada sobre as vendas de imóveis. Esta variável será utilizada na aplicação do CCAPM com alteração para existência de gosto pela propriedade de imóveis na função de utilidade dos agentes.

A construção da série de estoque é baseada na seguinte equação:

onde e representam o estoque de imóveis nos tempos t+1 e t e corresponde ao número de imóveis vendidos em t+1.

Para isto, obteve-se a série de dados das vendas de imóveis residenciais novos na cidade de São Paulo, este dado é disponibilizado pelo Sindicato da Habitação de São Paulo (SECOVI-SP) e está separado por número de dormitórios do imóvel (1 dormitório, 2 dormitórios, 3 dormitórios e 4 dormitórios). Considerando como estoque existente o número de domicílios particulares da cidade estimado pelo Censo 2010, este dado é aplicado como sendo o estoque de imóveis em dez/2010. A partir daí, constrói-se a série completa, manipulando os dados para frente e para trás.

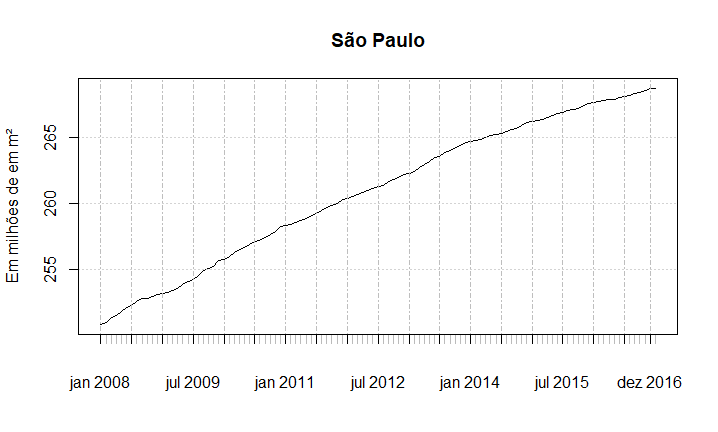
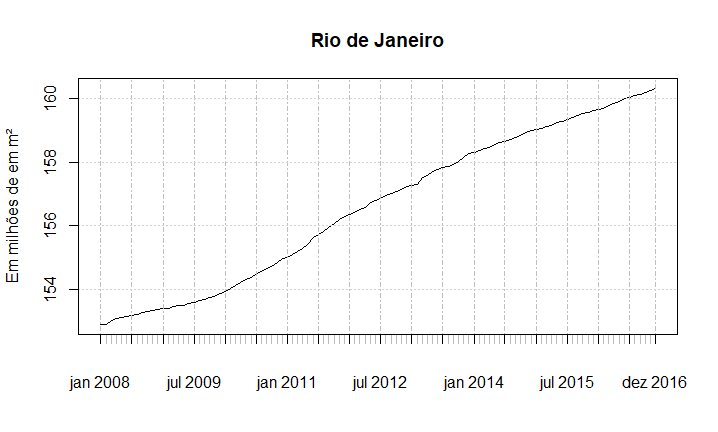
Como esta série está em unidades de imóveis, para que estes dados possam ser relacionados com a evolução dos preços, ela deve ser transformada para estoque de imóveis em m². Para fazer esta alteração, observou-se o peso de cada tipo de imóveis vendidos no número total de vendas em todos os meses e foi calculado o peso médio em todo o período. Além disso, estipulou-se uma área útil média (em m²) para cada tipo de imóvel com base em pesquisa nos anúncios do Zap Imóveis. A partir destes dados, calculou-se que o tamanho médio ponderado de um imóvel em São Paulo é de 72,20 m². Por fim, para obter o estoque de imóveis em m², multiplicou o estoque em unidades pela área útil média calculada:

A mesma análise é realizada para a cidade do Rio de Janeiro com algumas ressalvas, destaca-se que assim como para SP, o estoque existente foi calculado com base no número de domicílios particulares da cidade estimado pelo Censo 2010.

A base de dados do Rio de Janeiro tem como fonte a ADEMI-RJ[[1]](#footnote-1) e, diferente de São Paulo, agrega as vendas de imóveis residenciais e comerciais, o que impossibilita a aplicação direta da fórmula. Porém, ao analisar os dados referentes à emissão de Habite-se desta cidade nos anos 2015, 2014 e 2013, observou-se que a quantidade de Habite-se de unidades residenciais correspondeu a uma parcela praticamente constante, em torno de 75% do total. Como o que será utilizado na aplicação do CCAPM é a relação entre o estoque presente com o estoque passado, considerando que a parcela é constante em todo período, pode-se utilizar a base de dados original tranquilamente, visto que ao realizar a divisão esta parcela se anulará.

Como os dados do Rio de Janeiro também não apresentam separação por tamanho dos imóveis, optou-se por padronizar o tamanho de cada unidade conforme calculado para a cidade de São Paulo, 72,20 m², e desta forma, transforma-se a série final de estoque de imóveis residenciais por m². A Figura 4 mostra a evolução do estoque de imóveis nas duas cidades analisadas.

Figura 4 - Evolução do estoque de imóveis, em m²



Fonte: Elaborado pela autora. Software utilizado: RStudio (2017).

1. **ESTIMAÇÃO E RESULTADOS**

Para a aplicação do Modelo CAPM é necessário que se tenha uma série de retorno dos investimentos analisados, neste caso, do mercado imobiliário e do retorno de mercado. Os dados utilizados para a estimação dos modelos correspondem a dados mensais de jan/2008 a abr/2017.

Com a série de preços mensal real de venda e aluguel por m², determina-se o retorno real do investimento imobiliário, no qual se leva em consideração o preço real do imóvel, atual e no período seguinte, e o aluguel real que este imóvel rende hoje, o que é representado na fórmula a seguir:

onde é o retorno real do imóvel, é preço real do m² de venda do e é o preço real do m² do aluguel do imóvel, ambos na região R no período t.

Para determinação da taxa de retorno de mercado utiliza-se como *proxy* a série história mensal do IBOVESPA, manipulado para valores constantes de ago/2010 utilizando como índice de preços o IPCA. A taxa de retorno é dada pelo seguinte cálculo:

onde é o retorno real do imóvel, e são os IBOVESPA a preços constantes de ago/2010 nos períodos t e t+1.

Antes das estimações do CAPM e do CCAPM modificado é necessária a aplicação de testes para identificar a presença de raiz unitária nas séries de dados. Foram escolhidos três testes: Testes ADF e PP, que possuem como hipótese nula (H0) a existência de raiz unitária e o Teste KPSS, que testa as séries partindo da hipótese de estacionariedade. Os resultados dos testes realizados são apresentados na Tabela 1.

Seguindo o nível de significância de 5%, a série de retorno do investimento imobiliário em São Paulo mostra que nos três testes, o modelo com constante possui raiz unitária, sendo assim I(1). Já a série de retorno do investimento imobiliário no Rio de Janeiro é I(1) em todos os modelos e nos três testes. O retorno do IBOVESPA só possui consenso nos resultados dos testes do modelo com constante e tendência, podendo ser considerado que a série não possui raiz unitária ao nível de 5% de significância, ou seja, é integrada de ordem 0, I(0). Estes resultados mostram a necessidade de utilizar a primeira diferença na estimação do modelo CAPM.

Já a análise das taxas que fazem parte da estimação do CCPAM modificado pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM) mostra que todas as relações envolvidas no modelo de São Paulo são estacionárias ao nível de significância de 5% em determinados modelos em algum dos testes ADF e PP. Apesar de a séries de taxa de crescimento do preço dos imóveis do Rio de Janeiro não passar nos testes de estacionariedade ADF e PP, se mudar para o nível de significância de 1%, a série é estacionária para o teste KPSS no modelo com constante e tendência. Tendo como base que a literatura utiliza como variáveis instrumentais as próprias variáveis envolvidas na equação considerando seus valores em um e dois períodos anteriores, foram realizadas várias estimações combinando variáveis explicativas defasadas, porém, observou-se que apesar de muitas vezes os coeficientes estimados para as variáveis e serem significantes, o teste de sobre-identificação (J-Teste) mostrava que o modelo não era válido.

Tabela 1 - Testes de estacionariedade das séries envolvidas nos modelos CAPM e CCAPM modificado

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Série** | **Modelos** | **Teste ADF\*** | | **Teste PP\*** | | **KPSS\*\*** | |
| **SP** | **RJ** | **SP** | **RJ** | **SP** | **RJ** |
|  | Constante e tendência | -3,93 | -2,85 | -4,00 | -2,87 | 0,18 | 0,20 |
| Constante | -1,79 | -1,29 | -1,79 | -1,30 | 1,01 | 0,80 |
| Sem constante e sem tendência | -1,23 | -1,08 | -1,13 | -1,09 | - | - |
|  | Constante e tendência | -4,45 | -4,45 | -4,45 | -4,45 | 0,21 | 0,21 |
| Constante | -4,44 | -4,44 | -4,44 | -4,44 | 0,07 | 0,07 |
| Sem constante e sem tendência | -2,10 | -2,10 | -1,99 | -1,99 | - | - |
|  | Constante e tendência | -15,38 | -15,36 | -25,00 | -25,68 | 0,22 | 0,30 |
| Constante | -6,34 | -6,40 | -22,91 | -22,39 | 0,50 | 0,50 |
| Sem constante e sem tendência | 0,13 | 0,11 | 0,02 | 0,19 | - | - |
|  | Constante e tendência | -9,29 | -6,84 | -9,40 | -7,26 | 0,07 | 0,25 |
| Constante | -3,04 | -6,87 | -7,93 | -7,29 | 0,96 | 0,25 |
| Sem constante e sem tendência | -0,74 | 0,14 | -0,77 | 0,40 | - | - |
|  | Constante e tendência | -3,99 | -2,79 | -4,03 | -2,81 | 0,22 | 0,21 |
| Constante | -1,85 | -1,44 | -1,85 | -1,46 | 1,02 | 0,70 |
| Sem constante e sem tendência | -0,22 | -0,08 | -0,27 | -0,08 | - | - |
|  | Constante e tendência | -1,24 | -3,08 | -1,11 | -2,11 | 0,30 | 0,18 |
| Constante | -3,56 | -0,62 | -1,07 | -0,47 | 1,13 | 1,14 |
| Sem constante e sem tendência | -4,77 | -2,33 | -3,63 | -4,03 | - | - |
|  | Constante e tendência | -0,79 | -0,30 | -3,02 | -1,41 | 0,33 | 0,29 |
| Constante | -3,81 | -2,40 | -5,14 | -3,59 | 1,13 | 1,07 |
| Sem constante e sem tendência | -7,24 | -3,98 | -5,92 | -6,11 | - | - |

Fonte: Elaborado pela autora. Software utilizado: Eviews (2017).

\* Valores críticos: 1% de significância: -4,06 (Constante e tendência), -3,50 (Constante) e -2,59 (Sem constante e sem tendência). 5% de significância: -3,46 (Constante e tendência), -2,89 (Constante) e -1,94 (Sem constante e sem tendência). 10% de significância: -3,15 (Constante e tendência), -2,58 (Constante) e -1,61 (Sem constante e sem tendência).

\*\* Valores críticos: 1% de significância: 0,22 (Constante e tendência) e 0,74 (Constante). 5% de significância: 0,15 (Constante e tendência) e 0,46 (Constante). 10% de significância: 0,12 (Constante e tendência) e 0,35 (Constante).

Os resultados das estimações do CAPM por MQO e do modelo CCAPM modificado por GMM são apresentados na Tabela 2 a seguir.

Tabela 2 - Resultados das Regressões do CAPM e CCAPM modificado

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **CAPM - São Paulo** | **CAPM - Rio de Janeiro** | **CCAPM modificado - São Paulo** | **CCAPM modificado - Rio de Janeiro** |
|  | **Coeficientes** | | | |
| Constante | -7,55E-05  (0,000210) | -9,18E-05  (0,000225) | - | - |
|  | -1,0164292\*\*\*  (0,095661) | -1,036815\*\*\*  (0,102224) | - | - |
|  | **-** | **-** | 0,984290\*\*\*  (0,003080) | 0,986452\*\*\*  (0,004359) |
|  | - | - | 0,821092\*\*\*  (0,154484) | 0,765183\*\*\*  (0,274547) |
|  | **Estatísticas** | | | |
| R² | 0,511117 | 0,487842 | - | - |
| Prob  (F-estatístico) | 0,000000 | 0,000000 | - | - |
| Prob J-Estatístico | - |  | 0,017213\*\* | 0,019637\*\* |

Fonte: Elaborado pela autora. Software utilizado: Eviews (2017).

Sendo que \* p < 0,1; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.

Destaca-se que no CAPM, ao realizar a regressão das primeiras diferenças, a constante tem que ser estatisticamente não significante, ou seja, igual a zero, o que foi confirmado nos resultados encontrados para os parâmetros estimados para os modelos (Tabela 2). Observa-se que os coeficientes estimados para nas regressões da primeira diferença dos retornos no investimento imobiliário em São Paulo e no Rio de Janeiro contra a primeira diferença do retorno de mercado (Ibovespa) são estatisticamente significativos pelos testes T e F ao nível de 5%. Em relação ao quanto estas variáveis são capazes de determinar o comportamento do retorno do mercado imobiliário, tem-se um R² considerável, em torno de 50% para todos os modelos, o que ressalta a importância da diferença do retorno do Ibovespa, bem como de outras variáveis na determinação do retorno do investimento no mercado imobiliário brasileiro.

A diferença do retorno de mercado afeta o comportamento da diferença do retorno do investimento imobiliário de forma negativa para as duas localidades. Desta forma, se o retorno do mercado cai no período t em relação ao período t-1, observa-se um aumento na primeira diferença do retorno do investimento no mercado imobiliário.

Seguindo os resultados encontrados por Case, Cotter e Gabriel (2010), a taxa de retorno média de 1985-2007 foi de 1% a.a. para as regiões metropolitanas dos EUA. No caso brasileiro, apesar de os dados corresponderem a um período diferente, 2008-2016, observa-se um comportamento bastante diferente, o retorno médio de São Paulo neste período foi de 14,11% a.a. e para o Rio de Janeiro, 14,18% a.a. Quanto aos betas do modelo CAPM, o estudo citado acima encontrou betas negativos ao analisar o retorno do investimento imobiliário das regiões com o retorno da S&P500, porém com baixo poder de explicação, destaca-se que os modelos estimados no trabalho citado possuem mais variáveis explicativas do que neste estudo. Os betas encontrados para o mercado brasileiro também são bem menores e possuem um R² considerável, pode-se concluir que as divergências entre os resultados se devem à grande presença de forças especulativas no mercado imobiliário dos EUA o que não é comum na determinação dos preços de imóveis no Brasil.

Este resultado vai de acordo com a evolução das taxas básicas de juros destes dois países. No Brasil, a taxa básica de juros da economia é denominada SELIC e está em 10,25% a.a. (junho de 2017) enquanto que nos EUA a taxa correspondente a essa variável é 0,5% a.a, o que ressalta a grande diferença nos retornos obtidos em investimentos nesses países, podendo ser aplicado também ao se analisar o retorno do mercado imobiliário.

Os dados utilizados para a estimação dos modelos do CCAPM modificado correspondem a dados mensais de fev/2008 a jan/2017 para São Paulo e de fev/2008 a dez/2016 para o Rio de Janeiro. Para a estimação do CCAPM modificado por GMM é necessário que se definam as variáveis instrumentais de cada modelo. Para o modelo de São Paulo, encontrou-se resultados mais adequados ao utilizar como variáveis instrumentais: uma constante, a taxa de crescimento do estoque de imóveis, a taxa de crescimento do consumo, a relação entre aluguel hoje e preço de venda passado e a taxa de crescimento do preço dos imóveis, todas com duas defasagens. Os resultados do modelo mostram que os coeficientes estimados para os parâmetros são significativos à qualquer nível de significância. As variáveis utilizadas como instrumentos são válidas para explicar o modelo, ao nível de 1% de significância, já que não rejeita a hipótese nula do teste de que o modelo é válido.

Já o modelo CCAPM, para o Rio de Janeiro, utilizou como variáveis instrumentais: uma constante, a segunda defasagem da taxa de crescimento do consumo, da taxa de crescimento do estoque de imóveis e da taxa do crescimento do preço de venda do m² e a primeira e segunda defasagem da relação entre consumo e preço de venda. Os parâmetros  
*𝛽* e também são estatisticamente significantes a qualquer nível de significância e as variáveis instrumentais são consideradas válidas para explicar o modelo ao nível de significância de 1%.

O fator de desconto intertemporal do consumo, , estimado para as duas cidades são muito próximos, em torno de 0,98 ao mês para São Paulo e 0,99 para o Rio de Janeiro, o que transformando em desconto anual resulta em betas menores ainda, 0,79 para São Paulo e 0,89 para Rio de Janeiro. A teoria mostra que betas pequenos são compatíveis com maior impaciência do consumidor. Estudos realizados para estimação do beta na economia brasileira sem considerar o mercado imobiliário, como de Issler e Piqueira (1999), que analisou dados de 1975-1998 encontrou fatores de desconto que variavam de 0,85 a 0,96 em termos anuais. Desta forma, os resultados encontrados neste estudo vão de encontro ao que estudiosos da área afirmam: "Comparando-se brasileiros e americanos fica claro que o consumidor brasileiro é mais impaciente que o americano, que tem um fator de desconto próximo à unidade" (ISSLER E PIQUEIRA, 1999, p. 18).

Segundo Mas-Collel, Whinston e Green (1995, p. 56), a função de utilidade Cobb-Douglas possui como propriedade que o gasto em cada um dos componentes da função corresponde a uma parcela constante da sua riqueza. Seguindo esta ideia, pode-se dizer que pelos parâmetros encontrados para a função de utilidade Cobb-Douglas aplicada aos dados de São Paulo, observa-se que o agente representativo desta localidade aloca em média 82% da sua riqueza em consumo de bens duráveis e não duráveis e o restante, 18%, em investimento imobiliário. Já o agente do Rio de Janeiro caracteriza-se por alocar uma maior parcela em investimento imobiliário, cerca de 23%, e o restante, 77%, em consumo. Estes valores para o parâmetro são coerentes com as parcelas de riqueza utilizadas para moradia (aluguel ou pagamento de financiamento) recomendados pelas instituições que financiam compra de imóvel.

O fato de o agente representativo do Rio de Janeiro alocar uma maior parcela no investimento imobiliário pode estar relacionado à cidade ser turística, o que pode tornar atrativo a compra de imóveis para aluguel de temporada ou férias, o que não acontece em São Paulo, por a cidade se tratar de um local historicamente marcado pelas atividades empresariais.

Após a estimação, analisou-se o comportamento dos resíduos das estimações. Foram aplicados teste de normalidade, Teste Jarque-Bera, teste de autocorrelação, Teste de Ljung-Box, e teste de heterocedasticidade, ARCH. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 - Testes dos resíduos do CAPM e CCAPM modificado

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Testes de resíduos** | **p-valor** | | | |
| **CAPM -**  **São Paulo** | **CAPM -**  **Rio de Janeiro** | **CCAPM modificado -**  **São Paulo** | **CCAPM modificado - Rio de Janeiro** |
| Teste Jarque-Bera | 0,102 | 0,796 | 0,423 | 0,974 |
| Teste de Ljung-Box | 0,384 | 0,242 | 0,003\*\*\* | 0,005\*\*\* |

Fonte: Elaborado pela autora. Softwares utilizados: Eviews e RStudio (2017).

Teste de Ljung-Box: H0 = não há autocorrelação entre os resíduos até a defasagem 1.

Sendo que \* p < 0,1; \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,01.

O teste de normalidade Jarque-Bera indica que os resíduos dos dois modelos analisados não rejeitam a hipótese de distribuição normal. O teste de Ljung-Box mostra que nos modelos CAPM não possuem autocorrelação entre os resíduos a qualquer nível de significância. Enquanto para os modelos do CCAPM modificado, existem problemas de autocorrelação. Uma explicação para este resultado pode ser o fato de as séries de estoque de imóveis terem sido construídas com base em generalizações. Ressalta-se a possibilidade de que existam outras variáveis que podem influenciar o comportamento do consumo de bens não duráveis e semi duráveis e investimento imobiliário além das variáveis analisadas neste trabalho. Para não deixar dúvidas a respeito da adequação dos modelos, realizou-se, também, testes de raiz unitária para os resíduos das estimações, os resultados estão expostos na Tabela 4.

Tabela 4 - Testes de estacionariedade dos resíduos do CAPM e CCAPM modificado

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Estimação** | **Modelos** | **Teste ADF\*** | | **Teste PP\*** | | **KPSS\*\*** | |
| **SP** | **RJ** | **SP** | **RJ** | **SP** | **RJ** |
| **CAPM** | Constante e tendência | -8,91 | -9,44 | -12,50 | -9,41 | 0,16 | 0,12 |
| Constante | -8,93 | -9,32 | -12,04 | -9,27 | 0,26 | 0,36 |
| Sem constante e sem tendência | -8,95 | -9,37 | -11,62 | -9,32 | - | - |
| **CCAPM modificado** | Constante e tendência | -4,63 | -3,51 | -13,41 | -11,35 | 0,26 | 0,21 |
| Constante | -1,04 | -1,43 | -9,24 | -9,31 | 1,12 | 0,85 |
| Sem constante e sem tendência | -0,95 | -1,45 | -9,19 | -9,32 | - | - |

Fonte: Elaborado pela autora. Software utilizado: Eviews (2017).

\* Valores críticos: 1% de significância: -4,06 (Constante e tendência), -3,50 (Constante) e -2,59 (Sem constante e sem tendência). 5% de significância: -3,46 (Constante e tendência), -2,89 (Constante) e -1,94 (Sem constante e sem tendência). 10% de significância: -3,15 (Constante e tendência), -2,58 (Constante) e -1,61 (Sem constante e sem tendência).

\*\* Valores críticos: 1% de significância: 0,22 (Constante e tendência) e 0,74 (Constante). 5% de significância: 0,15 (Constante e tendência) e 0,46 (Constante). 10% de significância: 0,12 (Constante e tendência) e 0,35 (Constante).

Observa-se que os resíduos das estimações do CAPM para as duas cidades são estacionários, já que a H0 que supõe presença de raiz unitária é rejeitada em todos os modelos nos testes ADF e PP. O resíduo da estimação de São Paulo é estacionário para os testes ADF e PP no modelo com constante e tendência ao nível de 5% de significância. Já os resíduos da estimação do Rio de Janeiro são estacionários para os testes ADF e PP para o modelo com constante e tendência também ao nível de 5% de significância e o resultado do teste KPSS não rejeita a H0 de estacionariedade para o modelo com constante e tendência, ao nível de significância de 1%.

1. **CONCLUSÕES**

O comportamento do mercado imobiliário é de extrema importância para a evolução das atividades econômicas, fato este comprovado pelas grandes consequências que o estouro da bolha no mercado imobiliário dos Estados Unidos (EUA) em 2007 trouxe para a economia internacional, ao desencadear a Crise Financeira Internacional em 2008.

O fato do investimento imobiliário ter duas finalidades – investimento financeiro e usufruto próprio ou dos descendentes – faz com que estes dois aspectos tenham que ser inseridos na análise da formação de preços dos imóveis.

Este artigo analisou o comportamento das taxas de retorno deste tipo de investimento e dos preços dos imóveis em duas grandes cidades brasileiras, São Paulo e Rio de Janeiro. Uma das fragilidades desta pesquisa está no fato de o período analisado, 2008 a 2017, ser considerado pequeno, porém a série de dados disponibilizada pela FIPE é mensal e conta com cerca de 112 observações, sendo a melhor *proxy* para acompanhar a evolução dos preços deste mercado no Brasil, já que não existe uma base de dados oficial para o país.

As estimações realizadas com base nos modelos de finanças Capital Asset Pricing (CAPM) e Consumption Based Capital Asset Pricing (CCAPM) mostraram que o comportamento do mercado imobiliário brasileiro é divergente dos resultados encontrados por estudos empíricos realizados para os EUA. As taxas de retorno do investimento imobiliário nas duas grandes cidades brasileiras são muito acima das taxas de retorno média encontradas para as regiões metropolitanas dos EUA de 1985-2007 de 1% a.a. (CASE, COTTER E GABRIEL, 2010). No período analisado, 2008-2017, o retorno médio de São Paulo foi de 14,11% a.a. e para o Rio de Janeiro, 14,18% a.a. Este resultado ressalta a grande diferença nos retornos obtidos em investimentos nesses países, inclusive investimentos realizados no mercado imobiliário. Entre as diferenças pode-se destacar o elevado déficit habitacional existente no Brasil, que torna o investimento imobiliário promissor, o que não ocorre nos EUA, o estouro da bolha imobiliária em 2007 alertou para uma valorização irreal dos preços dos imóveis.

No caso do modelo CCAPM modificado para a existência de gosto pela propriedade do imóvel, o fator de desconto intertemporal do consumo, , estimado para os dois modelos foi de 0,83 para São Paulo e 0,85 para Rio de Janeiro, ambos na base anual. Assim, observa-se um desconto intertemporal menor daquele encontrado por estudos empíricos realizados para a economia brasileira sem considerar o mercado imobiliário, de 0,85 a 0,96 em termos anuais (ISSLER E PIQUEIRA, 1999). Além disso, os parâmetros encontrados para a função de utilidade Cobb-Douglas mostram que o agente representativo do Rio de Janeiro gasta uma maior parcela da sua renda no investimento imobiliário, 23%, do que o agente de São Paulo, aproximadamente 18%.

Por fim, já que este trabalho determinou que o agente representativo para cada uma dessas duas localidades segue uma função de utilidade Cobb-Douglas, sugere-se o desenvolvimento de estudos futuros utilizando outras formas de função de utilidade para os agentes representativos, por exemplo, a função de utilidade CES (Constant Elasticity Substitution), que estende a do presente trabalho, por permitir uma elasticidade substituição entre as variáveis constante e diferente de 1, assim, seria possível estimar o grau de substituição entre consumo de bens não duráveis e semi duráveis com o investimento imobiliário. Além disso, pode-se tentar calcular o valor fundamental dos imóveis para analisar a presença de bolhas no mercado imobiliário utilizando uma função de utilidade que leve em consideração o gosto pela propriedade de imóveis.

**REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

BRASIL. Prefeitura do Rio de Janeiro. Dados Estatísticos, Mapas e Relatórios: Licenças e habite-se concedidos por ano. Disponível em: <<http://www.rio.rj.gov.br/web/smu/exibeconteudo?id=4257827>>. Acesso em: 06 set. 2016.

BREEDEN, Douglas T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. Journal of Financial Economics 7. Stanford, 1979.

BM&FBOVESPA. Manual de definições e procedimentos dos índices da BM&FBOVESPA. São Paulo, junho de 2014. Disponível em: < <http://www.bmfbovespa.com.br/lumis/portal/file/fileDownload.jsp?fileId=8A828D295048C0EF01514544116A26AB>>. Acesso em: 05 ago. 2016.

BM&FBOVESPA. Metodologia do Índice IBOVESPA. São Paulo, abril de 2015. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/lumis/portal/file/fileDownload.jsp?fileId=8A828D29514A326701516E695D7F65C0>>. Acesso em: 05 ago. 2016.

CASE, Karl; COTTER, John; GABRIEL, Stuart. Housing risks and returns: Evidence from a housing asset-pricing model. UCD Geary Institute Discussion Paper Series, 2010.

FIPE, Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. FIPEZAP histórico. Disponível em: <[http://www.fipe.org.br/pt-br/indices/fipezap/#fipezap-historico](http://www.fipe.org.br/pt-br/indices/fipezap/%23fipezap-historico)>. Acesso em: 10 ago. 2016.

FIPE, Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. Índice FIPEZAP de preços de imóveis anunciados: Notas metodológicas. São Paulo, fevereiro de 2011. Disponível em: <<http://downloads.fipe.org.br/content/downloads/indices/fipezap/metodologia/FipeZAP_Metodologia_v20110216.pdf>>. Acesso em: 10 ago. 2016.

FIPE. Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. FIPEZAP: Notas metodológicas (Atualização). São Paulo, fevereiro de 2014. Disponível em: <<http://downloads.fipe.org.br/content/downloads/indices/fipezap/metodologia/FipeZAP_RevMetodologia_v20140218.pdf>>. Acesso em: 10 ago. 2016.

HAMILTON, James D. Time series analysis. Princeton University Press. New Jersey, 1994.

ISSLER, João Vitor; PIQUEIRA, Natalia Scotto. Estimando a aversão ao risco, a taxa de desconto intertemporal, e a substitubilidade intertemporal do consumo no Brasil usando três tipos de função utilidade. Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE. Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro, 2001.

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.

LIU, Yin; XU Yuan. Housing Consumption CAPM and the term structure of interest rates. Beijing, junho de 2012.

LUCAS, Robert E. Jr. Asset prices in a exchange economy. Econometrica, Vol. 46, No. 6. (Nov., 1978), pp. 1429-1445.

MEHRA, Rajnish; PRESCOTT, Edward C.Journal of Monetary Economics 15 (1985) 145-161. North-Holland, 1985.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. Econometrica. n34: p.768-783, 1966.

PESSOA, Marcelo de Sales. Ensaios sobre Precificação de Ativos e Previdência no Brasil. Tese de Doutorado em Economia, 2006, Fundação Getúlio Vargas, 2006.

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

1. A partir de abril de 2012, o número de empreendimentos participantes da Pesquisa ADEMI e o número de unidades disponíveis passaram por um ajuste técnico. [↑](#footnote-ref-1)