

**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Diferença de gastos com aluguel entre os estados brasileiros: uma
aplicação de preços hedônicos**

Marcello Luiz de Souza Junior

Trabalho de conclusão de curso apresentado como
parte dos requisitos para obtenção do título de:
Bacharel em Ciências Econômicas.

**Piracicaba
2017**

Marcello Luiz de Souza Junior

**Diferença de gastos com aluguel entre os estados brasileiros: uma aplicação
de preços hedônicos**

Orientador:
Prof. Dr. JOÃO GOMES MARTINES FILHO.

Trabalho de conclusão de curso apresentado como
parte dos requisitos para obtenção do título de
Bacharel em Ciências Econômicas

**Piracicaba
2017**

AGRADECIMENTOS

Concluir um curso de graduação não é algo que se faz sozinho. Ao longo dos últimos quatro anos foi necessário a contribuição de outras pessoas para que este ciclo pudesse ser concluído. Assim, dedico esse espaço para agradecer professores, colegas, amigos e familiares pelo apoio prestado nesta etapa da minha vida.

Agradeço a todos os meus professores, sem os quais não teria adquirido o conhecimento e maturidade necessários para a realização desta pesquisa. Em especial, cito as professoras Eliana Tadeu Terci, Sílvia Helena Galvão de Miranda e Márcia Azanha Ferraz Dias de Moraes.

Reservo um agradecimento especial ao Prof. Dr. João Gomes Martines Filho, orientador desta monografia, amigo e conselheiro que teve um papel decisivo em minha formação, sempre confiando no meu trabalho.

Desejo expressar também meu agradecimento ao Prof. Dr. Alexandre Nunes de Almeida por pacientemente me guiar no universo dos microdados e, em nossas conversas, sempre me instigar a desafiar meus limites.

Durante a graduação temos contato com várias pessoas, no entanto, algumas de convívio diário se tornaram verdadeiros amigos e companheiros. Assim, meus sinceros agradecimentos aos colegas Anna Porto, Gabriela Manfrim, Flávio Fabi, Giulia Parizotto, João Ahmad e Thierry Fuger.

A minha família querida, sou eternamente grato por todo o apoio durante minha vida pessoal e acadêmica. Agradeço aos meus pais Sandra e Marcello Souza por me ensinarem os valores do comprometimento e determinação, sempre propiciando as melhores condições para o meu desenvolvimento. Agradeço também a minha irmã Marcella Souza por ser minha confidente e amiga.

Ter chegado ao fim desse ciclo se deve também ao carinho e apoio de uma das pessoas mais especiais que conheço, minha namorada Bianca Goulart. Obrigado pelo companheirismo durante esse período.

Por fim, sou grato ao Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP e todos os funcionários desta instituição.

SUMÁRIO

RESUMO.....	6
ABSTRACT	7
LISTA DE FIGURAS	8
LISTA DE GRÁFICOS.....	9
LISTA DE QUADROS	11
LISTA DE TABELAS	12
1. INTRODUÇÃO.....	13
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	17
2.1. Introdução a teoria dos números índices.	17
2.2. Breve relato das principais abordagens da teoria de números índices.	17
2.3. Axiomas dos números índices.	21
2.4. Abordagem econômica dos números índices.	24
2.5. Índices bilaterais, multilaterais, exatos e superlativos.	26
2.6. Métodos usualmente empregados na estimação de diferenciais de custo de vida entre regiões.	28
2.7. Limitações existentes para o emprego dos métodos convencionais de estimação.	34
2.8. Aluguel como proxy do custo de vida.....	36
2.9. A teoria dos preços hedônicos.	38
2.10. Modelos hedônicos aplicados à moradia.	43
3. METODOLOGIA.....	51
3.1. Referencial Teórico	51
3.2. Estratégia Empírica	53
4. BASE DE DADOS	56
5. ANÁLISE DESCRIPTIVA DOS DADOS.....	59
6. RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	65
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	76
8. REFERÊNCIAS	78
ANEXOS	84
ANEXO A.....	85
ANEXO B.....	88

RESUMO

Diferença de gastos com aluguel entre os estados brasileiros: uma aplicação de preços hedônicos

O presente trabalho objetiva estimar o diferencial de custo de vida existente entre as 27 unidades federativas do país a partir da aplicação de um modelo de preços hedônicos. Especificamente, valendo-se de informações disponibilizadas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios em 2015, regredire-se o valor gasto com aluguel contra características físicas (variáveis de controle) e locacionais, para então obter os custos implícitos de residir em cada estado. O modelo estimado explica 59,88% da variação nos preços dos aluguéis. Os resultados obtidos indicam um grande diferencial no custo de vida percebido pela população de cada estado. As regiões mais caras são a Sudeste e Sul, seguidas do Centro-Oeste, Norte e Nordeste. São Paulo apresenta o custo de vida mais elevado, cerca de 0,45% superior ao Distrito Federal, ao passo que o Piauí é o estado mais barato para se viver. Cabe mencionar que os estados do Acre e Amazonas apresentaram custos de vida mais elevados que o esperado, fato que pode ser explicado por fatores logísticos. Os demais valores estão de acordo com a literatura existente. As estimativas aqui apresentadas interessam aos *policy makers*, empresas e cidadãos.

Palavras-chave: custo de vida; aluguel; preços hedônicos

ABSTRACT

Rental differences between brazilian states: an application of the hedonic theory.

This paper aims to create an index able to evaluate the different costs of living among the 27 Brazilian states by using the rent expenses published by PNAD 2015 as a proxy. The method used involves the hedonic approach. In a housing context, considering houses as heterogeneous goods that differ from each other in structure and location, once all the physical attributes are controlled (number of rooms, bathrooms, etc.), it is possible to define the real impact of the geographic location of a house on its rent. The explanatory variables explained 59,88% of the rent expenses. The state of São Paulo has the highest cost of living. It is 0,45% more expensive than DF. The lower cost of living is observed in PI. Moreover, it is important to highlight that the 9 most expensive states are in the Center South region, while the cheapest states are the ones from the North and Northeast regions. The states of AM and AC showed a higher cost than the expected. The other values agree with the existing literature.

Keywords: rent; cost of living; hedonic prices

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Exemplo de gráficos de preços.....	30
Figura 2. Custo de vida entre os estados brasileiros.	69

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Relação entre IPCA Habitação e IPCA entre set de 1991 e jul de 2017...37
Gráfico 2. Aluguel médio por unidade federativa no ano de 2015.....61
Gráfico 3. Densidade de Kernel para a variável aluguel no ano de 2015.....62
Gráfico 4. Densidade de Kernel para aluguéis em 2001 a preços de setembro de 2015.63
Gráfico 5. Densidade de Kernel para aluguéis em 2011 a preços de setembro de 2015.63
Gráfico 6. Densidade de Kernel para o logaritmo neperiano da variável aluguel no ano de 2015, excluindo o 1º e 99º percentis.64
Gráfico 7. Índice de custo de vida para as 27 unidades federativas do Brasil.70
Gráfico 8. Comparação entre os resultados da presente pesquisa e aqueles apresentados em Menezes, Moreira e Azzoni (2007).71
Gráfico 9. Gráfico de dispersão entre IDH e Custo de Vida.73
Gráfico 10. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de São Paulo em 2015..88
Gráfico 11. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Rio de Janeiro em 2015.88
Gráfico 12. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Minas Gerais em 2015.88
Gráfico 13. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Espírito Santo em 2015.88
Gráfico 14. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Paraná em 2015.88
Gráfico 15. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Santa Catarina em 2015.88
Gráfico 16. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Rio Grande do Sul em 2015.89
Gráfico 17. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Goiás em 2015.89
Gráfico 18. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Mato Grosso em 2015.89
Gráfico 19. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Mato Grosso do Sul em 2015.89

Gráfico 20. Densidade de Kernel para aluguéis no Distrito Federal em 2015.	89
Gráfico 21. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Rondônia em 2015...	89
Gráfico 22. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Acre em 2015.....	90
Gráfico 23. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Amazonas em 2015.	90
Gráfico 24. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Roraima em 2015. ...	90
Gráfico 25. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Pará em 2015.	90
Gráfico 26. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Amapá em 2015.....	90
Gráfico 27. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Tocantins em 2015. .	90
Gráfico 28. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Maranhão em 2015..	91
Gráfico 29. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Piauí em 2015.....	91
Gráfico 30. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Ceará em 2015.	91
Gráfico 31. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Rio Grande do Norte em 2015.....	91
Gráfico 32. Densidade de Kernel para aluguéis no estado da Paraíba em 2015.	91
Gráfico 33. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Pernambuco em 2015.	
.....	91
Gráfico 34. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Alagoas em 2015....	92
Gráfico 35. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Sergipe em 2015.....	92
Gráfico 36. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Alagoas em 2015....	92

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Resumo dos estudos sobre comparativo de custos de vida no Brasil.....	33
Quadro 2. Resumo dos estudos que empregaram a teoria dos preços hedônicos... ...	42
Quadro 3. Resumo dos trabalhos que aplicaram preços hedônicos ao mercado imobiliário.	47

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Correlação entre IPCA e IPCA Habitação para 11 RM no país.	37
Tabela 2. Características dos domicílios utilizada como controles no modelo.	57
Tabela 3. Proporcionalidade entre as observações e a população residente de cada estado para o ano de 2015.....	59
Tabela 4. Resultado das regressões.	66
Tabela 5. Índice de custo de vida e IDH por UF.	72
Tabela 6. Evolução do PIB e massa salarial de estados selecionados entre 2010 e 2015, a preços de 2015.	74
Tabela 7. Coeficientes estimados.....	85

1. INTRODUÇÃO

Ao se deslocar entre as diferentes localidades do país, é possível identificar diferenças significativas no que diz respeito ao clima, a disponibilidade de recursos naturais, a dotação de fatores de produção, ao modo de vida da população, aos hábitos de consumo e a renda das pessoas.

Em conjunto, esses fatores contribuem para a formação de sistemas de produção e estruturas de demanda peculiares à cada região, acarretando assim em dinâmicas econômicas distintas entre as unidades federativas.

De fato, uma breve comparação do PIB per capita ¹dos estados brasileiros publicada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) aponta a disparidade de renda existente entre as várias regiões do país. Enquanto a renda per capita de um cidadão residente em Brasília é de aproximadamente R\$58 mil por ano, um mineiro aufere cerca de R\$18 mil e um piauiense, algo em torno de R\$ 7,3 mil.

Contudo, como bem afirma Menezes (1999), maiores investigações são necessárias para ser possível afirmar que as regiões mais ricas são, de fato, as mais caras para se morar. Isso pois a população de cada estado percebe o custo de vida – o valor necessário para adquirir uma cesta de bens que englobe alimentação, moradia, lazer, educação, saúde e transporte, de um modo diferente.

Nesse sentido, Azzoni, Carmo e Menezes (2003) apontam para a importância de se considerar indicadores regionais de custo de vida nos estudos de economia regional e urbana, uma vez que a utilização de índices de preços que retratam a realidade nacional introduz um viés nas análises realizadas.

Não obstante, o diferencial de custo de vida entre localidades não só representa uma área dinâmica de estudo para discussões acadêmicas, como também apresenta alguns desdobramentos importantes no processo de decisão de alocação de recursos por parte dos agentes econômicos, tal como explicitado por Williams (1940).

De acordo com o autor, a construção de tal indicador atende a alguns propósitos sociais, como (i) auxiliar indivíduos na decisão de mudar de município; (ii) oferecer subsídios para que o Estado defina um nível de salário mínimo ideal; (iii) amparar a decisão de empresas em investir em determinadas regiões; (iv) servir de

¹ Valores a preços de 2010.

referência para o repasse de recursos federais para as demais esferas públicas e (v) tornar justo o mecanismo de tributação progressiva.

No que diz respeito ao primeiro item, pode-se afirmar que ao conhecer a diferença de custo de vida entre duas regiões, um indivíduo é capaz de realizar comparações acerca do poder de compra experimentado em ambas localidades e, assim, tomar uma melhor decisão sobre onde residir.

Para o segundo ponto, tem-se que uma vez apurados os diferentes custos percebidos pela população de cada estado, é possível estimar um salário mínimo estadual que garanta condições de vida similares entre os brasileiros.

A estimação de tal indicador apresenta também o potencial de se constituir em uma ferramenta de apoio às decisões empresariais de investimento e planejamento. Como exemplo, pode-se citar uma situação onde uma organização busca definir a localização ideal para se construir uma unidade filial. É possível também que uma empresa intencione mensurar o valor da remuneração mensal que equalize os rendimentos recebidos por trabalhadores situados na matriz, em São Paulo, e filial em Santa Catarina.

Analogamente, considerando o setor público, ao incluir o diferencial de custo de vida no planejamento orçamentário, é possível definir o montante de repasses realmente necessário para executar obras e projetos em cada estado, de modo a assegurar uma alocação mais eficiente dos recursos públicos.

Por fim, argumenta-se que o índice de custo de vida regional contribui para um sistema tributário justo e efetivamente progressivo, uma vez que é utilizado para deflacionar as rendas de cada região e, assim, encontrar o real rendimento auferido por um indivíduo. Especificamente, essa contribuição tem o potencial de solucionar eventuais distorções que ocorrem entre indivíduos que residem em locais caros, porém que obtêm uma maior renda, e aqueles que residem em regiões baratas, mas recebem um salário inferior.

A título de ilustração, pode-se mencionar o caso hipotético de um paulista, cujo rendimento mensal é de R\$5.000,00 e um mineiro, com uma renda de R\$3.000,00. Considerando a tabela de alíquotas do imposto de renda para pessoas físicas (IRPF), tem-se que ao primeiro seria cobrado uma parcela equivalente a 27,5% de seus ganhos, ao passo que do segundo seria tributado apenas 15%. Entretanto, ao ajustar a renda de ambos cidadãos pelos custos de vida de São Paulo e Minas Gerais, percebe que a renda real do paulista é de R\$3.500,00, e a do

mineiro R\$ 2.900,00. Nessas condições, os dois indivíduos seriam eleitos a recolher uma alíquota de 15% do IRPF, eliminando assim possíveis divergências de cobranças existente para contribuintes residentes em estados distintos.

Diante dos benefícios advindos da estimação do diferencial de custo de vida entre regiões, é possível identificar esforços em alguns países para construir índices regionais que captem essas informações. A principal experiência é representada pela norte-americana², onde o *Bureau of Economic Analysis* (BEA), utilizando dados do índice de preços ao consumidor e do *Bureau of Labor Statistics* (BLS) estima paridade regional de preços para 38 áreas nos Estados Unidos.

No que diz respeito a experiência brasileira, Cavalcanti e Menezes (2014) citam o Índice de Custo de Vida entre Regiões (ICVR) calculado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe). Destaca-se também, além dos autores citados, os estudos realizados por Menezes (1999), Azzoni, Carmo e Menezes (2003), Menezes, Moreira e Azzoni (2007), Almeida e Azzoni (2016) e Seabra e Azzoni (2015).

Apesar de existir um número significativo de trabalhos que abordaram o tema, a disponibilidade de dados atuais e abrangentes dificulta a realização de novas pesquisas e indicadores, uma vez que os dados necessários para o cômputo de um índice de custo de vida envolvem informações disponibilizadas pela Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e um vetor de preços calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para regiões metropolitanas selecionadas.

Com o intuito de superar a indisponibilidade de dados citada, Menezes, Moreira e Azzoni (2007), Cavalcanti e Menezes (2014) e Seabra e Azzoni (2015), utilizando embasamento teórico que aponta a alta correlação entre gastos com habitação e custo de vida, optaram por utilizar preços de aluguel como uma *proxy* para o custo de vida, utilizando bases de dados como a POF e o Censo.

Nesse sentido, a presente pesquisa tem como objetivo estimar o diferencial de custo de vida observado entre as 27 unidades federativas do país a partir dos valores de aluguéis informados pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-Domicílios) em 2015. Para tanto, será construído um índice a partir da

² Para maiores informações, consulte Aten, Figueroa e Martin (2012).

aplicação de um modelo hedônico de regressão múltipla, tal como explicitado por Hill (2011).

Este trabalho se divide em mais 6 seções além desta introdução. A seção 2 apresenta uma breve revisão sobre custo de vida, números índices, a relação entre aluguel e custo de vida e a teoria de preços hedônicos. A terceira seção detalha a estratégia empírica adotada para calcular o índice de custo de vida aqui proposto. A quarta seção apresenta a base de dados utilizada. A seção 5 contém uma breve análise descritiva dos dados utilizados. A seção 6 traz e discute os principais resultados obtidos nesta pesquisa e, por fim, a seção 7 reúne as considerações finais do trabalho.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. Introdução à teoria dos números índices.

A importância em estudar números índices advém da necessidade que a ciência econômica apresenta em analisar diferentes séries de tempo simultaneamente – tal como a análise conjunta da evolução histórica de preços e quantidades consumidas. Dada esta demanda, números índices representam o esforço de sumarizar em um único escalar a abundância de informações contidas em dois ou mais vetores de variáveis (DIEWERT, 2006).

Nesse contexto, de acordo com Machado, Oliveira Neto e Figueiredo (2010) a definição apresentada por Simonsen em seu livro de 1976 sobre o assunto descreve números índices como grandezas abstratas, desprovidas de unidades dimensionais, capazes não só de verificar a variação de uma série temporal homogênea – caracterizando, portanto, um índice simples, como também de mensurar a evolução de duas ou mais séries temporais – sob a forma de um índice composto.

Ainda segundo os autores, a evolução da construção teórica dos números índices culminou na geração de três diferentes abordagens encontradas na literatura. A primeira delas diz respeito ao enfoque estatístico, a segunda faz referência aos axiomas desejáveis em um índice e, por fim, a última concerne na adequação com a teoria econômica. É importante ressaltar que embora tais abordagens sejam discutidas separadamente em textos acadêmicos, elas são complementares entre si, sendo necessário a um pesquisador examiná-las em conjunto no cálculo de um índice de custo de vida.

Considerando o escopo do presente trabalho, esta seção apresenta um breve panorama do desenvolvimento histórico da teoria dos números índices, abordando algumas de suas principais características e classificações.

2.2. Breve relato das principais abordagens da teoria de números índices.

Como apresentam Machado, Oliveira Neto e Figueiredo (2010), Diewert (1993a) atribuiu a primeira proposta de um índice de preços a Willian Fleetwood, no ano de 1707. Fleetwood intencionava aferir a alteração no nível de preços da Inglaterra ao contrapor os dispêndios de um típico estudante de Oxford, considerando determinados produtos, para os anos de 1707 e 1460.

Ainda segundo os autores, anos depois, um novo método de cálculo é sugerido por Dutot, em 1738. O novo cálculo consistia na razão entre as médias aritméticas dos preços do período base e corrente, resultando na seguinte fórmula:

$$I_{Dutot} = \frac{P_2}{P_1} = \frac{\frac{\sum_{n=1}^N p_n^2}{N}}{\frac{\sum_{n=1}^N p_n^1}{N}} \quad (1)$$

Onde N é o número de bens e serviços analisados, P_1 é o índice de preços no ano 1, P_2 o índice no ano 2, p_n^1 e p_n^2 os preços do n -ésimo bem nos anos 1 e 2 respectivamente.

Menezes (1999) ressalta, tal como discutido por Diewert (1988) e Allen (1975), que devido a sensibilidade apresentada a mudanças na unidade monetária, o índice de Dutot é pouco empregado.

Uma sugestão análoga a de Dutot surge com Carli em 1764, ao considerar a média aritmética da razão de preços em períodos subsequentes, como a seguir (MENEZES, 1999):

$$I_{Carli} = \frac{P_2}{P_1} = \sum_{n=1}^N \frac{\left(\frac{p_n^2}{p_n^1} \right)}{N} \quad (2)$$

Onde mais uma vez, N é o número de bens e serviços analisados, P_1 é o índice de preços no ano 1, P_2 o índice no ano 2, p_n^1 e p_n^2 os preços do n -ésimo bem nos anos 1 e 2 respectivamente.

Diferentemente do índice de Dutot, a autora comenta que o índice de Carli apresenta a propriedade de ser invariante à unidade monetária, uma vez que há uma divisão direta entre os preços p_n^1 e p_n^2 .

Prosseguindo o raciocínio apresentado pelos índices anteriores, Diewert (2006) destaca que Jevons, em 1865, recomenda o uso de uma média geométrica, sendo o índice definido por:

$$I_{Jevons} = \frac{P_2}{P_1} = \prod_{n=1}^N \left(\frac{p_n^2}{p_n^1} \right)^{\frac{1}{N}} \quad (3)$$

Os três índices apresentados até então (I_{Dutot} , I_{Carli} , I_{Jevons}), também conhecidos como índices não ponderados (dada a inexistência de um vetor quantidade para ponderação) constituíram o embasamento para a chamada abordagem estatística (DIEWERT, 2006).

Com base em Diewert (2006), para fundamentar tal enfoque, é necessário admitir que os preços relativos (p_n^1 / p_n^2) para n bens são uma estimativa de uma taxa de inflação α entre os dois primeiros anos, tal que:

$$\frac{p_n^2}{p_n^1} = \alpha + \mu_n \quad (4)$$

Onde, p_n^1 e p_n^2 são os preços do n -ésimo bem nos anos 1 e 2, α é a taxa de inflação no período e μ_n são variáveis aleatórias com média 0 e variância σ^2 . Note que estas suposições predizem que os preços em uma economia são observações independentes e simetricamente distribuídas em torno da média. Assim, na situação onde os preços apresentam uma distribuição normal, o estimador ótimo torna-se a média aritmética e, portanto, o índice de Carli deve ser adotado. Mas, se os preços forem distribuídos de forma lognormal, a métrica a ser utilizada é aquela sugerida por Jevons (MENEZES, 1999).

Contudo, Diewert (2006) salienta que há contestações envolvendo o uso dos índices de Carli e Jevons justamente por considerarem os pressupostos de independência e distribuição simétrica dos preços. Primeiramente, com base nos argumentos de Keynes (1930), sabe-se que em um sistema econômico, os preços dos bens e serviços respondem a choques reais de diferentes maneiras, de acordo com suas elasticidades de preço, preço-cruzada e de renda, sendo assim considerados variáveis interdependentes. Ademais, cabe destacar que evidências empíricas refutam a hipótese de que preços, ou mesmo os seus logaritmos sejam simetricamente distribuídos ao redor de um ponto médio.

Diante da inconsistência teórica existente no uso de preços médios na formulação de índices, Lowe propõe, em 1823, mensurar a variação geral de preços

entre dois momentos com base em uma cesta de bens e serviços representativa - indicada por um vetor de quantidades q , sendo ela permutável a cada cinco anos (DIEWERT, 2006). De modo que:

$$P(p_n^1, p_n^2, q_n) = \frac{p_n^2 q_n}{p_n^1 q_n} \quad (5)$$

A intuição por trás do cálculo é simples: basta considerar um conjunto de bens e serviços e comparar o seu custo de aquisição em dois períodos distintos. É importante notar que o vetor de quantidades q acima apresentado não possui um sub índice referente a unidade temporal. Conforme Menezes (1999) isso ocorre devido ao fato de tal vetor ter sido superficialmente especificado.

Tencionando solucionar esse entrave, Diewert (2006) relata que duas vertentes surgiram para definir a cesta de consumo de referência. A primeira delas estabelece o instante inicial t_1 como referência ao vetor de quantidades. Já a segunda, impõe como padrão o período subsequente t_2 . Essas duas vertentes deram origem aos índices de Laspeyres e Paasche, respectivamente. Seguem as fórmulas:

$$I_{Laspeyres} = \frac{P_2}{P_1} = \frac{p_n^2 q_n^1}{p_n^1 q_n^1} \quad (6)$$

$$I_{Paasche} = \frac{P_2}{P_1} = \frac{p_n^2 q_n^2}{p_n^1 q_n^2} \quad (7)$$

Como bem define Wallace (1996), o índice de Laspeyres determina o vetor de quantidades inicial q_1 como base de comparação e mensura o custo de se adquirir tais produtos no período subsequente t_2 . Tal raciocínio desconsidera a possibilidade de que o consumidor, ao se deparar com um novo conjunto de preços p_2 , se mostre inclinado a adquirir outras combinações de produtos, desde que mantido seu padrão de vida. Em outras palavras, pode-se dizer que o índice de Laspeyres não captura o efeito substituição em sua análise e, portanto, é considerado um indicador enviesado, no sentido de superestimar variações de preços.

Em contrapartida, ainda segundo Wallace (1996), o índice de Paasche adota como referência o vetor de quantidades do período subsequente q_2 , e então calcula o montante necessário para se adquirir tal cesta no período imediatamente anterior t_1 , ao nível de preços p_1 .

Novamente, tal estratégia apresenta um viés, uma vez que o vetor q_2 foi escolhido com base nos preços relativos observados no período em questão e não se assemelha a opção de consumo realizada em t_1 . Assim, a literatura considera o índice de Paasche como uma aproximação subestimada da variação de preços.

Nesse sentido, embora Diewert (2006) considere que ambos índices são plausíveis, destaca que sempre retornarão valores distintos – um maior e o outro menor que a verdadeira variação, de modo que a real estimativa se localiza entre esses dois extremos.

A partir de então, muitas combinações dos índices de Laspeyres e Paasche foram publicadas, sendo o exemplo mais conhecido o índice ideal de Fisher, que em envolve em seu cômputo a média geométrica entre $I_{Laspeyres}$ e $I_{Paasche}$ (Diewert, 2006). Segue a representação:

$$I_{Fisher} = [I_{Paasche} \cdot I_{Laspeyres}]^{\frac{1}{2}} \quad (8)$$

Em meio a infinidade de opções de cálculo existentes, pesquisadores desenvolveram critérios e propriedades desejáveis em um índice como uma forma de classificá-lo em termos de acurácia. Esses critérios constituem o pilar do que foi apresentado anteriormente como enfoque axiomático e serão discutidos na subseção seguinte.

2.3. Axiomas dos números índices.

A abordagem axiomática, também conhecida como abordagem do teste, consiste no esforço em construir provas de consistência lógico-matemáticas para que se possa avaliar as melhores formulações de números índices presentes na literatura.

Essas provas, como bem apontam Machado, Oliveira Neto e Figueiredo (2010), foram idealizadas a partir da constatação de que a representação geral de um índice de preços $P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i)$, pode ser entendida como uma média

ponderada dos preços relativos dos i -ésimos bens entre o período 0 e 1. Nesse sentido, o índice P deve então atender às mesmas propriedades que uma média ponderada de preços relativos satisfaria.

Segundo Carmo (2005), os testes recomendados para aplicação são sempre válidos quando apenas um item é considerado. Assim, é esperado que, por extensão, também sejam válidos quando n bens são avaliados. A intuição básica é a seguinte: quanto maior o número de provas que um índice P respeitar, mais precisa a sua forma funcional será.

Diewert (2006) lista vinte axiomas desejáveis a um índice de preços, entretanto, considerando o escopo do presente trabalho, serão comentados apenas os sete mais relevantes, tal como os apresentados em Menezes (1999) e Carmo (2005).

1) Identidade:

$$P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i) = 1, \text{ para todo } p_1^i = p_0^i \text{ e } q_1^i = q_0^i.$$

Essa propriedade afirma que caso os preços e quantidades nos dois períodos (ou regiões) analisados sejam iguais, o índice P não deve apresentar variação.

2) Proporcionalidade:

$$P(\alpha p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i) = \alpha P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i).$$

Essa formulação aponta que se todos os preços do período (ou região) 1 variarem em uma mesma proporção α , então o índice de preços P oscilará em α . Em termos microeconômicos, pode-se dizer que o índice P é homogêneo de grau 1 em relação a p_1^i .

3) Invariância à mudança de unidade:

Também conhecido como axioma da compatibilidade, esse teste garante que o índice P não será sensível a eventuais diferenças na forma de mensuração dos bens (seja unidade física ou monetária).

4) Simetria:

$$P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i) = 1 / P(p_0^i, p_1^i, q_0^i, q_1^i)$$

O critério de tratamento simétrico da unidade econômica – tempo ou espaço, assegura que o resultado do índice P , tendo como base o período (ou região) 1 deve

ser equivalente ao inverso do índice P que tenha como referência o ano (ou localidade) 0.

5) Circularidade ou Transitividade:

$$P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i) * P(p_1^i, p_2^i, q_1^i, q_2^i) = P(p_0^i, p_2^i, q_0^i, q_2^i)$$

O teste da circularidade garante que a multiplicação dos índices de preços referentes aos períodos intermediários 1 e 0 e 1 e 2 deve retornar a variação de preços registrada no intervalo acumulado 0 e 2. Em outras palavras, segundo Carmo (2005) o índice P em dois períodos de tempo deve ser independente da maneira como os preços se comportaram nos períodos intermediários.

6) Reversão de Fatores:

$$P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i) * Q(q_1^i, q_0^i, p_1^i, p_0^i) = V(v_1, v_2)$$

A propriedade da reversão de fatores indica que o produto entre um índice de preços P e um índice de quantidades Q , retornará um índice de valor para o intervalo observado.

7) Valor Médio

$$\text{Min} \left(\frac{p_1^i}{p_0^i} \right) \leq P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i) \leq \text{Max} \left(\frac{p_1^i}{p_0^i} \right)$$

Por fim, o axioma do valor médio afirma que o índice de preços computado deve permanecer entre os preços relativos de menor e maior valor.

É válido destacar ainda, como apresentado em Menezes (1999) que Diewert (1988) demonstrou a adequação de algumas fórmulas de números índices aos axiomas sugeridos. Dentre os testes, os que apresentaram maiores dificuldade em serem atendidos são os de simetria (4) e circularidade/transitividade (5). De fato, os índices de Paasche e Laspeyres falham em atender a ambos os axiomas, enquanto o de Fisher não obedece ao teste da circularidade.

Diante do conteúdo exposto até então, a conclusão desenvolvida por Diewert (2006) diz que, apesar de extremamente útil, a abordagem axiomática não retorna como solução uma única fórmula ideal a ser utilizada e, então, maiores informações devem ser consideradas. É com essa motivação que se cria margem para a investigação da teoria econômica por trás dos números índices.

2.4. Abordagem econômica dos números índices.

A abordagem econômica difere das demais ao incorporar às formulações de números índices as suposições microeconômicas de comportamentos maximizadores (ou minimizadores) por parte dos agentes econômicos, trazendo à análise elementos da teoria do consumidor.

Tal inclusão apresenta como consequência uma modificação das relações existentes entre as variáveis consideradas no cômputo de números índices, tal como a interdependência observada entre preços e quantidades, uma vez que estes não são mais tratados como elementos exógenos, mas sim assumidos como solução de um problema de otimização condicionada. (DIEWERT, 2006).

Em outras palavras, van Veelen e der Weide (2008) consideram como característica inerente à abordagem econômica o fato do vetor preços e quantidades resultarem de um processo de otimização de uma função utilidade, sujeito a um conjunto de restrições orçamentárias.

A literatura atribui à Konus (1939) o esforço de introduzir fundamentos teóricos no processo de estimativação de números índices. A intuição proposta pelo autor baseou-se em um conceito de “Índice de Custo de Vida” (ICV), onde seria possível mensurar variações no custo de vida de um indivíduo ao comparar seu dispêndio em dois períodos (ou locais) distintos, assumindo para tanto suas preferências de consumo e os movimentos registrados nos preços dos bens consumidos (MACHADO; OLIVEIRA; FIGUEIREDO, 2010).

Em outras palavras, a estratégia empírica proposta por Konus (1939) se baseia em uma curva de utilidade, onde o ICV representa a despesa mínima necessária a um indivíduo para alcançar uma determinada curva de indiferença, considerando duas situações em que as estruturas de preços relativos sejam distintas (AZZONI; CARMO; MENEZES, 2003).

Especificamente, admitindo a dualidade observada no processo de escolha do consumidor, Diewert (2006) define uma função utilidade $F(q)$ com n produtos, tal que $F(q_1, q_2, \dots, q_n)$. O autor supõe ainda que o agente se depara com preços p_n para os n bens.

Desse modo, o indivíduo agirá a fim de minimizar o custo de experimentar um nível de utilidade U_0 . A partir desse comportamento, é possível definir a função gasto $E(U, p_n)$ como a solução do seguinte problema de minimização condicionada.

$$\min \sum_1^n p_n q_n \quad (9)$$

s.a $F(q) \geq U_0$

O autor aponta para o fato de que a função gasto é determinada por $n+1$ variáveis e tem sua forma funcional definida pela função utilidade $F(q)$. Ademais, é considerado que $F(q)$ é uma representação neoclássica, ou seja, apresenta (i) continuidade, (ii) positividade e (iii) homogeneidade. Com base na função gasto encontrada, constrói-se o índice de Konus, tal como segue:

$$Ikonus = P_k(p^1, p^2, U^r) = \frac{E(U^r, p^1)}{E(U^r, p^0)} \quad (10)$$

Onde U^r é o nível de utilidade percebido pelo indivíduo e p^0 e p^1 são os conjuntos de preços dos n bens nos anos 0 e 1 respectivamente.

Observando a equação 10 percebe-se que há uma grande dificuldade em operacionalizar o cálculo de P_k , uma vez que para tanto é necessário conhecer as preferências dos agentes econômicos em análise.

Contudo, Azzoni, Menezes e Carmo (2003) apontam que, em teoria, há um caso que possibilita a mensuração do índice de custo de vida de Konus. De acordo com os autores, nas situações em que os indivíduos apresentam preferências do tipo homotéticas, as curvas de indiferença assumem uma única inclinação ao longo de toda sua imagem, preconizando por tanto uma mesma estrutura de dispêndio, independente dos níveis de renda observados.

Nesse sentido, a função gasto torna-se proporcional à curva de indiferença, tal que $E(U, p_n) = UE(p_n)$. Inserindo essa nova relação na equação 10, P_k passa a ser definido como uma simples relação entre preços, tornado assim dispensável o prévio conhecimento das preferências dos consumidores.

Embora o caso apresentado permita a utilização do índice de Konus, Diewert (2006) salienta que a hipótese de preferências homotéticas é improvável, admitindo ser necessário definir bandas de variação para o real ICV com base em preços e quantidades que sejam passíveis de serem observados.

Uma maneira sugerida pelo autor para atingir tal objetivo é admitir que os vetores de preços e quantidades registrados são, de fato, a solução para o problema

de minimização de custo dos indivíduos. Como consequência dessa estratégia, tem-se, tal como concluído pela abordagem estatística, que o verdadeiro ICV está situado entre os índices de Paasche e Laspeyres.

2.5. Índices bilaterais, multilaterais, exatos e superlativos.

Ao investigar a vasta literatura sobre números índices, percebe-se a existência de considerações em relação (i) a dimensão de comparações passíveis de serem realizadas, identificando um índice como bilateral ou multilateral, (ii) bem como a aspectos de definições funcionais em suas derivações, classificando-os como exatos ou superlativos.

Considerando o primeiro ponto, Diewert (2006) determina que índices bilaterais são aqueles em que há a combinação de dois vetores – usualmente preços e quantidades, com apenas duas unidades econômicas $2(T)$ – podendo essas unidades serem representações de tempo ou espaço. Menezes (1999) exemplifica tal afirmação a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) por ser um exemplo de índice bilateral, visto que em seu cálculo há informações referentes a quantidades e preços de n produtos para somente dois períodos, t_1 e t_0 . Em termos matemáticos, temos, tal como apresentado por Diewert (2006):

$$P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i) \quad (11)$$

Tal formulação indica que o índice de Preços P é função do preços e quantidades do bem i em 2 unidades econômicas, no caso do exemplo acima citado, os anos base e corrente do INPC.

Vale ressaltar que os índices de preços ao consumidor (IPC) são classificados como bilaterais, mesmo que o intervalo de abrangência envolva um período de 38 anos, tal como o INPC, divulgado pelo IBGE desde 1979 (BACEN, 2016). Essa questão decorre do fato de ser adotado o princípio de cadeia para a computação dos ICPs. Diewert (2006) atribui a introdução dessa técnica a Lehr (1885) e Marshall (1887). A contribuição desses autores consiste em mensurar variações nos preços em períodos subsequentes, através de um índice bilateral e acumula-las de modo a englobar todo o intervalo em análise. Assim, a demonstração do princípio da cadeia

para um índice de preços P para os primeiros três períodos, seguindo as formulações de Diewert (2006) é representada por:

$$1, P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i), P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i)P(p_2^i, p_1^i, q_2^i, q_1^i) \quad (12)$$

Onde o termo 1 diz respeito à primeira observação, $P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i)$ à segunda e $P(p_1^i, p_0^i, q_1^i, q_0^i)P(p_2^i, p_1^i, q_2^i, q_1^i)$ à terceira.

Já os índices julgados multilaterais possuem em sua formação uma dimensão $2(T+1)$ ou seja, agregam dois vetores com mais de duas unidades econômicas. Índices desse gênero são comumente empregados em análises espaciais, onde o objetivo de pesquisa é comparar variações de preços entre mais de duas localidades. A representação desses índices segundo Diewert (2006) é dada por:

$$P(p_1^i, p_0^i \dots p_T^i, q_1^i q_0^i \dots q_T^i) \quad (13)$$

Analogamente, a equação matemática X aponta que o índice de Preços P é função do preços e quantidades do bem i em T unidades econômicas, sendo $T > 2$. Nessa situação, pode-se citar um índice hipotético de custo de vida que reúna dados sobre preços e quantidades de uma determinada cesta de bens, em um dado período de tempo, para as cidades de São Paulo, Rio Branco e Salvador.

No que tange a definição da forma funcional de um índice, Diewert (1976) classifica um índice como exato caso sua formulação seja consistente para uma dada função utilidade. Do mesmo modo, o autor define um índice como superlativo se este for exato para uma função agregativa flexível³.

Segundo Machado, Oliveira Neto e Figueiredo (2010), o uso de índices superlativos permite superar eventuais limitações advindas das suposições restritivas adotadas pela teoria econômica para caracterizar o comportamento dos consumidores.

Koo, Phillips e Sigalla (2000) esclarecem ainda que o conceito de índices superlativos introduzido por Diewert (1976) consiste em uma tentativa de avaliar a

³ Diewert (1976) entende funções flexíveis como aquelas que possibilitam uma aproximação de segunda ordem para uma função linear homogênea diferenciável.

acurácia de um índice através de sua aproximação em relação a verdadeira estimação do custo de vida.

2.6. Métodos usualmente empregados na estimativa de diferenciais de custo de vida entre regiões.

O conteúdo exposto até então oferece indícios de que os índices de Laspeyres, Paasche e Fisher são considerados aproximações válidas do verdadeiro índice de custo de vida., entretanto, o conceito de cesta fixa que os fundamenta impede a utilização dessas formulações em situações que se deseja comparar variações de custo de vida entre diferentes localidades em um mesmo período.

De fato, a literatura aponta que a mensuração de um diferencial inter-regional de preços apresenta alguns desafios específicos que usualmente não são encontrados em comparações intertemporais. Tome como exemplo uma situação onde é definido um padrão de consumo básico para a população brasileira e, com base nessa estrutura de gasto, é calculado um índice de custo de vida para todo o território nacional.

Nesse caso, é possível inferir que indivíduos que residem no litoral da Bahia ou Espírito Santo consomem uma maior quantidade de frutos do mar quando comparados a residentes do interior de Minas Gerais, dado a abundância do produto na região, o menor preço relativo percebido pela população e os hábitos culturais inerentes à cada comunidade. Assim, o uso de uma cesta de alimentos pré-determinada não reconheceria a estratégia de substituição realizada pelos baianos e capixabas para aumentarem suas respectivas utilidades, tendo em vista os preços relativos que encontram no mercado.

Dado esse desafio, Koo, Phillips e Sigalla (2000) reconhecem que, em exercícios de análise *cross-section*, há uma incompatibilidade entre a transitividade desejada em um índice e a caracterização fidedigna do padrão de consumo de cada localidade considerada. Todavia, os autores também apontam a existência de alternativas metodológicas que permitem conciliar a circularidade sem que a especificidade seja descaracterizada, dentre elas o (i) Central Country Solution; (ii) Consumer Product Dummy (CPD) e (iii) Etletö-Köves e Szluc (EKS) são citados.

Ainda de acordo com os autores, o primeiro método permite respeitar a transitividade ao calcular índices individuais devidamente caracterizados e compilá-los a partir de operações de multiplicação e divisão, considerando uma região base.

Nesse sentido, os autores afirmam que uma única localidade é eleita para realizar as comparações multilaterais. Especificamente, tem-se que se $P_{a/b}$ e $P_{a/c}$ são definidos como $\frac{a}{b}$ e $\frac{a}{c}$, então, pode-se afirmar que $P_{b/c}$ será representado por $\frac{P_{a/c}}{P_{a/b}}$. Note que, nessa situação, a centralização do índice em a possibilita a transitividade observada.

Quanto ao método CPD, Rao (2004) o descreve como um modelo de regressão linear, baseado em uma formulação estocástica, que utiliza variáveis *dummy* para produtos e regiões, de modo a viabilizar a mensuração do diferencial de preços entre cidades, estados, regiões ou países.

Segundo o autor, a utilização do CPD permite ao pesquisador utilizar uma série de ferramentas econométricas que o auxiliem no cálculo do índice do custo de vida, especialmente em situações onde os preços dos bens não são observados para todos os países.

A possibilidade apresentada pelo CPD de preencher informações de preços de produtos que não são listados em um determinado país, mas o são nos demais, permite conciliar o *trade off* citado entre a especificidade de localidade e transitividade do índice auferido.

Imagine uma situação onde se deseja comparar o custo de vida entre o Amapá e Santa Catarina. Para tanto, é necessário definir uma base de comparação, envolvendo produtos referentes à alimentação, vestuário, lazer, educação, saúde e transporte. Considere ainda que, no quesito alimentação, foi estipulado que a fruta cupuaçu, oriunda do bioma amazônico, será incluída na análise, e que, dadas os desafios de transporte e armazenamento, sua oferta se dá apenas nos estados da região norte. Nesse sentido, tem-se uma situação onde o preço do cupuaçu é definido apenas para o Amapá, e não para Santa Catarina. Dado esse cenário de ausência de dados, o método CPD atuará no sentido de preencher o preço inexistente do cupuaçu em Santa Catarina.

Contudo, para que isso ocorra, é preciso que algumas pressuposições sejam respeitadas. Primeiramente, é imprescindível que exista ao menos um país que detenha estimativa de preços para todos os produtos analisados. Ademais, conectando países que apresentam ao menos um bem que seja precificado em ambos lugares, é necessário que dois países A e B sejam possíveis de serem conectados, direta ou indiretamente (Rao, 2004).

A título de ilustração, considerando os vértices das figuras como países, pontos são ligados quando há, nas duas localidades, ao menos um bem em comum. Na figura (1) em questão, o país *a* apresenta conexão com o país *b*, mas não com *d*. Desse modo, o raciocínio base preconiza que, em uma situação onde *a* se relaciona com *b*, e *b* interage com *c*, *a* poderá se conectar a *c*. Tais figuras foram denominadas por Rao (2004) como gráficos de dados de preços.

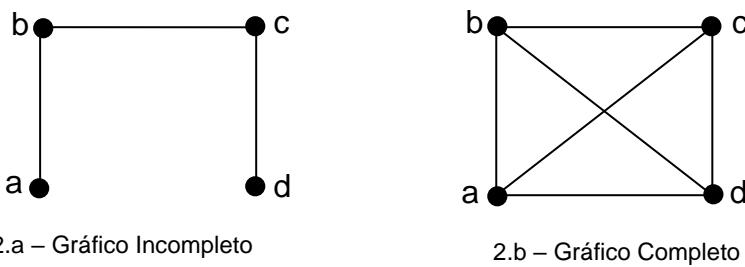


Figura 1. Exemplo de gráficos de preços.
Fonte: Rao (2004)

No que diz respeito ao método EKS, Rao e Timmer (2003) o apresentam como uma técnica utilizada para construir comparações multilaterais e transitivas a partir de uma matriz de observações emparelhadas, obtida através de um índice de preços que desrespeita a propriedade da transitividade.

Em outras palavras, Menezes (1999) afirma que o emprego desse método permite generalizar paridades binárias entre duas localidades *k* e *j* ao incluir na comparação não apenas o índice calculado entre elas $I_{k/j}$, mas também os demais índices resultantes da comparação entre *k* e *j* e todas as demais unidades locacionais consideradas na análise.

Nesse sentido, em uma situação onde se deseja mensurar um índice multilateral e transitivo para São Paulo em relação as capitais da região sudeste, é necessário calcular índices bilaterais para cada uma das quatro cidades e, em seguida, aplicar uma média geométrica aos índices computados, gerando assim a estimativa EKS para a cidade de São Paulo.

Rao e Timmer (2003) apontam ainda que o método EKS original, proposto em 1964, adotava como formulação bilateral o índice ideal de Fisher. Entretanto, Menezes (1999) argumenta que há na literatura trabalhos que empregaram outras

formas funcionais superlativas para realizar comparações binárias entre regiões, como o índice de Törnqvist-Theil, por exemplo.

Ainda segundo os autores acima citados, a metodologia EKS, apesar de ter se tornado popular após instituições como EUROSTAT (Gabinete de Estatística da União Europeia) e OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico) a utilizarem em seus relatórios, apresenta um problema de estimação ao atribuir pesos iguais a todos os índices binários analisados.

Isto posto, com o intuito de contextualizar o uso empírico de tais métodos, são apresentados a seguir alguns autores como Aten (1999), Menezes (1999), Azzoni, Menezes e Carmo (2002) e Azzoni e Almeida (2014) que se dedicaram a pesquisar sobre o comparativo de custos de vida entre regiões brasileiras.

Iniciando a discussão a partir do trabalho “*Cities in Brazil: an Interarea Price Comparison*” publicado em 1999, Aten estima o diferencial de preços de alimentos verificado entre 10 cidades selecionadas, entre os anos de 1984 a 1987, a partir do método CPD aplicado a uma amostra de 26 itens alimentícios disponibilizada pelo IBGE.

Como resultado, a autora pode observar que a maior variação entre preços foi registrada no ano de 1986, com um *range* de aproximadamente 20%. Ademais, utilizando a cidade de São Paulo como base, a pesquisadora constatou que em 1987 Brasília e cidades do norte e nordeste como Belém, Salvador, Recife e Fortaleza se apresentaram como as mais caras, ao passo que Curitiba e Belo Horizonte mostraram-se baratas em relação a base.

No mesmo ano, Menezes buscou entender a desigualdade de renda existente entre os estados brasileiros, investigando o quanto dessa disparidade pode ser atribuída ao diferencial de nível de preços entre regiões. Para tanto, a autora estimou um índice de preços regional multilateral, transitivo e invariante a mudança de base, para servir como deflator das rendas per capita verificadas em 10 metrópoles brasileiras.

A construção de tal índice de preços foi baseada (i) em uma cesta de 59 produtos (32 alimentos e 27 itens diversos), obtidos a partir das estruturas de gastos das famílias mensuradas pelas POFs (Pesquisa de Orçamentos Familiares) de 1987 e 1996 e (ii) um vetor de preços publicado pelo IBGE. Quanto a estratégia empírica adotada, a autora optou pela adoção do método EKS, utilizando o índice de Törnqvist-Theil para obter as estimativas binárias iniciais.

O estudo apresenta como conclusão a constatação de que embora o diferencial de custo de vida entre as regiões brasileiras seja elevado, as desigualdades regionais permanecem mesmo após este efeito ser controlado, evidenciando que há outras características regionais que dificultam a convergência de renda no Brasil.

Já em 2003, Azzoni, Menezes e Carmo compararam a eficiência das metodologias EKS e CPD ao aplicá-las em 11 regiões metropolitanas brasileiras, entre 1996 e 2002, utilizando para tanto, vetores de preços do IBGE e dispêndio das famílias observado na POF de 1996. O resultado apurado indica que a metodologia CPD, apesar de ser inferior quando se considera a fundamentação microeconômica, é superior do ponto de vista empírico.

Por fim, Azzoni e Almeida (2014) determinaram o custo de vida para 11 regiões metropolitanas, entre o período de 1996 e 2014, a partir de um modelo CPD aplicado a 41 itens de consumo, extraídos das POFs de 1996, 2003 e 2009. As estimativas obtidas demonstraram que o Distrito Federal, São Paulo e Rio de Janeiro são as cidades mais caras do país. Os autores destacaram também que o diferencial de custo de vida não sofreu grandes modificações no período analisado, com exceção a cidade de Goiânia, que apresentou considerável elevação em seu índice. O quadro 1 resume todas as pesquisas referenciadas.

Autores	Objetivo	Métodos	Dados	Resultados
Aten (1999)	Estimar o diferencial de preços de alimentos entre 10 cidades para os anos de 1984 a 1987.	CPD	IBGE – Preços (1986,1988); Ponderação (1994).	Brasília como a cidade mais cara. Cidades do norte e nordeste com elevados índices de preços. Curitiba e Belo Horizonte relativamente baratas.
Menezes (1999)	Identificar qual parcela da disparidade regional pode ser explicada a partir do diferencial de nível de preços entre regiões.	EKS (Törnqvist-Theil)	POF (1987,1996); Vetor de Preços do IBGE (1990 e 1995).	Desigualdades regionais permanecem mesmo após considerar o diferencial de preços entre regiões.
Azzoni, Menezes e Carmo (2003)	Comparar a eficiência entre as metodologias CPD e EKS para estimar o diferencial de custo de vida entre 11 regiões metropolitanas (RM) entre 1996 e 2002.	CPD e EKS	POF (1996); Vetores de Preços do IBGE (1996,1999).	CPD é empiricamente superior ao método EKS.
Azzoni e Almeida (2014)	Determinar a evolução do custo de vida de 11 RMs entre 1996 e 2014.	CPD	POF (1996,2003 e 2009); Vetores de Preços do IBGE (1996,1999).	Não se observou alterações significativas no nível de preços relativo entre as RMs. DF, SP e RJ como as cidades mais caras. Goiânia com o maior crescimento no custo de vida.

Quadro 1. Resumo dos estudos sobre comparativo de custos de vida no Brasil.

Fonte: Elaborado pelo autor.

2.7. Limitações existentes para o emprego dos métodos convencionais de estimação.

As seções anteriores apresentaram não só a intuição que embasa o cômputo de índices de custo de vida, como também os métodos usualmente empregados para estima-los. Em todos os casos, foi possível notar a necessidade de definir uma cesta de bens passível de ser comparada entre as diferentes regiões, contemplando itens que representem as necessidades humanas de alimentação, habitação, lazer, transporte, educação e saúde.

Pode-se perceber também a essencialidade de informações confiáveis acerca da estrutura de ponderação de gastos das famílias e os respectivos preços observados para cada produto considerado.

Cabe destacar que nos estudos discutidos anteriormente, tais vetores de pesos e preços foram disponibilizados pelo IBGE, através da realização da POF e da publicação de vetores de preços para 9 regiões metropolitanas e as cidades de Goiânia e Brasília.

Contudo, sabe-se que a última versão da POF foi disponibilizada em 2009, refletindo os hábitos de consumo da população brasileira para o biênio de 2008 e 2009. Da mesma forma, tem-se que a publicação mais recente do vetor de preços de aluguéis e itens não alimentares pelo IBGE ocorreu no ano de 1999. Nesse sentido, alguns obstáculos para a consecução do objetivo proposto no presente trabalho surgem, como a questão da (i) disponibilidade de dados e informações atuais, (ii) o esgotamento das bases de dados existentes e (iii) a abrangência territorial.

No que tange ao primeiro item, a escassez de dados atuais acerca dos hábitos de consumo da população brasileira pode representar um viés de estimação do custo de vida a ser calculado, uma vez que o padrão de consumo representado pela última POF diverge da estrutura verificada atualmente.

A intuição que sustenta tal afirmação reconhece que os choques sofridos pelo sistema econômico nos últimos anos, em especial, as elevadas taxas de inflação e desemprego observadas desde 2014, oferecem subsídios consistentes para assumir que houve uma alteração no comportamento dos consumidores brasileiros entre os anos de 2009 e 2017.

Quanto ao segundo problema citado, pode-se afirmar que, justamente pelo fato de tais bases de dados serem antigas, existem inúmeras pesquisas que já foram realizadas a partir desses números. Nesse contexto, o uso de tais dados para o presente estudo nada teria a acrescentar à literatura.

Por fim, o último ponto se refere à limitação geográfica incorrida ao adotar os vetores de preços de aluguéis e bens não alimentares divulgados pelo IBGE, visto que tal vetor engloba apenas 11 regiões metropolitanas, ao passo que o objetivo deste estudo propõe mensurar disparidades de custos de vida entre as 27 unidades federativas do Brasil.

Desse modo, diante de todos os impasses decorrentes do uso das bases de dados existentes, optou-se por não utilizar as metodologias convencionais apresentadas na seção anterior. Assim, em substituição ao CPD e EKS, este trabalho adotará como alternativa empírica o emprego de um modelo de preços hedônicos aplicado aos preços de aluguéis levantados pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) em 2015.

2.8. Aluguel como proxy do custo de vida

O uso de preços de aluguéis como uma *proxy* do real custo de vida tem sido recorrente na literatura nacional e internacional sobre o tema, como pode ser observado nos trabalhos de Menezes, Moreira e Azzoni (2007); Martin, Aten e Figueroa (2011), Cavalcanti e Menezes (2014) e Seabra e Azzoni (2015).⁴

Já na década de 1980, Fava (1984) apontou para a correlação existente entre os gastos com habitação e o custo de vida de uma população. Segundo a autora, a evolução do montante dispendido com moradia impacta direta e indiretamente famílias de todas as classes de renda.

Diretamente, pois o aluguel é um item de grande representatividade na cesta básica de consumo. De fato, informações extraídas da POF de 2009 indicam que a habitação responde, em média, por 35,9% dos gastos totais das famílias brasileiras. Já o impacto indireto se dá em virtude dos efeitos marginais ocasionados nas demais rubricas dos orçamentos familiares, como transporte, alimentação e demais serviços.

No que se refere ao impacto verificado nos custos com transporte, a autora argumenta que a medida que os aluguéis aumentam, as populações de mais baixa renda são forçadas a ocuparem as regiões periféricas dos grandes centros, gerando assim maiores distâncias para deslocamento e o consequente aumento nos gastos com mobilidade urbana.

Quanto a alimentação e demais serviços, Biderman (2001) esclarece que os aluguéis, por representarem parte dos custos de empresas e estabelecimentos prestadores de serviços, apresentam movimentos diretamente proporcionais aos preços dos bens finais. A título de ilustração, imagine que ocorra uma elevação dos aluguéis localizados em uma região onde há um supermercado e um consultório odontológico. Nesse cenário, para arcar com maiores custos e administrar uma margem de lucro satisfatória, tanto o proprietário do supermercado quanto o dentista tenderão a aumentar os preços de seus bens e serviços. Esta dinâmica caracteriza um efeito de transbordamento dos aluguéis nos preços finais da economia.

⁴ Os estudos serão devidamente discutidos na seção 2.10.

Diante desse embasamento teórico, Azzoni, Menezes e Moreira (2007) afirmam que o aluguel pode ser considerado uma aproximação eficiente do custo de vida de uma população, sobretudo em regiões urbanas.

Com o intuito de demonstrar a alta correlação existente entre os gastos com habitação e o custo de vida de uma família, apresentamos a dispersão entre o IPCA e o IPCA – Habitação calculados para o território brasileiro entre setembro de 1991 e julho de 2017. Para o intervalo analisado, a correlação registrada foi de 0,9751.

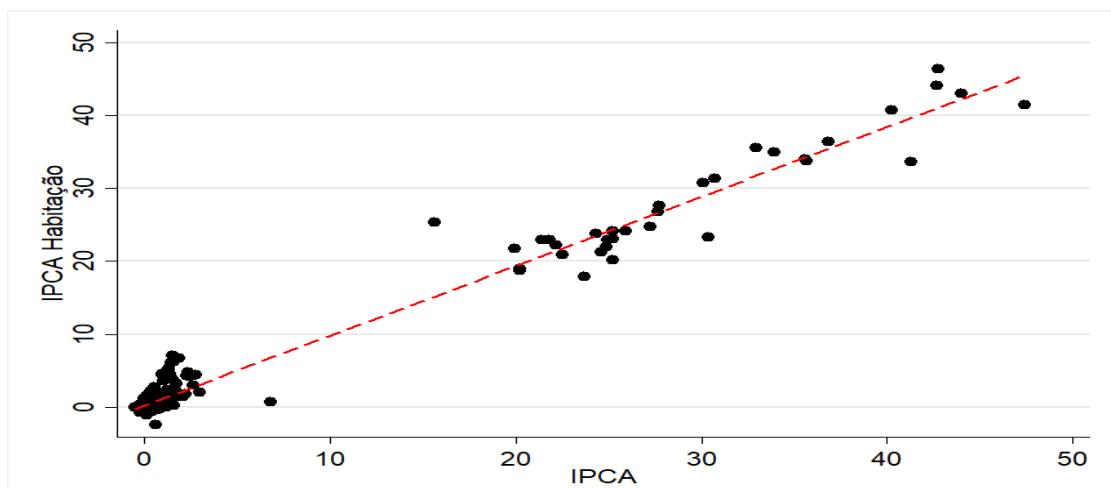


Gráfico 1. Relação entre IPCA Habitação e IPCA entre set de 1991 e jul de 2017.

Para avaliar a qualidade da *proxy* adotada, extrapolou-se a análise para o nível municipal, englobando 9 regiões metropolitanas acompanhadas pelo IBGE, o Distrito Federal e a cidade de Goiânia. O comportamento demonstrado confirma a forte relação entre gastos com aluguéis e o dispêndio das famílias (Tabela 1).

Tabela 1. Correlação entre IPCA e IPCA Habitação para 11 RM no país.

Região	Correlação
Metropolitana	
Belém	0,966
Fortaleza	0,944
Recife	0,934
Salvador	0,978
Belo Horizonte	0,979
Rio de Janeiro	0,926
São Paulo	0,949
Curitiba	0,975
Porto Alegre	0,961
Goiânia	0,975
Brasília	0,975

Fonte: Elaborado pelo autor.

2.9. A teoria dos preços hedônicos.

Em virtude da estratégia empírica adotada no presente estudo, faz-se necessário apresentar nesta seção (i) a definição de preços hedônicos, (ii) sua origem e (iii) a forma como essa abordagem tem sido empregada na literatura econômica.

De acordo com Besanko et al. (2004), a teoria de preços hedônicos permite estimar o valor atribuído a n propriedades existentes em um bem através da utilização de dados observáveis do consumo de indivíduos, de modo a tornar possível a mensuração da disposição de um consumidor a pagar por um determinado atributo.

O autor explica que a terminologia “hedônico” é uma referência ao hedonismo, uma corrente filosófica que define a busca pelo prazer e felicidade como a tônica da vida moral humana. Nesse contexto, Lima (2008) justifica o emprego do termo como uma forma de demonstrar que a teoria reconhece o impacto que a aquisição de um produto exerce na satisfação individual do comprador, e no consequente bem-estar social.

Essa abordagem surge a partir de um esforço realizado para incorporar a importância dos atributos presentes em um bem para a decisão de consumo e produção de indivíduos e firmas na análise microeconômica. O empenho citado pode ser observado na provocação feita por Lancaster (1966) a respeito do assunto:

“All intrinsic properties of particular goods, those properties that make a diamond quite obviously something different from a loaf of bread, have been omitted from the theory.” (LANCASTER, 1966; p 132).

Nesse contexto, a concepção de que o ferramental neoclássico tradicional se mostra ineficiente para representar as reais interações entre bens e consumidores levou o autor a propor uma interpretação alternativa da problemática, baseando-se na hipótese de que a utilidade advinda do hábito de consumo é derivada das propriedades intrínsecas do bem, e não do simples fato de adquirir o produto, tal como prega a teoria neoclássica. (LANCASTER, 1966). Especificamente, tem-se que a finalidade em se comprar uma maçã está em usufruir de seu sabor, aroma, tamanho e maturidade, e não do objeto em si, sendo este apenas o meio para se atingir um determinado fim – neste caso, as satisfações citadas acima.

Além da constatação de que a utilidade provém das características de uma mercadoria, a proposição de Lancaster (1966) contribui ainda (i) ao reconhecer que muitas qualidades são compartilhadas por mais de um produto; (ii) e que bens consumidos em conjunto apresentam traços distintos se comparados a uma situação em que são adquiridos em separado.

O primeiro item traz como principal consequência um melhor entendimento da definição de complementariedade e substitutibilidade verificada entre bens, uma vez que produtos antes tidos como incompatíveis ou desconexos, podem passar a apresentar alguma relação baseada em uma propriedade em comum. Já a segunda colocação enfatiza a relevância em se considerar outros bens e atributos para definir a escolha ótima a ser adotada por um consumidor. (LANCASTER, 1966).

Contudo, apesar de Lancaster (1966) ser um dos principais autores que atuaram na estruturação da teoria hedônica, a literatura atribui a Waugh (1928), o pioneirismo na valoração de atributos de um bem.

Em seu estudo, Waugh (1928) buscou isolar e mensurar o impacto que certas características de tomates, espargos e pepinos apresentavam em seus preços finais. Para tanto, o autor inspecionou 200 locais de vendas em Boston, Estados Unidos, entre os meses de maio e junho de 1927.

A partir de análises estatísticas, o pesquisador pode auferir o impacto que qualidades como tamanho, formato, cor, maturidade e uniformidade apresentavam sobre o preço dos produtos. Para o caso do espargo, foi possível identificar que a cor verde explicava 41% das variações nos preços do produto e, especificamente, que o preço de “uma polegada de cor verde” equivalia a 38¹/₂ centavos de dólar.

Cabe ressaltar que, já naquela época, o pesquisador havia antecipado o que seria sugerido anos depois por Rosen (1974), ao afirmar que a preocupação em monetizar as propriedades intrínsecas de um bem não é benéfica apenas para compreender a demanda de uma população, mas também para planejar a oferta das firmas, uma vez que o ajuste entre oferta e demanda se dá pela quantidade e qualidade dos produtos transacionados.

Além de Lancaster, Rosen (1974) também contribuiu para estruturar a teoria dos preços hedônicos, contextualizando-a ao ambiente de mercado. Este autor define preços hedônicos como sendo preços implícitos de características que são

revelados aos agentes econômicos a partir de cotações de bens relativamente heterogêneos e quantidades de atributos relacionada a cada produto.

Nessa perspectiva, é possível enxergar a compra de um bem através da ótica da venda casada, uma vez que cada item consumido representa uma cesta de atributos. Analogamente, pode-se afirmar que produtores fabricam bens com o intuito de reunir propriedades que agradem a população (ROSEN, 1974).

Intuitivamente, o modelo desenvolvido pelo autor considera mercados para uma série de *commodities* passíveis de serem descritas por um vetor de características z , tal que $z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$. Não obstante, Rosen (1974) admite que cada produto, além de possuir um valor de transação, é facilmente relacionado a um ou mais valores pertencentes ao vetor z , de modo a permitir que as informações de mercado revelem uma função de preços hedônicos $p(z) = p(z_1, z_2, \dots, z_n)$, relacionando preços e atributos.

Cumpre ressaltar que uma vantagem derivada dessa estratégia reside no fato de que as propriedades de um bem são variáveis de natureza objetiva, cujas grandezas podem ser mensuradas, e via de regra, percebidas pelos indivíduos (ROSEN, 1974).

Já em termos microeconômicos, tem-se que Rosen (1974) buscou estabelecer equações de oferta e demanda que incorporassem o fato de que preços são determinados por atributos. A preocupação do autor em modelar esse comportamento se dá devido ao reconhecimento de que os preços hedônicos atuam como verdadeiros guias para as decisões de consumidores e produtores.

Para tanto, o pesquisador assume, assim como a teoria neoclássica, que indivíduos são maximizadores de utilidade, e que nesse processo de otimização, enfrentam restrições orçamentárias. Contudo, para este particular caso, a função utilidade definida por Rosen (1974) apresenta como variáveis dependentes n propriedades, tal que $U(x, z_1, z_2, \dots, z_n)$, onde x representa todos os demais bens consumidos, e z_i o vetor z anteriormente apresentado. Ademais, a limitação de gastos apresenta uma forma funcional distinta, sendo essa não linear, uma vez que $y = x + p(z)$.⁵

De maneira simétrica, Rosen (1974) admite que as firmas se empenharão em maximizar lucro a partir da produção de pacotes de características. Desse modo, o

⁵ O preço de x é definido como a unidade e a renda (y) é mensurada em unidades de x .

autor assume $M(z)$ como sendo a quantidade de atributos z produzida por uma planta. Tem-se ainda, segundo os mesmos princípios da teoria tradicional, que uma função custo é estimada a partir do processo de minimização de custos sujeito a um determinado nível de produção. A equação de custos encontrada para este modelo é representada por $C(M, z; \beta)$, onde M e z são a quantidade e os atributos produzidos, e β é um parâmetro que faz referência aos fatores de produção empregados no processo produtivo e seus respectivos preços. Por fim, define-se que o lucro será maximizado quando a receita marginal se igualar ao custo marginal, tal que $\partial Mp(z) = \partial C(M, z; \beta)$.

Para prosseguir com a análise de equilíbrio, torna-se necessário igualar a equação de demanda $Q^d(z)$, derivada do procedimento de maximização da utilidade, à equação de oferta $Q^s(z)$, encontrada a partir do comportamento de otimização do lucro das firmas. Contudo, ambas equações dependem de $p(z)$, sendo por tanto necessário estima-la a partir de procedimentos econométricos.

É nesse sentido que Rosen (1974) afirma que preços implícitos podem ser estimados a partir da estratégia de análise de regressão, ao regredir o preço do produto com as características nele observadas. Ademais, os coeficientes encontrados, além de servirem como valoração da disposição de um consumidor a pagar por um atributo, podem ser utilizados também para avaliar *trade-off* de características em um determinado produto (FÁVERO; LUPPE, 2006).

Diante do exposto, e dada a infinidade de bens heterogêneos existentes na economia, o ferramental dos preços hedônicos tem sido amplamente aplicado nas mais diversas situações, compreendendo a análise de atributos existentes em imóveis, alimentos, carros, computadores e eletrodomésticos (BIDERMAN et al, 2004; LIMA, 2008).

Com o objetivo de demonstrar sucintamente alguns trabalhos que utilizaram esta abordagem como estratégia empírica, é apresentado a seguir um quadro com as principais informações de cada pesquisa.⁶

⁶ Cabe ressaltar que estudos envolvendo o mercado imobiliário serão tratados em uma seção dedicada, uma vez que são relevantes para o eixo temático do presente trabalho.

Autor	Área	Objetivo	Principais Resultados
Lima (2008).	Alimentos	Estimar preços implícitos de atributos observados em pêssegos.	O calibre do fruto (diâmetro) é o atributo de maior relevância para o preço do pêssego.
Ferreira e Resende (2010).	Peças Filatélicas	Obter preços implícitos das propriedades de selos postais imperiais brasileiros para auxiliar na construção de carteiras eficientes (Markowitz).	As características de maior valor em um selo foram: papel grosso, papel azulado/acinzentado, textura estriada, imagem de algarismos entre outros.
Fernandes (2016)	Automóveis	Mensurar os principais atributos que impactam os preços de automóveis Hatch 1.0 no mercado brasileiro.	A marca “Volkswagen” e o item “direção hidráulica” foram os que apresentaram maiores coeficientes.
Asche e Bronnmann (2017)	Alimentos	Estimar o prêmio atribuído por consumidores à peixes brancos que detêm a certificação MSC (Marine Stewardship Council) na Alemanha.	Os prêmios variam substancialmente entre as espécies, sendo de 30,6% para espécies de Bacalhau e 4% para a Merluza do Alasca.
Neil, Hassenzahl, Assane (2007).	Poluição	Auferir o impacto da qualidade do ar no valor das propriedades negociadas em Las Vegas no ano de 1999.	Os coeficientes encontrados suportam a hipótese de que as variáveis Monóxido de Carbono e Partículas Suspensas impactam negativamente no valor do imóvel.
Dewenter et al (2004).	Aparelhos Eletrônicos	Calcular preços implícitos dos principais atributos que determinam o preço dos celulares entre 1999 e 2003 para o mercado alemão.	O tamanho apresentou impacto negativo no preço, ao passo que número de <i>ringtones</i> , duração da bateria e marcas como LG, Nokia, Motorola e Samsung contribuíram para valores maiores.

Quadro 2. Resumo dos estudos que empregaram a teoria dos preços hedônicos.

Fonte: Elaborado pelo autor.

2.10. Modelos hedônicos aplicados à moradia.

Esta seção apresenta com maiores detalhes as discussões existentes nas aplicações de preços hedônicos ao mercado imobiliário, bem como pesquisas nacionais e internacionais que utilizaram tal estratégia.

A teoria econômica classifica imóveis como bens heterogêneos, que diferem entre si em virtude de características físicas e locacionais. Dentre os atributos físicos, sabe-se que as moradias apresentam metragens diferentes, números de dormitórios e banheiros variados e materiais básicos de construção distintos. Quanto as propriedades locacionais, além da exata posição geográfica, os imóveis podem ser discriminados em relação a acessibilidade às amenidades públicas, tais como parques, escolas e hospitais (WALLACE, 1996).

Desse modo, dado o grau de heterogeneidade observado no mercado imobiliário, modelos hedônicos têm sido amplamente empregados para explicar diferenças de preços em moradias ao longo do tempo e espaço. Segundo Hill (2011), fatores como a maior disponibilidade de dados sobre o setor e o ganho de capacidade de processamento de softwares estatístico também contribuíram para a popularidade dos preços hedônicos nesse campo de pesquisa.

O autor destaca ainda que o uso de métodos hedônicos em um contexto de moradia apresenta três motivações distintas a se saber: (i) construir índices de preços ajustados pela qualidade; (ii) prover valoração de propriedades a partir de um conjunto de características e (iii) determinar o impacto de certas características no preço final dos imóveis (ano e localização, por exemplo).

No que se refere ao primeiro motivo, tem-se que a importância do mercado imobiliário para o sistema econômico, claramente evidenciada na crise financeira de 2008, incentivou pesquisadores a desenvolverem índices de preços de imóveis com o intuito de providenciar aos governos e autoridades monetárias informações relevantes para auxiliar na condução de políticas fiscais e monetárias (HILL, 2011).

Nesse contexto, pode-se afirmar que houve um esforço por parte da academia em propor modelos robustos e acurados que permitissem estimar um índice de preços não enviesado. Como reflexo dessa preocupação, pode-se citar a publicação do “EUROSTAT Handbook on Residential Property Price Indices”,

um documento que busca aglutinar conceitos e formulações matemáticas de índices utilizado nos mais diversos países.

Este estudo aponta que dentre os métodos usualmente empregados para mensurar variações nos preços dos imóveis ao longo do tempo – o “índice médio padrão”, “repeat-sale index” e o modelo hedônico, o último é o mais eficiente, justamente por proporcionar um bom controle para o viés de qualidade.

Desse modo, pode-se observar a publicação de índices de preços hedônicos de moradia por órgãos públicos e privados nos mais diversos países. Especificamente, destaca-se o “*Halifax Home Price Index*” na Inglaterra, o “*Verbund Deutscher Pfandbriefbanken*” (VDP) na Alemanha, o “*Zürcher Wohneigentumsindex*” (ZWEX) na Suíça e o *RPData-Rismark index* na Austrália.

Representando a iniciativa brasileira, pode-se citar o índice FipeZap, calculado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FYPE) desde 2011 a partir de preços de imóveis residenciais anunciados. Contudo, a metodologia utilizada por tal índice refere-se ao “índice médio padrão”, adotando para tanto a fórmula de Laspeyres e a estratégia de estratificação por número de dormitórios e localização (áreas de ponderação do IBGE).

No que diz respeito ao segundo motivo citado, tem-se o emprego de Modelos de Avaliação Automatizada (AVM). Esse método refere-se a uma série de formulações matemáticas e estatísticas que valoram uma propriedade a partir de um grande conjunto de informações acerca de seus atributos físicos e locacionais. (IGLIORI, 2017).

A título de ilustração, há o exemplo da empresa DataZap, que recentemente criou uma ferramenta baseada em modelos hedônicos não paramétricos para estimar o valor de imóveis na cidade de São Paulo. O intuito do projeto é prover informações estratégicas que auxiliem os agentes econômicos no processo decisório de construir, investir, financiar ou negociar imóveis (DATAZAP,2017).

Por fim, no que tange a última motivação em se adotar modelos hedônicos – estimar o impacto de um atributo no preço final do bem, pode-se afirmar que o intuito é conhecer o real valor do parâmetro relacionado a variável objetivo, podendo essa ser uma (i) amenidade pública, caso deseje mensurar o impacto que um parque exerce sobre o preço dos imóveis localizados em seu entorno; (ii) uma poluição, na situação em que se deseja auferir a influência da qualidade do

ar (NEIL; HASSENZAHL; ASSANE, 2007) ou da possibilidade de inundação (AGUIRRE; FARIA, 1997) no valor das moradias; (iii) o tempo, se a finalidade é calcular o impacto da variação dos anos na evolução do preço de uma determinada tipologia de imóveis e (iv) o espaço, para as circunstâncias em que se objetiva determinar o efeito que a posição geográfica tem sobre o valor do imóvel, ou seja, para uma moradia padrão, qual parcela do seu valor é explicada pelo fato dessa propriedade estar localizada no Distrito Federal e não no Piauí. Cabe destacar que o presente estudo focará nessa última variável, a localização geográfica.

Uma vez discutidas as possíveis aplicações da teoria de preços hedônicos no mercado imobiliário, serão apresentados a seguir estudos selecionados que se valeram dessa abordagem. O Quadro 3 sintetiza as principais informações.

Autor	Objetivo	Método	Dados	Resultados
Oh e Lee (2002).	Compreender o efeito das paisagens no preço dos apartamentos em Seoul.	Modelo Hedônico (Linear, Lin-Log, Log-Lin e Log-Log).	Levantamento primário. 1.458 observações.	Presença de paisagens eleva o valor do imóvel em 6%. Vista do rio Han é a que causa o maior impacto.
Krsincih (2009).	Verificar a existência de viés no índice de aluguéis da Nova Zelândia.	Modelo Hedônico	<i>Statistics New Zeland.</i> 2.200 imóveis	A estratégia de amostra correspondente, utilizada pelo departamento de estatística, não apresentou viés.
Gonzáles e Formoso (1995).	Compreender os atributos que influenciam no preço de apartamentos em Porto Alegre.	Modelo Hedônico	504 Imóveis anunciados em classificados.	Distância de Shoppings e Proximidade de favelas impactam negativamente no aluguel, ao passo que vaga de garagem tem um efeito positivo.
Paixão (2009).	Estimar o impacto de homicídio e roubo a transeuntes no valor de imóveis comerciais.	Modelo Hedônico Semi Logarítmico.	Imposto de Transação Imobiliária - Prefeitura de BH. 2.331 Salas comerciais e 689 lojas	Aumento no índice de homicídios deprecia lojas em 0,52% e salas em 0,2%. Já roubos apresentam um impacto negativo de 0,02% e 0,003% no valor do imóvel respectivamente.

Continuação do quadro anterior.

Aguirre e Faria (1997).	Mensurar os impactos do PROCAV II nos imóveis da região beneficiada.	Modelo Hedônico	Levantamento primário. 1.514 imóveis na região tratada e de controle.	Conclui-se que o impacto do projeto é positivo, uma vez que a redução das inundações implicaria na valorização dos imóveis na ordem de U\$3.900,00.
Menezes, Moreira e Azzoni (2007).	Mensurar as diferenças de gastos com aluguel entre as UFs e áreas geográficas por faixa de renda.	Modelo Hedônico	POF 2002/2003. 21.634 Imóveis alugados.	DF como o estado mais caro nas 3 categorias de renda. Percepção de diferenças no custo de vida variam entre as faixas de renda.
Cavalcanti e Menezes (2014).	Calcular o diferencial do custo de vida entre os municípios utilizando aluguel como proxy (283 municípios).	<i>Weighted-Country-Product-Dummy</i> (WPD)	Censo 2010. 107.211 Imóveis alugados.	São Caetano do Sul (SP), Rio das Ostras (RJ) e Balneário Camboriú (SC) como os mais caros. Codó(MA) e Guaranhos (PE) como os mais baratos.
Seabra e Azzoni (2015).	Auferir o diferencial de custo de vida intracitadino nos 100 municípios mais populosos do país.	Variação do modelo CPD e Correção de Heckit.	Censo 2010. 2.434 Áreas de ponderação do IBGE analisadas.	O centro expandido da capital paulista apresenta aluguéis até 468% mais caros que a média nacional.

Quadro 3. Resumo dos trabalhos que aplicaram preços hedônicos ao mercado imobiliário.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em 2002, Oh e Lee, motivados pela política restritiva de uso do espaço urbano em Seoul, buscaram compreender os efeitos de paisagens - tais como o rio Han, as montanhas e a “paisagem aberta”, nos preços dos apartamentos. Para tanto, os autores estimaram 4 modelos hedônicos, em diferentes formas funcionais (linear, semi logarítmicos e log-log), utilizando informações coletadas via questionários e entrevistas com corretores para 1.458 imóveis. Os resultados demonstraram que a existência de uma vista agradável eleva o valor dos apartamentos em aproximadamente 6%. Ademais, os autores puderam comprovar que a disposição a pagar por uma paisagem é maior nas proximidades dos rios.

Já em 2009, Krsincih examinou a robustez da estimativa do índice de preços de aluguéis na Nova Zelândia. Segundo o autor, havia a suspeita de existência de viés no cômputo da variação trimestral de gastos com aluguel, uma vez que o método empírico consistia na estratégia de amostra correspondente, ou seja, comparava-se apenas moradias que estivessem presentes na base de dado em dois períodos subsequentes. Desse modo, ao aplicar um modelo de preços hedônicos para os 2.200 imóveis analisados, o pesquisador pode concluir que o índice calculado não apresentava viés de estimativa.

Com relação a literatura nacional, González e Formoso (1995) construíram modelos hedônicos, em vários níveis de agregação, para explicar a formação dos preços de aluguéis de apartamentos na cidade de Porto Alegre. A base de dados engloba 504 imóveis anunciados em classificados no mês de junho de 1992. A título de controle, os autores utilizaram 22 variáveis independentes, tais como área, número de banheiros, existência de garagem, bairro, distância ao centro, shopping e favela. Os resultados indicaram que os elementos selecionados explicam 80% das variações nos aluguéis, sendo as características mais relevantes a distância aos shoppings, vagas de garagem e proximidade de favelas. Pode-se constatar ainda que, ao compilar a amostra em número de dormitórios e, posteriormente em distância ao centro, confirmou-se a hipótese de existência de submercados na capital gaúcha.

Em Belo Horizonte, Paixão (2009) estimou o custo da violência, aqui representada pelos crimes de homicídio e roubo a transeuntes, no valor dos imóveis comerciais negociados no município. Os dados utilizados foram obtidos junto a prefeitura através dos registros de Imposto de Transações Imobiliárias (ITBI), englobando 689 lojas comerciais e 2.231 salas. Para a especificação da função

hedônica, foi utilizado a transformação de Box-Cox, a qual indicou o uso do modelo semi logarítmico. A conclusão do autor indicou que o aumento na taxa de homicídios impacta em 0,52% no preço de uma loja comercial, ao passo que para a variável roubo, essa depreciação é de 0,02%. No que diz respeito às salas comerciais, os resultados verificados foram 0,2% e 0,003% respectivamente.

Deve-se citar também o esforço empregado por Aguirre e Faria (1997) em avaliar os possíveis impactos do Programa de Canalização de Córregos, Implementação de Vias, e Recuperação Ambiental e Social de Fundos de Vales (Procav II) para justificar ao Banco Interamericano de Desenvolvimento a validade de se financiar o projeto. A estratégia adotada pelos autores consistiu na mensuração dos efeitos que a redução das enchentes e inundações trariam para os imóveis da região beneficiada. Nesse sentido, os autores valeram-se da metodologia de preços hedônicos, utilizando dados primários levantados em 1994 através de entrevistas e avaliações de corretores para 1.514 imóveis, espalhados entre as áreas beneficiárias do Procav I⁷ e II. A partir das estimativas do modelo, os autores concluíram que o impacto do programa seria positivo, uma vez que a *dummy* inundação deprecia o valor do imóvel em U\$3.900.

Outro estudo relevante, que muito se assemelha ao objetivo do presente trabalho, é aquele desenvolvido por Menezes, Moreira e Azzoni (2007). Utilizando os dados de gastos com aluguéis divulgados pela POF 2002/2003, os autores estimaram um índice de custo de vida entre os estados brasileiros a partir de um modelo de preços hedônicos. Além dos atributos físicos utilizados como controle, os pesquisadores incluíram também *dummies* para áreas geográficas (rural, urbano, regiões metropolitanas e capitais), estados e faixas de renda (baixa, média, alta).

Como principais conclusões, os autores puderam afirmar que o custo de vida para as capitais são os mais elevados, seguido das regiões metropolitanas, outras áreas urbanas e a zona rural, independentemente do nível de renda familiar considerado. Outra constatação relevante foi o fato de que indivíduos com diferentes rendas apresentam percepções distintas quanto ao diferencial de custo de vida entre os estados. Como exemplo, tem-se que os menores aluguéis para uma família de alta renda encontram-se no Sergipe, ao passo que o Ceará é o estado mais barato para as famílias de baixa renda.

⁷ As informações referentes aos bairros beneficiados pelo Procav I foram coletadas a título de controle dos efeitos.

Não obstante, Cavalcanti e Menezes (2014) calcularam o diferencial de custo de vida entre 283 municípios brasileiros a partir da aplicação da metodologia *Weighted-Country-Product-Dummy* (WCPD). Os dados utilizados foram aqueles publicados pelo Censo 2010, englobando 107.211 observações. Os autores constataram que as 3 cidades mais caras do país são São Caetano do Sul-SP, Rio das Ostras-RJ e Balneário Camboriú-SC. Já os 3 municípios com menores custos de vida são Garanhuns-PE, Codó-MA e Paulo Afonso-BA.

Por fim, cabe citar o estudo recente realizado por Seabra e Azzoni (2015) que objetiva mensurar o diferencial de custo de vida intracitadino nos 100 municípios mais populosos do país. Desse modo, os autores empregam uma variação da metodologia CPD a partir de dados de aluguéis disponibilizados pelo Censo de 2010. A estratégia empírica desse trabalho se difere das demais justamente por adotar um método de correção (modelo *Heckit*) para o possível viés de seleção amostral existente ao restringir a análise apenas aos imóveis alugados.

Dentre os principais resultados, destaca-se aqueles observados para a cidade de São Paulo. Segundo os autores, o centro expandido da capital paulista apresenta aluguéis até 468% mais caros que a média nacional, ao passo que regiões periféricas das zonas norte e sul apresentam um custo de vida 5,4% menor que no restante do país.

3. METODOLOGIA

Para a execução do presente trabalho, optou-se pela aplicação de um modelo de preços hedônicos a partir de dados de aluguéis disponibilizados pela PNAD-Domicílios, de modo a possibilitar a construção de um índice de custo de vida espacial que identifique o diferencial de preços existente entre as 27 unidades federativas do país. Cabe destacar que o escopo da análise foi delimitado a imóveis alugados em virtude da disponibilidade de informações.

Vale argumentar também que, assim como em Menezes, Moreira e Azzoni (2007) e Seabra e Azzoni (2015), sabe-se que pelo fato de imóveis próprios diferirem em estrutura daqueles alugados, há a possibilidade de ocorrer um problema de seleção amostral. Contudo, assim como apontado pelos mesmos autores, tal viés impactaria somente o coeficiente das características estruturais do imóvel. Assim, uma vez que essas variáveis são incorporadas ao modelo apenas para controle, pode-se concluir que esse empecilho não apresenta nenhum prejuízo à confiabilidade dos resultados que serão apresentados posteriormente.

Não obstante, com o intuito de obter um maior embasamento para as discussões dos resultados discutidos posteriormente, será realizado uma análise descritiva dos dados utilizados, apresentando (i) a adequação da amostra de domicílios à população residente de cada estado; (ii) o aluguel médio por unidade federativa e (iii) a densidade de Kernel dos dados antes e após a aplicação do logaritmo neperiano e a eliminação dos *outliers*.

3.1. Referencial Teórico

Com o intuito de apresentar maiores detalhes a respeito da implementação da teoria hedônica, Hill (2011) demonstra que os modelos hedônicos podem ser empregados de diferentes maneiras a se saber: os métodos *Time-Dummy*, de Imputação, de Características e o Não Paramétrico.

Ainda segundo o autor, a primeira abordagem consiste no modelo original de preços hedônicos. Trata-se de uma regressão múltipla, na forma semi logarítmica, que regride o preço do imóvel com relação aos atributos selecionados. A equação é dada por:

$$\ln p = \beta Z + \delta D + \theta G + \varepsilon \quad (14)$$

Onde a variável dependente é o logaritmo do preço das H casas consideradas na análise, Z é uma matriz de tamanho $H \times C$, contendo as C características físicas das H propriedades, β é o vetor de parâmetros referentes a matriz Z com dimensão $C \times 1$, D é uma matriz $H \times T-1$, representando $T-1$ *dummies* de períodos de tempo (anos), δ é um vetor de parâmetros correspondente a matriz D com dimensão $T-1 \times 1$, G é uma matriz $H \times L-1$, retratando $L-1$ variáveis *dummies* de propriedades locacionais dos H imóveis analisados, θ é o vetor de parâmetros ligados a matriz G , com tamanho $L-1 \times 1$ e ε é o termo aleatório.

Nesse sentido, caso a motivação seja construir um índice de preços para moradia, a variável de interesse é o parâmetro δ , sendo $P_t = \exp(\delta_t)$. Por outro lado, se o objetivo é considerar o efeito da posição geográfica no preço do imóvel, tal como é pretendido pelo presente estudo, o parâmetro relevante passa a ser θ^8 (HILL, 2011).

Dentre as características físicas consideradas na análise, encontra-se na literatura o uso de área total, número de dormitórios, cômodos e banheiros, material de construção predominante, acesso a rede de água, esgoto e energia elétrica, bem como interações entre essas variáveis. Quanto as características locacionais, pode-se observar o emprego de *dummies* para áreas urbanas e rurais, regiões metropolitanas, municípios e unidades federativas (HILL, 2011; MENEZES; MOREIRA; AZZONI, 2007; CAVALCANTI; MENEZES, 2014).

É valido salientar que Rosen (1974) e Wallace (1976) demonstram que a teoria aponta para a não linearidade da função hedônica, entretanto, pouco se sabe de sua verdadeira forma funcional. Nesse contexto, com o intuito de estimá-la corretamente e evitar possíveis consequências advindas da má especificação do modelo, Hill (2011), Aguirre e Faria (1997) e Lima (2008) destacam o uso da transformação Box-Cox como uma ferramenta eficiente para especificar o modelo hedônico a ser estimado.⁹

⁸ Cabe ressaltar que, por se tratar de um modelo semi logarítmico, o valor do parâmetro não retorna o preço implícito da localização do imóvel. Para tanto, faz-se necessária uma transformação, tal como sugerido em Wooldridge (2003), onde $P = [\exp(\theta) - 1] * 100$.

⁹ Considerando o escopo do presente trabalho, adotar-se-á a forma funcional semi logarítmica, dado seu amplo uso na literatura de preços hedônicos.

Ao considerar as vantagens e desvantagens de utilizar o método *time-dummy*, Hill (2011) cita como um fator positivo a simplicidade de estimação do modelo, e como um ponto negativo, a rigidez apresentada pelo modelo, uma vez que a determinação da forma funcional pode representar algumas restrições para as relações entre as variáveis de tempo, espaço e as características do imóvel.

Ainda de acordo com o autor, o método de imputações consiste em uma estratégia, baseada em modelos hedônicos, que permite imputar preços de moradias para todos os períodos do intervalo em análise que não registraram transações de imóveis, possibilitando assim o uso de índices de preços tradicionais, como Laspeyres e Paasche.

Analogamente, o método de características também envolve um procedimento de imputação, contudo, nesse caso, o pesquisador utiliza uma função hedônica com n características para valorar uma tipologia de imóvel hipotética em dois períodos subsequentes. Uma vez obtida as estimativas de valor, emprega-se um índice comum para calcular as variações de preços ao longo do tempo (HILL, 2011).

Por fim, segundo Martins-Filho e Bin (2005) a abordagem não paramétrica de modelos hedônicos consiste em uma técnica estatística empregada quando não se conhece a relação existente entre as variáveis dependentes e independentes. Nesse sentido, nenhuma suposição a respeito dos parâmetros a serem mensurados é feita, pelo contrário é permitido que os dados definam as possibilidades para a forma da função hedônica. Segundo Hill (2011), esse método, apesar de trazer maior flexibilidade para o modelo hedônico, dificulta a visualização dos preços implícitos para cada atributo.

3.2. Estratégia Empírica

A estratégia empírica adotada consiste em um modelo hedônico que se assemelha ao método *Time-Dummy*, onde a intuição do estudo é definir o impacto que a localidade do imóvel apresenta no valor do aluguel, uma vez controladas as influências de atributos físicos, como o número de cômodos e banheiros por exemplo.

O modelo escolhido é baseado em uma análise *Cross-Section*, tendo como referência a última semana do mês de setembro de 2015 (período em que foram

coletados os dados da PNAD-Domicílios). Desse modo, diferentemente do método *Time-Dummy*, a equação estimada apresentará variáveis *dummies* apenas para as características locacionais dos imóveis, e não para os períodos de tempo, tal como demonstrado abaixo:

$$\ln p = \beta Z + \delta \ln y + \theta G + \varepsilon \quad (15)$$

Onde o termo dependente é o logaritmo neperiano do preço do aluguel dos 19.979 imóveis considerados na análise, Z é uma matriz que contém as 7 características físicas empregadas como mecanismos de controle, β é o vetor de parâmetros referentes a matriz Z, $\ln y$ é o logaritmo neperiano da renda domiciliar e δ seu respectivo parâmetro, G é uma matriz retratando 27 variáveis *dummies* de propriedades locacionais dos imóveis analisados - sendo 26 referentes ao estado em que a moradia está localizada e 1 representando a situação censitária do imóvel (urbano ou rural) , θ é o vetor de parâmetros ligados a matriz G e ε é o termo aleatório. Cabe mencionar que o Distrito Federal, por abrigar a capital do país, foi definido como a base de comparação da análise. Não obstante, a escolha da forma funcional semilogaritmica para a equação a ser estimada se deu em virtude da preocupação levantada por Rosen (1974) e Wallace (1976) a respeito da não linearidade da função hedônica. Além disso, optou-se por aplicar logaritmo neperiano nas variáveis de preços dos aluguéis e renda domiciliar a fim de suavizar a grande assimetria presente na distribuição dessas variáveis, tal como sugerido por Pino (2014).

Ainda sobre a distribuição assimétrica dos aluguéis e renda, uma análise gráfica da dispersão dos dados demonstrou a necessidade de excluir da estimação o primeiro e o último percentil da amostra.

Além da definição da forma funcional, Lima (2008) alertou para a ocorrência de possíveis casos de Multicolinearidade e Heterocedasticia em aplicações de modelos hedônicos. Desse modo, para evitar tais problemas, serão empregados testes com o intuito de detectar esses distúrbios. No que se refere à Multicolinearidade, será estimado o Fator de Inflação da Variância (VIF), uma medida que indica o quanto uma variável independente é explicada pelas demais variáveis explicativas (MORETTIN, BUSSAB; 2013). Segundo os autores citados, caso o valor encontrado para o VIF seja abaixo de 10, não há motivos para acreditar

que existam problemas decorrentes da Multicolinearidade. Quanto a identificação da ocorrência de Heterocedasticia, empregar-se-á o teste de *Breusch-Pagan* (1979), onde a hipótese nula assume que a variância do erro é constante.

Por fim, tem-se que o procedimento de estimação a ser utilizado é o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

4. BASE DE DADOS

A expressão 15 foi estimada a partir dos dados disponibilizados pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-Domicílios) em 2015. De acordo com as notas técnicas divulgadas pelo IBGE (2015), a PNAD é um sistema de pesquisas domiciliares, criado em 1967, que tem como principal objetivo fornecer informações acerca do desenvolvimento demográfico e socioeconômico da população brasileira.

Como especificado em seu nome, a pesquisa é realizada a partir de um procedimento de seleção amostral, executado em três estágios a se saber: (i) primário, onde são selecionados os municípios que participarão da coleta de dados; (ii) secundário, para definir os setores censitários a serem abordados e, por fim o (iii) terciário, momento em que se define a unidade domiciliar a ser entrevistada (IBGE, 2015).

Pelo fato de ser um levantamento amostral, a pesquisa apresenta aos usuários informações relativas as estimativas de peso do domicílio, de modo a possibilitar a expansão da amostra e a consequente projeção da população analisada.¹⁰

A título de ilustração, no ano de 2015, a PNAD entrevistou 151.189 unidades domiciliares distribuídas por todo o território nacional. Desse total, 19.979 imóveis foram considerados na presente análise, o que representa aproximadamente uma população de 92.123.169 domicílios em todo o país.

Dentre as características dos imóveis consideradas no modelo estimado, destaca-se as propriedades físicas, tais como número de cômodos, dormitórios e banheiros, e locacionais, como a situação censitária do domicílio. A tabela 1 descreve os atributos selecionados para análise.

¹⁰ É importante mencionar que o peso do domicílio foi utilizado na estimação da equação 15.

Tabela 2. Características dos domicílios utilizada como controles no modelo.

Variáveis	Descrição	Média	Desvio Padrão
Nº cômodos	Número de cômodos no imóvel.	5,77	1,99
Dormitórios	Número de cômodos que servem como dormitórios.	1,84	0,79
Banheiros	Número de banheiros no imóvel.	1,35	0,71
Material de construção	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 para construções em alvenaria ou madeira e 0 para taipas e outros.	0,98	0,11
Acesso a água	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 para residências conectadas a rede geral de distribuição com canalização interna, ou 0 para as demais situações.	0,83	0,37
Renda domiciliar	Rendimento mensal familiar (exclusive rendimentos mensais de pensionistas e empregados domésticos).	3.144,16	4365,94
Valor do aluguel	Aluguel mensal pago no mês de referência.	586,74	501,41
Zona urbana	Variável <i>dummy</i> que assume valor igual a 1 para imóveis localizados na área urbana (inclusive capitais e RM) e 0 para aqueles situados na zona rural.	0,85	0,36
Acesso à internet	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o domicílio conta com acesso à internet e 0 caso contrário.	0,58	0,49
Casa	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se a moradia é uma casa e 0 caso contrário.	0,88	0,32
Apartamento	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se a moradia é um apartamento e 0 caso contrário.	0,12	0,32
Cômodo	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se a moradia é um cômodo e 0 caso contrário.	0,003	0,055

Fonte: Elaborado pelo autor com base na PNAD-Domicílios 2015.

Cabe destacar que a definição de cada variável e a forma como estão descritas e apresentadas na tabela 1 são baseadas nas notas explicativas da PNAD-Domicílios 2015.

Ademais, com o intuito de captar a diferença de custos entre os estados brasileiros, foram incluídas 26 variáveis *dummies* representando a unidade federativa em que o domicílio está situado.

5. ANÁLISE DESCRIPTIVA DOS DADOS

Esta seção realiza uma análise descritiva das observações de valores de aluguéis utilizados para estimar o diferencial de custo de vida entre os estados brasileiros. Para tanto, serão apresentados (i) a adequação da amostra de domicílios à população residente de cada estado; (ii) o aluguel médio por unidade federativa e (iii) a densidade de Kernel dos dados antes e após a aplicação do logaritmo neperiano e a eliminação dos *outliers*.

Como citado na seção “Base de Dados”, o presente estudo considera somente 13,21 % da amostra originalmente levantada pela PNDAD-Domicílios. Desse modo, é necessário verificar se as observações selecionadas ainda são proporcionais à população registrada em cada estado. Assim, valendo-se da estimativa de população para o ano de 2015, calculada e divulgada pelo IBGE, é apresentada a tabela 1 a seguir.

Tabela 3. Proporcionalidade entre as observações e a população residente de cada estado para o ano de 2015.

UF	Observações	Observações Expandidas*	Observações (%)	População Residente (%)
RO	403,00	1.858.233,00	1,94	0,86
AC	153,00	705.483,00	0,74	0,39
AM	508,00	2.342.388,00	2,45	1,93
RR	140,00	645.540,00	0,67	0,25
PA	822,00	3.790.242,00	3,96	4,00
AP	93,00	428.823,00	0,45	0,37
TO	358,00	1.650.738,00	1,72	0,74
MA	250,00	1.152.750,00	1,2	3,38
PI	154,00	710.094,00	0,74	1,57
CE	1.054,00	4.859.994,00	5,08	4,36
RN	279,00	1.286.469,00	1,34	1,68
PB	404,00	1.862.844,00	1,95	1,94
PE	1.223,00	5.639.253,00	5,89	4,57
AL	286,00	1.318.746,00	1,38	1,63
SE	354,00	1.632.294,00	1,7	1,10
BA	1.232,00	5.680.752,00	5,93	7,44
MG	1.961,00	9.042.171,00	9,44	10,21

Continuação da tabela anterior.

UF	Observações	Observações Expandidas	Observações (%)	População Residente (%)
ES	413,00	1.904.343,00	1,99	1,92
RJ	1.678,00	7.737.258,00	8,08	8,09
SP	2.837,00	13.081.407,00	13,66	21,72
PR	1.275,00	5.879.025,00	6,14	5,46
SC	601,00	2.771.211,00	2,89	3,34
RS	1.261,00	5.814.471,00	6,07	5,50
MS	443,00	2.042.673,00	2,13	1,30
MT	551,00	2.540.661,00	2,65	1,60
GO	1.098,00	5.062.878,00	5,29	3,23
DF	933,00	4.302.063,00	4,49	1,43

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do IBGE.

* Observações expandidas com uso do peso do domicílio.

Em linhas gerais, pode-se afirmar que é respeitada a proporcionalidade entre a amostra de imóveis alugados e a população dos estados. Especificamente, nota-se que São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, os estados com grande número de residentes, são aqueles que registram a maior quantidade de observações. Analogamente, Roraima e Amapá, estados com a menor população do país, apresentam poucas informações amostrais.

Em seguida, faz-se necessário detalhar o valor médio do aluguel observado nas 27 unidades federativas do país (gráfico 3), de modo a contrastar tais informações com os resultados a serem apresentados na seção seguinte.

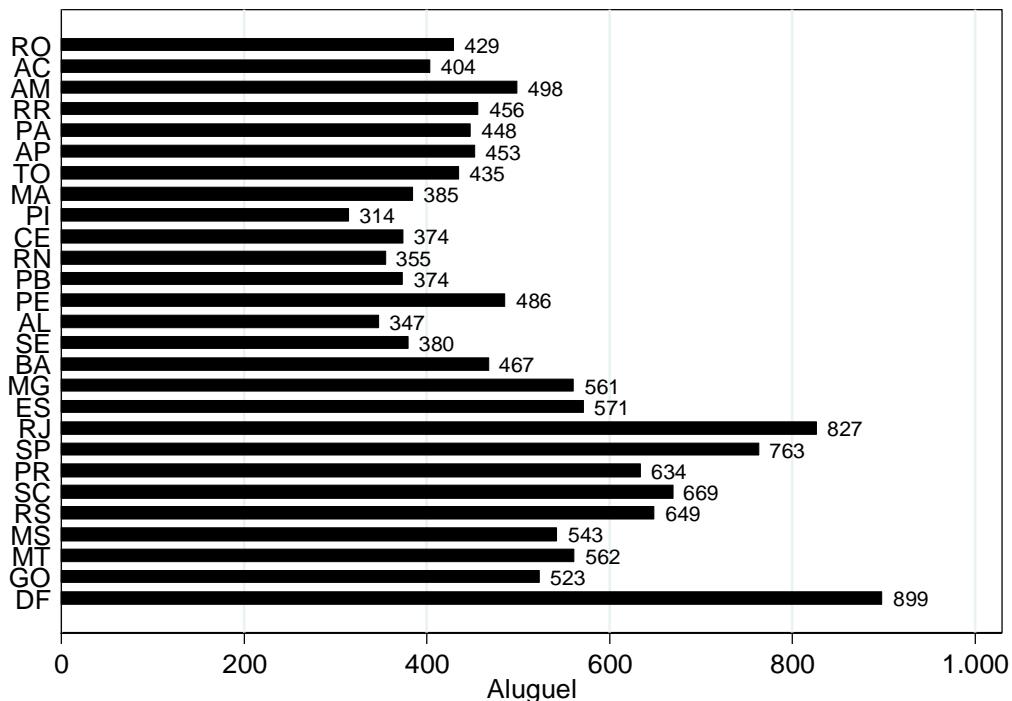


Gráfico 2. Aluguel médio por unidade federativa no ano de 2015.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da PNAD-Domicílios 2015.

Os números acima apresentados indicam a existência de uma grande variação entre os aluguéis médios cobrados no país. Considerando os extremos, tem-se que o preço médio da locação de um imóvel no Distrito Federal é de R\$899,00, o maior do Brasil. Ao passo que há, no Piauí, um aluguel médio de R\$314,00.

Cabe destacar que tais valores são computados a partir de uma média simples e, portanto, não refletem o viés de qualidade do imóvel, mas apenas as interações entre as forças de oferta e demanda atuantes em cada estado.

A título de ilustração, pode-se citar o caso de Brasília, onde a existência do Plano Piloto e as inúmeras medidas restritivas e regulatórias quanto à construção de edificações contribuem para os altos aluguéis praticados na cidade. Nesse sentido, a simples presença desses imóveis na amostra inflam o valor do aluguel médio no Distrito Federal.

Em seguida, torna-se importante apresentar a distribuição assimétrica dos aluguéis como forma de justificar os tratamentos estatísticos realizados para aproximar as observações das condições ideais de simetria. Assim, o gráfico 2 demonstra a densidade de Kernel dos aluguéis.¹¹

¹¹ O Anexo B desta monografia apresenta as densidades de Kernel dos aluguéis em 2015 por estado.

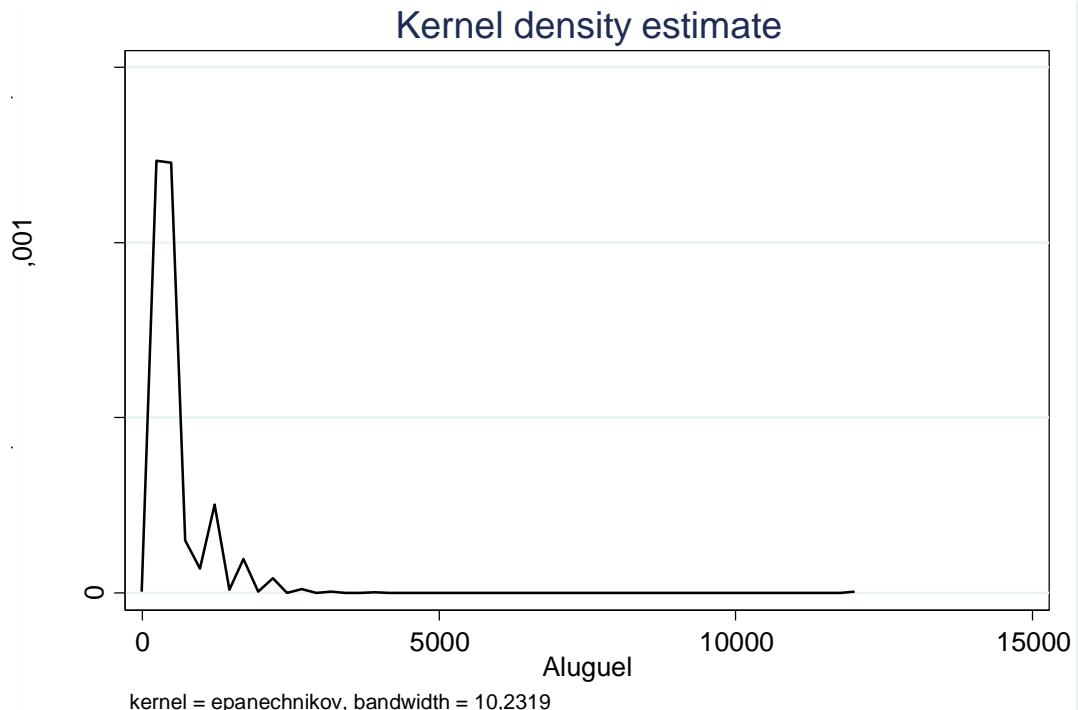


Gráfico 3. Densidade de Kernel para a variável aluguel no ano de 2015.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da PNAD-Domicílios.

De acordo com Silverman (1986), a densidade de Kernel consiste em uma técnica não paramétrica para estimar a probabilidade de distribuição de uma variável aleatória, de modo a suavizar as informações contidas em um histograma. No caso em questão, percebe-se, assim como em outras variáveis de renda, o comportamento assimétrico dos aluguéis no país. Especificamente, nota-se uma maior ocorrência de imóveis locados por valores entre R\$500 e R\$1.000 (primeiro pico), embora seja possível identificar a existência de aluguéis entre R\$1.000 e R\$1.500 (segundo pico) e R\$1.500 a R\$2.500 (terceiro e quarto picos). Ademais, a elevada largura de Kernel (10,23) aponta para uma super-suavização dos dados, o que segundo Wanderley (2013) pode acarretar em prejuízos sobre o conhecimento da real relação entre os dados.

Em maiores detalhes, apesar de não se aplicar ao escopo do presente trabalho, é interessante demonstrar a evolução dos preços dos aluguéis nos últimos anos. Desse modo, valendo-se de dados da PNAD-Domicílios dos anos de 2001 e 2011, estimou-se a densidade de Kernel para cada período, de modo a ilustrar as alterações ocorridas. Cabe destacar que os valores apresentados estão a preços de setembro de 2015.

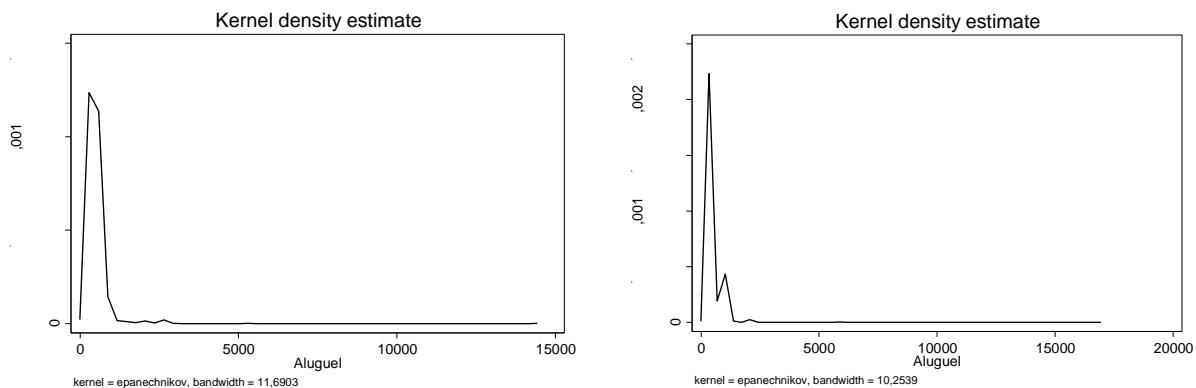


Gráfico 4. Densidade de Kernel para aluguéis em 2001 a preços de setembro de 2015.

Gráfico 5. Densidade de Kernel para aluguéis em 2011 a preços de setembro de 2015.

Fonte. Elaborado pelo autor com dados da PNAD-Domicílios.

Para o ano de 2001, percebe-se, ao contrário da realidade retratada no gráfico 1, o predomínio de imóveis com aluguéis de até R\$1.000, sendo raros os registros de preços de aluguéis acima deste valor. Dez anos depois, nota-se uma tendência de aumento no número de domicílios locados no intervalo de R\$1.000 a R\$1.500.

Por fim, dada a assimetria verificada nos dados, optou-se, por realizar uma mudança de escala nas observações. Tal estratégia, segundo Pino (2014), contribui para a estabilização da variável, a diminuição da assimetria e aproximação da distribuição para o formato gaussiano. Por se tratar de preços, uma variável que assume valores não negativos, foi aplicado o logaritmo neperiano. Ademais, o primeiro e o último percentil da amostra foram desconsiderados, eliminando assim a influência de valores extremos. O gráfico 5 apresenta o formato da distribuição após a realização dos tratamentos citados.

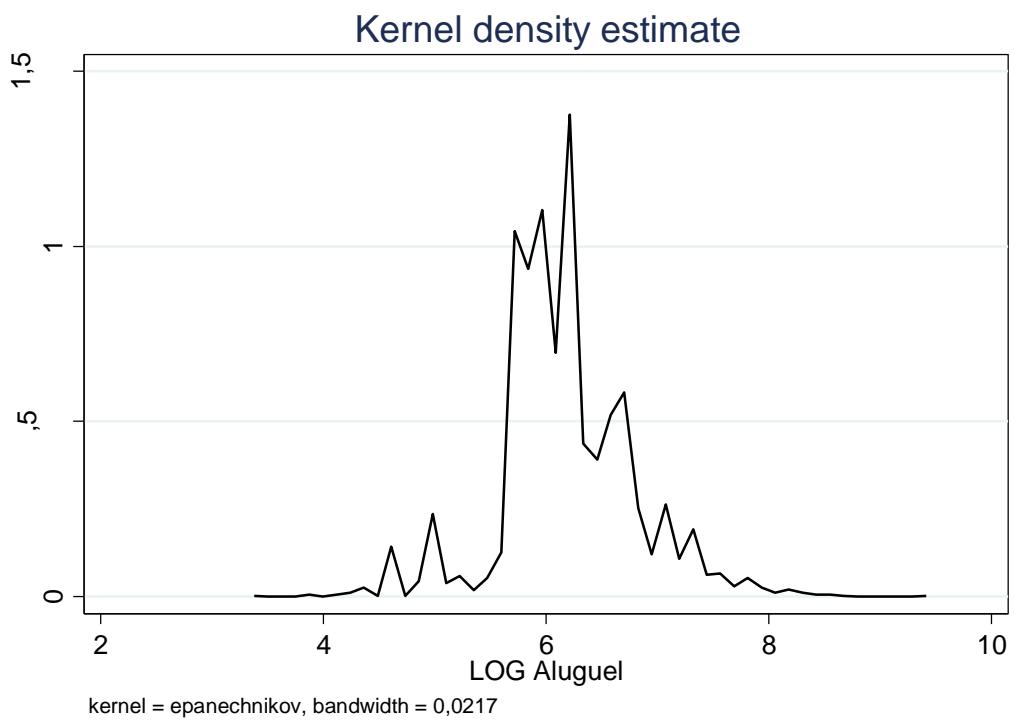


Gráfico 6. Densidade de Kernel para o logaritmo neperiano da variável aluguel no ano de 2015, excluindo o 1º e 99º percentis.

Fonte. Elaborado pelo autor com dados da PNAD-Domicílios.

A análise do gráfico 7 indica um melhor comportamento da distribuição dos aluguéis, aproximando-se do formato de uma normal. Ainda, cabe mencionar a melhora observada na largura de Kernel (0,0217), fato que revela uma melhor suavização dos dados.

Uma vez apresentada a análise descritiva dos dados, tem-se um maior embasamento para as discussões dos resultados que serão apresentados na próxima seção.

6. RESULTADOS E DISCUSSÕES.

Os resultados obtidos a partir da estimação do modelo especificado no capítulo de procedimentos metodológicos representam o diferencial do custo de vida observado entre os estados brasileiros, considerando o Distrito Federal como base de comparação. A escolha por essa unidade federativa se deu em virtude de sua condição de capital do país. Cabe mencionar ainda que os coeficientes retratados nas tabelas desta seção encontram-se em sua forma exponencial¹² – os resultados padrão serão disponibilizados no Anexo deste estudo.

Três versões distintas da expressão 15 foram calculadas. A primeira (I) consiste na regressão do logaritmo neperiano do aluguel contra as características físicas do imóvel, de modo a identificar o quanto tais atributos explicam a variação verificada no preço dos aluguéis. Analogamente, a segunda (II) considera apenas as *dummies* de localização estadual em sua análise, indicando a parcela do comportamento dos aluguéis que pode ser entendida a partir de sua localidade. Já a terceira versão (III) corresponde ao modelo apresentado.

Cabe mencionar que a investigação quanto ao fator de inflação da variância (VIF) descartou a possibilidade de existência de Multicolinearidade¹³. No que se refere a variância do erro, o teste de *Breusch-Pagan* indicou a presença de Heterocedasticia. Tal fato era esperado, uma vez que a partir de determinado nível de renda, um incremento no rendimento domiciliar não necessariamente acarretará em um aluguel mais caro.

Sabe-se que em situações onde a variância dos erros não é constante, as estatísticas *t* e *F* são enviesadas e, portanto, pouco úteis para conduzir inferências estatísticas acerca dos coeficientes estimados. Nesse sentido, para evitar tais problemas, relaxou-se a hipótese de independência entre as observações (x_i) e os erros (e_i), de modo a estimar uma variância robusta que permita utilizar as estatísticas *t* e *F* para analisar a significância dos resultados.¹⁴

Iniciando a análise dos resultados a partir da tabela 1, tem-se que as propriedades físicas dos domicílios explicam 37,62% da variância verificada no preço dos aluguéis. Já para as características geográficas, tal valor é de 16,87%.

¹² Com exceção aos coeficientes da renda domiciliar (já se encontra em elasticidade) e o intercepto.

¹³ A estatística VIF retornou um valor médio de 1,68.

¹⁴ Manual do Usuário STATA, comando *robust*.

Considerando o modelo que engloba ambos atributos (III), pode-se afirmar que a expressão determina 59,88% do movimento dos aluguéis.

Tabela 4. Resultado das regressões.

Variável	Modelo I	Modelo II	Modelo III
Constante	4,5693 (3093,58)*	6,6049 (738,76)*	2,9917 (2199,14)*
Nº cômodos	1,061 (1228,98)*	-	1,060 (1412,27)*
Nº dormitórios	1,0584 (632,97)*	-	1,0199 (268,78)*
Nº banheiros	1,4292 (2552,69)*	-	1,2394 (1815,36)*
Material constr.	1,5395 (297,68)*	-	1,4724 (317,50)*
Acesso a água	1,2528 (1032,39)*	-	1,0740 (346,06)*
Apartamento	1,6956 (4074,22)*	-	1,4386 (3263,70)*
Cômodo	0,9973 (5,71)*	-	1,0219 (48,10)*
Renda domiciliar	-	-	0,2512 (3555,53)*
Zona urbana	-	-	1,4997 (1111,23)*
RO	-	0,5000 (1424,25)*	0,6510 (1227,50)*
AC	-	0,4840 (1142,08)*	0,7091 (719,83)*
AM	-	0,5721 (1215,58)*	0,7445 (901,47)*
RR	-	0,5380 (869,8)*	0,7258 (673,36)*

Continuação da tabela anterior.

Variável	Modelo I	Modelo II	Modelo III
PA	-	0,4893 (1641,65)*	0,7018 (1194,63)*
AP	-	0,5102 (730,99)*	0,7060 (590,66)*
TO	-	0,5017 (1333,80)*	0,6596 (1068,04)*
MA	-	0,4876 (1300,52)*	0,6044 (1056,51)*
PI	-	0,3535 (1339,83)*	0,4641 (1339,18)*
CE	-	0,4331 (2197,02)*	0,5923 (2095,91)*
RN	-	0,3954 (1533,09)*	0,5421 (1568,21)*
PB	-	0,3959 (1599,84)*	0,4974 (1839,60)*
PE	-	0,5312 (1640,60)*	0,6744 (1651,95)*
AL	-	0,3942 (1643,89)*	0,5705 (1551,25)*
SE	-	0,4404 (1566,1)*	0,6090 (1381,93)*
BA	-	0,5029 (1727,4)*	0,6258 (1913,50)*
MG	-	0,6386 (1301,69)*	0,7198 (1520,75)*
ES	-	0,6700 (851,33)*	0,7319 (977,19)*
RJ	-	0,8437 (451,62)*	0,9284 (331,14)*

Continuação da tabela anterior.

Variável	Modelo I	Modelo II	Modelo III
SP	-	0,8603 (460,78)*	1,004 (22,96)*
PR	-	0,7243 (876,58)*	0,7855 (1049,95)*
SC	-	0,8085 (525,51)*	0,8617 (517,60)*
RS	-	0,7489 (784,14)*	0,8016 (930,92)*
MS	-	0,6456 (972,84)*	0,7637 (890,85)*
MT	-	0,6441 (968,05)*	0,7810 (811,72)*
GO	-	0,6309 (1289,46)*	0,7674 (1112,26)*
Nº observações	20.450	20.631	19.979
R ²	0,3762	0,1687	0,5988

Nota: Estatística t-robusta entre parênteses.

*Significativo a 1%.

Apesar do presente estudo ter como variáveis de interesse as *dummies* estaduais, é interessante discutir os coeficientes das características físicas dos imóveis. Primeiramente, cabe destacar que todos as relações encontradas estão em concordância com a literatura. Percebe-se que maiores números de cômodos, dormitórios e banheiros atuam no sentido de elevar o valor do aluguel. Nota-se também que propriedades construídas em alvenaria ou madeira são aproximadamente 47% mais caras que aquelas edificadas a partir de materiais não duráveis. Tem-se ainda que apartamentos apresentam, em média, alugueis 43,86% mais elevados que o de casas, e que o incremento de um ponto percentual na renda domiciliar aumenta o preço do aluguel em 0,25%.

Considerando a situação censitária dos domicílios, os resultados obtidos revelaram que a zona rural é mais barata que a urbana. Para efeitos de comparação,

pode-se afirmar que, considerando uma determinada tipologia de imóvel, seu valor será 49,97% mais caro caso se situe em uma cidade e não no campo.

Os resultados do modelo III apresentam as diferenças relativas de aluguel existente entre as 27 unidades federativas do país. Admitindo o gasto de aluguel como uma proxy do custo de vida, tem-se que os coeficientes encontrados – todos estatisticamente significativos a 1%, sugerem divergências significativas nos custos de se viver nos mais diferentes estados. O mapa apresentado na figura 1 ilustra tal diferencial.

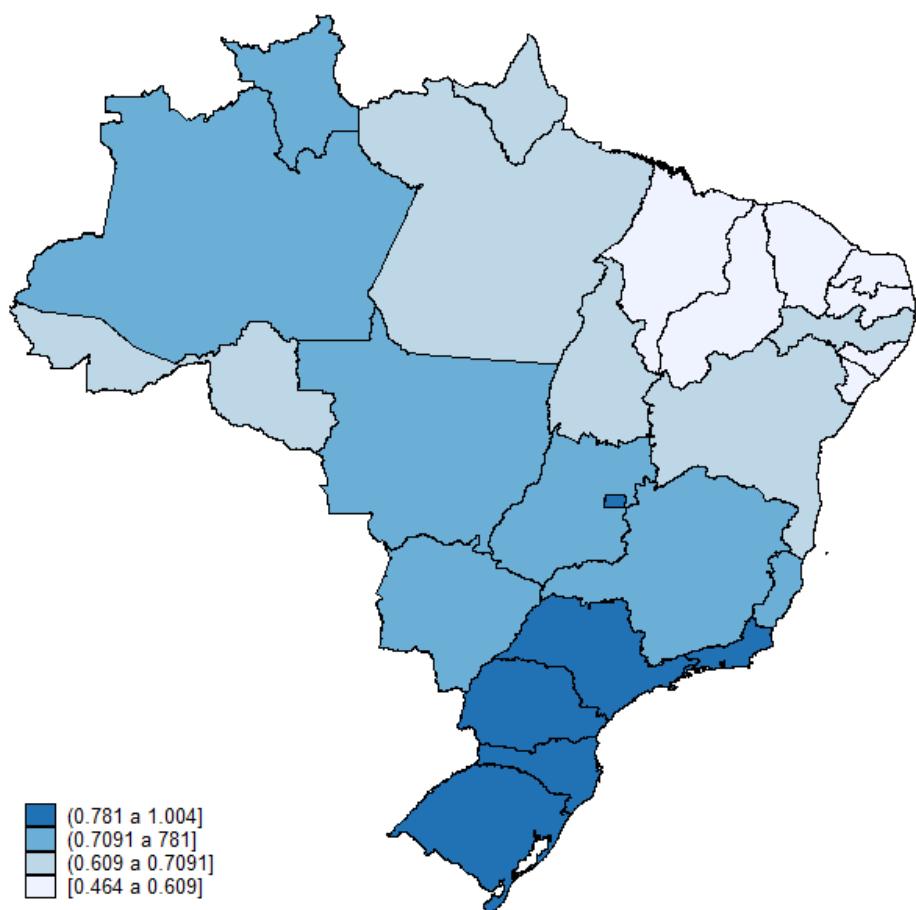


Figura 2. Custo de vida entre os estados brasileiros.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A análise do mapa revela que os custos de vida mais elevados se concentram na região Sul e Sudeste do país. Em primeiro lugar desponta o estado de São Paulo, seguido do Distrito Federal (DF), Rio de Janeiro, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Paraná. Destaca-se também as posições assumidas pelas unidades federativas que compõe a região Centro-Oeste e os estados de Roraima e Amazonas. Já na terceira faixa considerada, aquela que contém estados que são 29 a 39% mais

baratos que a capital, há a presença das demais UFs da região Norte, Bahia e Pernambuco. Por fim, a região mais barata do Brasil é representada pelos estados da região Nordeste.

Em termos específicos, o gráfico abaixo apresenta o índice de custo de vida construído com os resultados do modelo III. O valor do índice para o Distrito Federal é a unidade, visto que é o estado eleito como base para a comparação. Nota-se que ao contrário da situação demonstrada na análise descritiva dos dados, São Paulo é o estado com o custo de vida mais elevado do país, cerca de 0,45% mais caro que o DF. Em contrapartida, o estado mais barato é o Piauí, aproximadamente 53% mais barato que a base.

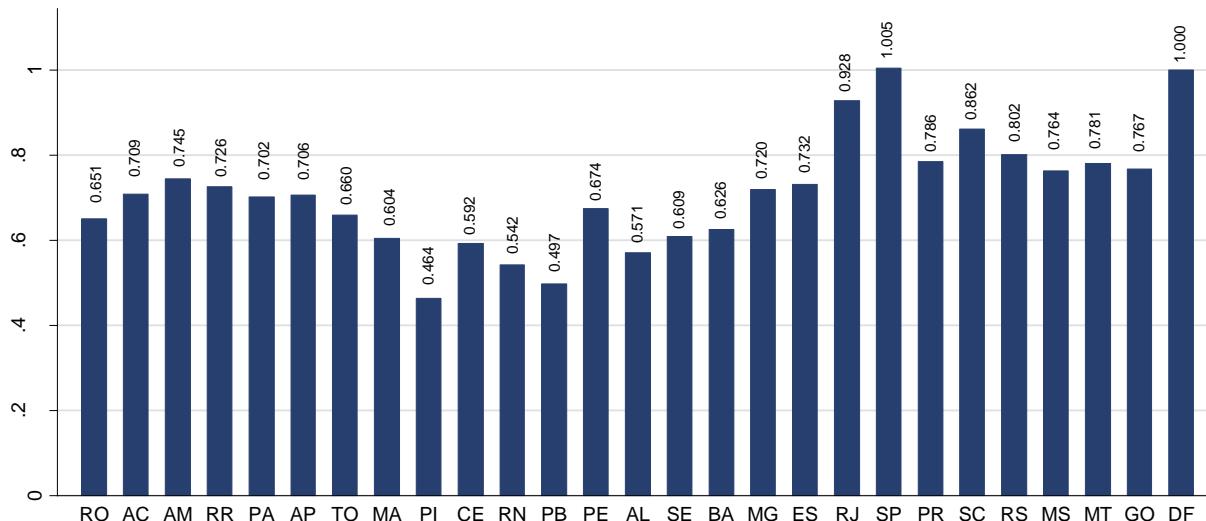


Gráfico 7. Índice de custo de vida para as 27 unidades federativas do Brasil.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Com base nessas informações, pode-se realizar algumas interpretações envolvendo a paridade de poder de compra entre os estados. A título de ilustração, observando o diferencial de custo de vida existente entre Santa Catarina (0,862) e o DF (1,00), tem-se que uma renda de R\$ 100,00 auferida em Brasília no ano de 2015, permitiria, em média, o consumo de uma cesta de bens de R\$ 116,00 em uma cidade catarinense no mesmo ano.

Não obstante, com o intuito de avaliar a robustez dos valores encontrados, torna-se válido comparar os resultados obtidos nesta pesquisa com aqueles

apurados por Menezes, Azzoni e Moreira ¹⁵em 2007, ao utilizarem dados disponibilizados pela POF 2002-2003 para estimar o custo de vida entre as 27 unidades federativas.

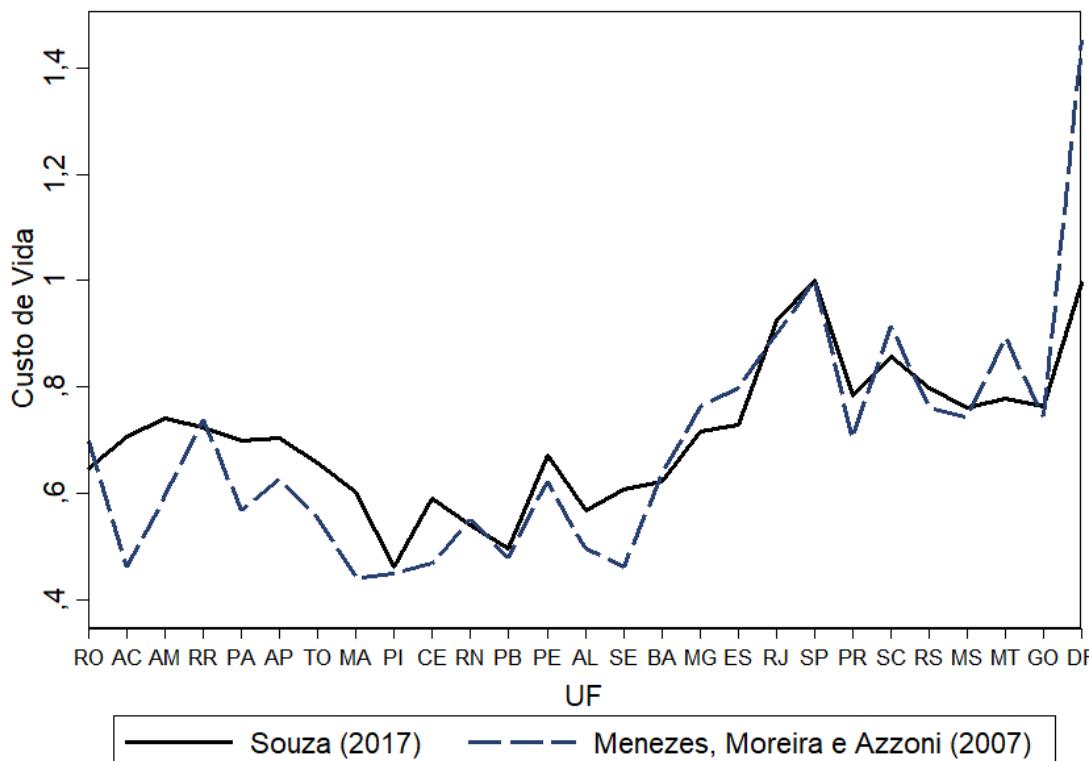


Gráfico 8. Comparação entre os resultados da presente pesquisa e aqueles apresentados em Menezes, Moreira e Azzoni (2007).

Fonte: Elaborado pelo autor.

A análise do gráfico 3 revela que o custo de vida percebido pela população brasileira cresceu nos últimos anos. Tal fato pode ser afirmado ao observar que a linha contínua se encontra, em média, acima da pontilhada. Ademais, nota-se uma boa adequação dos resultados retornados pelo modelo sugerido, uma vez que ambas curvas seguem o mesmo formato. Todavia, cabe apontar para alguns pontos de divergências que deverão ser abordados posteriormente, como os altos custos de vida verificados no Acre e Amazonas e a relativa diminuição do custo de vida de Brasília, quando comparado aos outros estados.

Nesse sentido, a fim de explicar o comportamento dos custos de vida no país, cabe mencionar a alta correlação verificada (0,871) entre o custo de vida de um estado e seu respectivo índice de desenvolvimento humano (IDH). ¹⁶Nesse caso, o

¹⁵ A comparação é realizada a partir dos resultados do Modelo III.

¹⁶ IDH referente ao ano de 2010.

IDH pode ser interpretado como uma amenidade oferecida pela região, representando uma maior qualidade de vida. Desse modo, é possível entender a posição ocupada por estados da região Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste no índice de custo de vida estimado. Contudo, ressalvas são feitas para a situação do Acre e Amazonas, estados que apresentam discrepâncias entre esses indicadores.

Tabela 5. Índice de custo de vida e IDH por UF.

Estado	IDH	Custo de Vida
Distrito Federal	0,824	1,000
São Paulo	0,783	1,005
Santa Catarina	0,774	0,862
Rio de Janeiro	0,761	0,928
Paraná	0,749	0,786
Rio Grande do Sul	0,746	0,802
Espírito Santo	0,74	0,732
Goiás	0,735	0,767
Minas Gerais	0,731	0,720
Mato Grosso do Sul	0,729	0,764
Mato Grosso	0,725	0,781
Amapá	0,708	0,706
Roraima	0,707	0,726
Tocantins	0,699	0,660
Rondônia	0,69	0,651
Rio Grande do Norte	0,684	0,542
Ceará	0,682	0,592
Amazonas	0,674	0,745
Pernambuco	0,673	0,674
Sergipe	0,665	0,609
Acre	0,663	0,709
Bahia	0,66	0,626
Paraíba	0,658	0,497
Pará	0,646	0,702
Piauí	0,646	0,464
Maranhão	0,639	0,604
Alagoas	0,631	0,571

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados dessa pesquisa e dados do Atlas do Desenvolvimento Humano.

Para uma melhor visualização das informações listadas na tabela 2, é apresentado o gráfico de dispersão de pontos do IDH e o índice de custo de vida. Percebe-se uma relação positiva e bem ajustada entre as duas séries, apesar da presença de alguns *outliers* representados pelos estados do Norte acima citados.

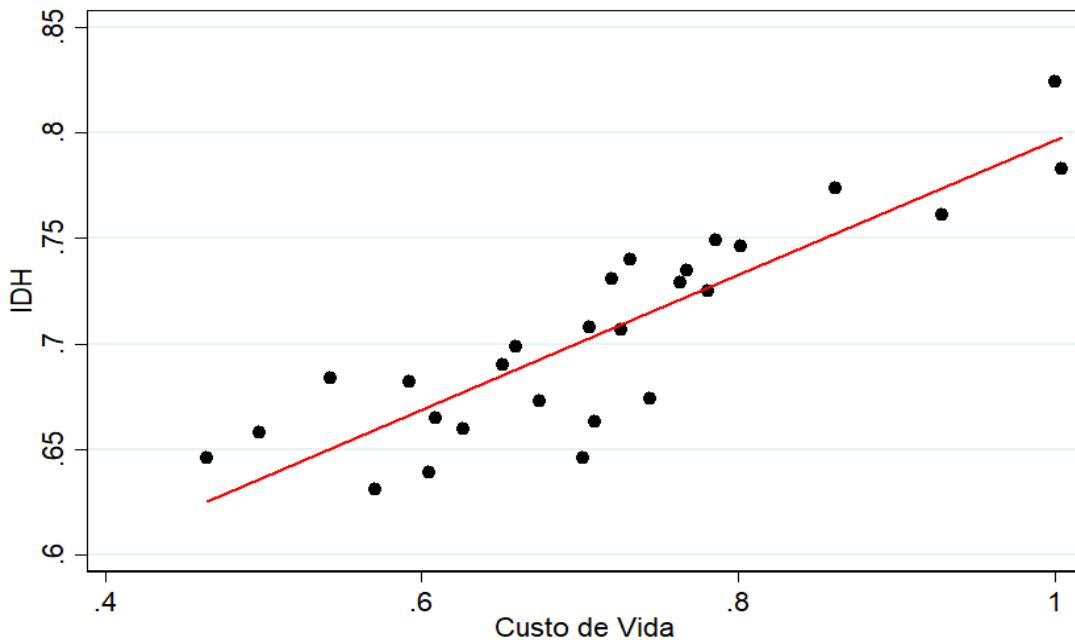


Gráfico 9. Gráfico de dispersão entre IDH e Custo de Vida.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Com base no exposto, é necessário investigar alguns pontos revelados pelo índice estimado, como (i) o fato de São Paulo ser mais caro que o DF, (ii) o elevado custo de se morar nos estados da região Centro-Oeste e (iii) o comportamento apresentado pelo Acre e Amazonas.

No que se refere ao primeiro item, pode-se afirmar que, ao contrário do que é veiculado pela grande mídia, o estado de São Paulo é mais caro que o Distrito Federal. Cabe mencionar que esse resultado também difere daquele encontrado por Menezes, Moreira e Azzoni (2007), oferecendo indícios de que o custo de vida de São Paulo cresceu a taxas maiores que as do DF nos últimos anos.

Primeiramente, deve se levar em consideração a relação existente entre dimensão das cidades e o custo de vida. Como bem apontado na seção “Aluguel como proxy do custo de vida”, quanto maior o tamanho urbano, maiores os custos referentes a moradia, transporte e aquisição de bens e serviços. Nesse sentido, tomando como base a população estimada pelo IBGE para os municípios brasileiros no ano de 2015, tem-se que das 100 maiores cidades do país, 27 se localizam em São Paulo e apenas 1 no Distrito Federal.

Pode-se argumentar ainda que o dinamismo econômico apresentado pelo estado paulista eleva os custos em seus municípios ao propiciar maior renda para o consumo de sua população. De acordo com análise realizada pelo IBGE das contas regionais do ano de 2015, tem-se que São Paulo (1ª) é responsável pela geração de

32,2% do PIB brasileiro, ao passo que o Distrito Federal (8^a) responde por apenas 3,4% do produto nacional.

Por fim, observa-se que entre os anos de 2010 e 2015, a taxa composta de crescimento anual (CAGR) do PIB paulista (1,07%) foi maior que a registrada para o Distrito Federal (1,03%) no mesmo período. A tabela 3 resume as evoluções observadas.

Tabela 6. Evolução do PIB e massa salarial de estados selecionados entre 2010 e 2015, a preços de 2015.

UF e Região	PIB		Salários	
	Crescimento Acumulado (%)	CAGR (%)	Crescimento Acumulado (%)	CAGR (%)
SP	6,57	1,07	13,52	2,14
PR	19,06	2,95	28,50	4,27
SC	15,24	2,39	23,69	3,61
RS	12,62	2,00	19,76	3,05
MS	25,01	3,79	26,29	3,97
MT	34,99	5,13	34,41	5,05
GO	15,67	2,46	26,27	3,96
DF	6,37	1,03	13,73	2,17
AC	16,15	2,53	18,06	2,81
AM	1,14	0,19	15,94	2,49
RR	10,93	1,74	13,36	2,11
AP	19,68	3,04	14,68	2,31
Nordeste	15,45	2,42	22,20	3,40

Fonte: Sistema de Contas Regionais – PIB pela Ótica da Renda – IBGE.

No que diz respeito ao segundo item, verifica-se que os estados do Centro-Oeste ocupam a sétima (MT), oitava (GO) e nona (MS) posição no ranking das UFs mais caras do país. Tal fato pode ser explicado ao analisar a CAGR real do PIB e a massa salarial nesses estados entre 2010 e 2015. Quanto a evolução do produto, tem-se que esses estados apresentaram as maiores taxas de crescimento do período. A título de ilustração, nota-se que o PIB de Mato Grosso evoluiu a uma taxa de 5,13% a.a. Analogamente, o montante de salários pagos nesses estados aumentou de maneira expressiva quando comparado aos demais estados, com taxas de 5,05% (MT), 3,96% (GO) e 3,97% (MT).

Por fim, cabe comentar os resultados obtidos para alguns estados da região Norte. Foi apurado que Roraima e Amapá ocupavam a 12^a e 15^a posição no ranking das UFs com os custos de vida mais elevados do país. Pode-se dizer que tal

situação condiz com o nível de IDH apresentado por esses estados. Ademais, cabe mencionar que a pesquisa realizada por Menezes, Moreira e Azzoni (2007) também apontou para elevados custos de vida nesses estados para a população de mais alta renda.

Contudo, no que tange ao Acre e Amazonas, rejeita-se a hipótese de que o IDH contribua para os elevados custos ali observados. De fato, tem-se que o Acre detém um dos menores indicadores de desenvolvimento humano do país (21^a), mas figura na 14^a posição em termos de custo de vida enfrentado pela população. Já o Amazonas é classificado como o 10º estado mais caro do país, porém encontra-se na 18^a posição no IDH nacional.

Desse modo, explica-se o alto custo de vida associado a esses estados a partir do conceito de “custo amazônico”, um termo que se refere a especificidades apresentadas pela região Norte que atuam no sentido de encarecer o preço dos produtos consumidos pela população. Dentre as especificidades Castro e Castro (2015) destacam (i) a deficiência logística presente na região, (ii) a elevada dependência de hidrovias na escoação de bens, (iii) a comprometida durabilidade de produtos perecíveis em virtude do clima tropical e (iv) as limitações de capital humano.

A título de ilustração, Oliveira et al. (2016) apresentou dados levantados pela Associação Nacional do Transporte de Cargas e Logística em 2014 que revelam o impacto que a deficiência logística do Norte causa no custo das empresas. Em termos numéricos, mostrou-se que essa fragilidade em infraestrutura acarreta em custos de transporte, armazenamento e financeiros até 40% maiores que nas demais regiões do país. Assim, os fretes praticados podem explicar os altos valores apurados no índice de custo de vida para o Acre e Amazonas.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A alocação eficiente de recursos em um sistema econômico depende da existência de um fluxo de informações capaz de auxiliar os agentes econômicos a tomarem suas decisões da melhor forma possível. Uma dessas informações diz respeito às diferenças observadas no custo de se morar em diferentes localidades. Nesse sentido, esta pesquisa objetivou construir um índice de custo de vida, a partir da aplicação de um modelo de preços hedônicos aos dados de gastos com aluguel disponibilizados pela PNAD-Domicílios no ano de 2015.

Diante disso, demonstrou-se a alta correlação existente entre os custos de vida e os aluguéis pagos pelas famílias, de modo a assegurar que o uso do preço do aluguel é uma boa *proxy* para se estimar o diferencial de custos de vida entre os estados brasileiros.

Em seguida, regrediu-se o aluguel dos imóveis contra 7 propriedades físicas, a renda domiciliar, 1 *dummy* para a situação censitária do domicílio e 27 *dummies* para as unidades federativas do país. Os resultados obtidos revelaram que os atributos físicos dos imóveis explicam 37,62% da variância observada nos aluguéis, ao passo que a localização geográfica responde por 16,87% desse movimento. Verificou-se também que os coeficientes das variáveis estruturais utilizadas como controle apresentaram os sinais esperados pela literatura.

No que se refere ao coeficiente das *dummies* estaduais, notou-se que o custo de vida é mais elevado em São Paulo, Rio de Janeiro, Distrito Federal e os estados da região Sul. A região Centro-Oeste é a terceira mais cara, seguida do Norte e Nordeste. Especificamente, tem-se que São Paulo é o estado com o maior custo de vida aproximadamente 0,4% mais caro que o DF. Já o Piauí ocupou a posição do estado mais barato.

A partir da comparação dos resultados obtidos no presente estudo com aqueles apresentados por Menezes, Moreira e Azzoni (2007), foi possível atestar a robustez dos valores encontrados. Ademais, pode-se concluir que o custo de vida no país aumentou nos últimos anos.

Ao explicar o diferencial de custo de vida observado entre os estados, foi mencionado o impacto do Índice de Desenvolvimento Humano, de modo a confirmar a hipótese de que regiões que apresentam uma melhor qualidade de vida e um maior nível de amenidades, também registram os maiores custos para se morar.

Além disso, alguns casos específicos foram explorados, como o fato de São Paulo ser mais caro que o Distrito Federal, os elevados custos de se morar nos estados da região Centro-Oeste e o comportamento inesperado do Acre e Amazonas.

Para a primeira questão, argumentou-se que o estado paulista tem o maior número de grandes cidades, concentra o dinamismo econômico e apresentou um crescimento mais acelerado de seu produto que o DF nos últimos 15 anos.

Quanto ao segundo ponto tratado, pode-se verificar que Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás foram os estados que obtiveram as maiores taxas compostas de crescimento anual do PIB e da massa salarial entre os anos de 2000 e 2015. Fato que pode explicar os altos custos de vida observados na região.

Em seguida, atribuiu-se o descompasso entre custo de vida e IDH nos estados do Acre e Amazonas à problemas logísticos e estruturais conhecidos através do termo “custo amazônico”.

Por fim, cabe mencionar que a presente pesquisa contribuiu para a literatura do tema (i) ao empregar uma base de dados recente e pouco utilizada para estimar custos de vida, ao (ii) gerar informações valiosas para populações residentes em estados que não são acompanhados pelo levantamento de preços do IBGE e (iii) ao demonstrar a heterogeneidade existente no custo de vida das diversas unidades federativas do país.

Contudo, é preciso salientar que maiores investigações a respeito da forma funcional a ser assumida pela função hedônica são necessárias para mitigar a ocorrência de possíveis vieses de estimação. Não obstante, há a possibilidade de incluir um maior número de variáveis controle, como aspectos ambientais referentes ao clima e qualidade do ar e outras amenidades sociais. Tem-se ainda que o presente trabalho não buscou entender o diferencial de custo de vida a partir das diversas classes de renda. Todas essas questões são passíveis de serem utilizadas em estudos futuros.

8. REFERÊNCIAS

- AGUIRRE, A.; DE FARIA, D. M. C. P. **A Utilização de “preços hedônicos” na avaliação social de projetos.** Revista Brasileira de Economia, v. 51, n. 3, p. 21, 1997.
- ALLEN, R.G.D. **Index number in theory and practices.** London, Macmillan, 1975.
- ALMEIDA, A. N.; AZZONI, C. R. **Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996–2014.** Estudos Econômicos, v. 46, n. 1, p. 253-276, 2016.
- ASCHE, F.; BRONNMANN, J. **Price premiums for ecolabelled seafood: MSC certification in Germany.** Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, v. 61, n. 4, p. 576–589, out. 2017.
- ATEN, B. H. **Cities in Brazil: An Interarea Price Comparison.** NBER, p. 211–229, 1 jan. 1999.
- ATEN, B.; FIGUEROA, E.; MARTIN, T. **Regional price parities for states and metropolitan areas, 2006-2010.** Survey of Current Business, Bureau of Economic Analysis, v. 92, n. 8, p. 229-242, ago. 2012.
- ATLAS DO DESENVOLVIMENTO HUMANO NO BRASIL. Índice de Desenvolvimento Humano por Estado, 2013.
- AZZONI, C. A.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. **Comparação da Paridade do Poder de Compra entre Cidades: Aspectos Metodológicos e Aplicação ao Caso Brasileiro.** Pesquisa e Planejamento Econômico, 33(1), 91-126, 2003.
- BACEN – Banco Central do Brasil. **Índice de preços no Brasil.** Série Perguntas Mais Frequentes, vol.2, Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (Gerin), Brasília, 2016.
- BESANKO, D. et al. **Economics of strategy**, 3a. ed. New York, Wiley, 2004.
- BIDERMAN, C. **Forças de atração e expulsão na Grande São Paulo.** Tese (Doutorado). Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2001.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. **A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation.** Econometrica, v. 47, n. 5, p. 1287–1294, 1979.
- CARMO, H. E. **Índices de preços no Brasil: um estudo sobre índices gerais de preços da Fundação Getúlio Vargas.** Cadernos Fecomercio de Economia, n.3, 2005, 40 p.
- CASTRO, F. F. DE; CASTRO, M. R. N. . **A tese do custo amazônico, o novo**

desenvolvimentismo e a política cultural do primeiro governo Dilma. In: RUBIM, A. A. C.; BARBALHO, A. DE A.; CALABRE, L. (Org.). Políticas culturais no governo Dilma (Coleção Cult). 1 ed. Salvador: Edufba, 2015, v. 1, p. 253-277.

CAVALCANTI, E. M.; MENEZES, T. A. Diferencial de custo de vida entre as regiões: um índice baseado em aluguel. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2014.

DATAZAP. Modelos de avaliação automatizada. Disponível em: <http://www.datazap.com.br/servicos.html>. Acesso em: 02 dez. 2017.

DEWENTER, R. et al. Hedonic Prices in the German Market for Mobile Phones. Rochester, NY: Social Science Research Network, 1 set. 2004.

DIEWERT, W. Exact and superlative index numbers. Journal of Econometrics, v. 4, n. 2, p. 115–145, 1976.

____ Index Number. In: EATWELL, J.; MILGATE, P.; NEWMAN, P. (eds). The Palgrave Dictionary of Economics, vol.2. New York. The Macmillan Press, p. 767-780.

____ The early history of price index research. In: DIEWERT, W. E.; NAKAMURA, A. O. (eds). Essays in index number theory. Vol. 1. Amsterdam: Elsevier, 1993a.

____ Index Number. University of British Columbia, Department of Economics, Working Paper n.02, 2006. Disponível em: <https://goo.gl/wpT4tF>. Acesso em: 02 dez 2017.

EUROSTAT. Handbook on residential property prices indices (RPPIs). Eurostat Methodologies & Working Papers, Luxembourg, Publications Office of the European Union, 2013.

FAVA, V. L. Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil. São Paulo: IPE-USP, p. 1-203, 1984.

FÁVERO, L. P. L.; LUPPE, M. R. Modelos de preços hedônicos aplicados ao mercado imobiliário: uma revisão da literatura. Revista de Economia e Administração, v. 5, n. 4, p. 424-448, 2006.

FERNANDES, J.P. Valoração dos atributos de qualidade de veículos Hatchs 1.0. Monografia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2016.

FERREIRA, S. DE F.; RESENDE FILHO, M. DE A. Aplicação do método de preços hedônicos na precificação de atributos raros de peças filatélicas e construção de carteiras eficientes. Estudos Econômicos (São Paulo), v. 40, n. 2, 2010.

GONZALEZ, M. A. S.; FORMOSO, C. T. **Estimativa de modelos de preços hedônicos para locação residencial em Porto Alegre.** Produção, v.5, n.1, p. 65-77, 1995.

HILL, R. **Hedonic price indexes for housing.** OECD Statistics Working Papers, v. 2011, n. 1, OECD Publishing, Paris, 2011.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).** Rio de Janeiro: IBGE, 2001.

____ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).** Rio de Janeiro, IBGE, 2011.

____ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).** Rio de Janeiro, IBGE, 2015.

____ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estimativa da População.** Rio de Janeiro, IBGE, 2015.

____ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Contas Regionais do Brasil - 2015.** Rio de Janeiro: IBGE, 2017.

____ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistemas de Contas Regionais: Brasil 2015**, n.57, Rio de Janeiro, IBGE, 2017, 16 p.

____ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Índice Nacional de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA).** Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/economicas/precos-e-custos>. Acesso em: 02 dez. 2017.

____ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa de Orçamentos Familiares: antropometria, estado nutricional de crianças, adolescente e adultos no Brasil,** Rio de Janeiro, IBGE, 2010, 130p.

IGLIORI, D. **Economia Urbana e Inteligência Imobiliária em São Paulo.** 12 out. 2017. Material apresentado na sessão plenária do 15º Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais (ENABER).

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. PIB estadual per capita. Disponível em: <http://ipeadata.gov.br>. Acesso em: 02 dez. 2017.

KEYNES, J.M. **Treatise on money.** Vol 1. London, Macmillan, 1930.

KRSINICH, F. **Using hedonic regression to assess the housing rentals component of the New Zealand consumers price index.** In: New Zealand Association of Economists conference, Wellington, Nova Zelândia, 2011.

KONÜS, A. A. **The problem of the true index of the cost of living.** Econometrica,

vol.7, n.1, p. 10-29, 1939.

KOO, J.; PHILLIPS, K. R.; SIGALLA, F. D. **Measuring Regional Cost of Living.** Journal of Business & Economic Statistics, v. 18, n. 1, p. 127–136, 2000.

LANCASTER, K. J. **A New Approach to Consumer Theory.** Journal of Political Economy, v. 74, n. 2, p. 132–157, 1 abr. 1966.

LIMA, L. M. DE. **Valorização de atributos de qualidade no preço de ônibus do estado de São Paulo.** Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.

MACHADO, A. G.; DE OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIEDO, R. S. **Pesquisa em índices de preços: evolução histórica e principais métodos de cálculo.** Revista de Economia da UEG, Vol. 6, No 1 (2010).

MARTIN, T.; ATEN, B.; FIGUEROA, E. **Estimating the price of rents in regional price parities.** BEA Working Papers, Bureau of Economic Analysis, 2011.

MARTINS-FILHO, C.; BIN, O. **Estimation of hedonic price functions via additive nonparametric regression.** Empirical Economics, v. 30, n. 1, p. 93–114, 1 maio 2005.

MENEZES, T. **Custo de vida regional e convergência de renda per capita entre as regiões metropolitanas brasileiras.** Tese de Doutorado Não Publicada. Instituto de Pesquisa Econômica (IPE-USP), Universidade de São Paulo, São Paulo, 1999.

MENEZES, T. A.; MOREIRA, G. R. C.; AZZONI C. R. **Diferenças em gastos com aluguel entre estados, tipos de área e níveis de renda familiar no Brasil.** Brasília: IPEA, v. 2, p. 329-346. maio, 2007.

MORETTIN, P. A.; BUSSAB, W. de O. **Estatística Básica,** 8^a edição, Editora Saraiva. São Paulo, 2013, 586 p.

NEILL, H. R.; HASSENZAHL, D. M.; ASSANE, D. D. **Estimating the Effect of Air Quality: Spatial versus Traditional Hedonic Price Models.** Southern Economic Journal, v. 73, n. 4, p. 1088–1111, 2007.

OH, K.; LEE, W. **Estimating the value of landscape visibility in apartment housing prices.** Journal of Architectural and Planning Research, v. 19, n. 1, p. 1–11, 2002.

OLIVEIRA, R. R ; ZATTA, F. N. ; BOTH, L. P. ; ROSA, J. P. **Amazônia legal e os desafios logísticos: estudo longitudinal de caso em uma agroindústria.** In: ENEGEP - XXXVI Encontro Nacional De Engenharia De Produção, 2016, Fortaleza, CE.

PNAD. Pesquisa nacional por amostra de domicílios : síntese de indicadores 2015 . IBGE, Coordenação de Trabalho e Rendimento. - Rio de Janeiro : IBGE, 2016, 108p.

PINO, F. A. **A questão da não normalidade: uma revisão.** Revista de Economia Agrícola, São Paulo, v. 61, n. 2, 2014. p. 17-33.

RAO, D. P. **The country-product-dummy method: A stochastic approach to the computation of purchasing power parities in the ICP.** In: SSHRC Conference on Index Numbers and Productivity Measurement, 30, 2004, Vancouver, Anais...2004.

RAO, D. S. P.; TIMMER, M. P. **Purchasing Power Parities for Industry Comparisons Using Weighted Elteto-Koves-Szulc (EKS) Methods.** Review of Income and Wealth, v. 49, n. 4, p. 491–511, 1 dez. 2003.

ROSEN, S. **Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition.** Journal of Political Economy, v. 82, n. 1, p. 34–55, 1974.

SEABRA, D.M.S.; AZZONI, C. R. **Custo de vida comparativo para os distritos das 100 maiores cidades brasileiras.** Informações FIPE, Temas em Economia Aplicada, n. 417, p.12-24, jun. 2015.

SILVERMAN, B. **Density estimation for statistics and data analysis.** Chapman & Hall/CRC, 1986, 176 p.

SIMONSEN, M. H. **Macroeconomia.** V. 1. Rio de Janeiro: APEC, 1976.

STATAcorp. **Stata Statistical Software: Release 14.** College Station, Texas: StataCorp LP, 2015.

STATAcorp. **Stata: user's guide.** Release 14. College Station, Stata Press, 2015, 429p.

VAN VEELEN, M.; VAN DER WEIDE, R. **A Note on Different Approaches to Index Number Theory.** The American Economic Review, v. 98, n. 4, p. 1722–1730, 2008.

WALLACE, N. E. **Hedonic-based price indexes for housing: theory, estimation, and index construction.** Economic Review, p. 34–48, 1996.

WANDERLEY, M. F. B. **Estudos em estimativa de densidade por Kernel: métodos de seleção de características e estimativa do parâmetro suavizador.** Tese de Doutorado. Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013.

WAUGH, F. V. **Quality Factors Influencing Vegetable Prices.** Journal of Farm Economics, v. 10, n. 2, p. 185–196, 1928.

WILLIAMS, F. M. **Factors to be Considered in Measuring Intercity and Interregional Differences in Living Costs.** Journal of the American Statistical Association, v. 35, n. 211, p. 471–482, 1940.

WOOLDRIDGE, J. **Introductory econometrics: a modern approach.** 2 Ed. Thomson Southwestern, Ohio, 2003, 863 p.

ANEXOS

ANEXO A

Tabela 7. Coeficientes estimados.

Variável	Modelo I	Modelo II	Modelo III
Constante	4,5693 (3093,58)*	6,6049 (738,76)*	2,9917 (2199,14)*
Nº cômodos	0,0595 (1228,98)*	-	0,0584 (1412,27)*
Nº dormitórios	0,0567 (632,97)*	-	0,0197 (268,78)*
Nº banheiros	0,3571 (2552,69)*	-	0,2147 (1815,36)*
Material constr.	0,4315 (297,68)*	-	0,3869 (317,50)*
Acesso a água	0,2253 (1032,39)*	-	0,0714 (346,06)*
Apartamento	0,5280 (4074,22)*	-	0,3637 (3263,70)*
Cômodo	-0,0026 (5,71)*	-	0,0217 (48,10)*
Renda domiciliar	-	-	0,2512 (3555,53)*
Zona urbana	-	-	0,4053 (1111,23)*
RO	-	-0,6931 (1424,25)*	-0,4291 (1227,50)*
AC	-	-0,7256 (1142,08)*	-0,3436 (719,83)*
AM	-	-0,5583 (1215,58)*	-0,2950 (901,47)*
RR	-	-0,6197 (869,8)*	-0,3204 (673,36)*

Continuação da tabela anterior.

Variável	Modelo I	Modelo II	Modelo III
PA	-	-0,7146 (1641,65)*	-0,3541 (1194,63)*
AP	-	-0,6729 (730,99)*	-0,3480 (590,66)*
TO	-	-0,6896 (1333,80)*	-0,4161 (1068,04)*
MA	-	-0,8946 (1300,52)*	-0,5034 (1056,51)*
PI	-	-1,0396 (1339,83)*	-0,7675 (1339,18)*
CE	-	-0,8367 (2197,02)*	-0,5263 (2095,91)*
RN	-	-0,9276 (1533,09)*	-0,6122 (1568,21)*
PB	-	-0,9265 (1599,84)*	-0,6982 (1839,60)*
PE	-	-0,6326 (1640,60)*	-0,3938 (1651,95)*
AL	-	-0,9307 (1643,89)*	-0,5611 (1551,25)*
SE	-	-0,8199 (1566,1)*	-0,4959 (1381,93)*
BA	-	-0,6872 (1727,4)*	-0,4686 (1913,50)*
MG	-	-0,4483 (1301,69)*	-0,3288 (1520,75)*
ES	-	-0,4003 (851,33)*	-0,3121 (977,19)*
RJ	-	-0,1699 (451,62)*	-0,0742 (331,14)*

Continuação da tabela anterior.

Variável	Modelo I	Modelo II	Modelo III
SP	-	-0,1504 (460,78)*	0,0046 (22,96)*
PR	-	-0,3225 (876,58)*	-02414 (1049,95)*
SC	-	-0,2124 (525,51)*	-0,1487 (517,60)*
RS	-	-0,2980 (784,14)*	-0,2211 (930,92)*
MS	-	-0,4374 (972,84)*	-0,2695 (890,85)*
MT	-	-0,4397 (968,05)*	-0,2471 (811,72)*
GO	-	-0,4605 (1289,46)*	-0,2647 (1112,26)*
Nº observações	20.450	20.631	19.979
<i>R</i> ²	0,3762	0,1687	0,5988

Fonte: Elaborado pelo autor.

ANEXO B

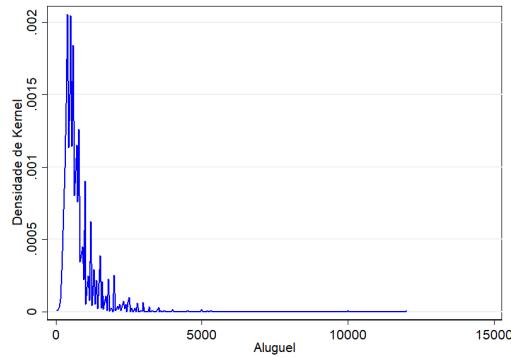


Gráfico 10. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de São Paulo em 2015.

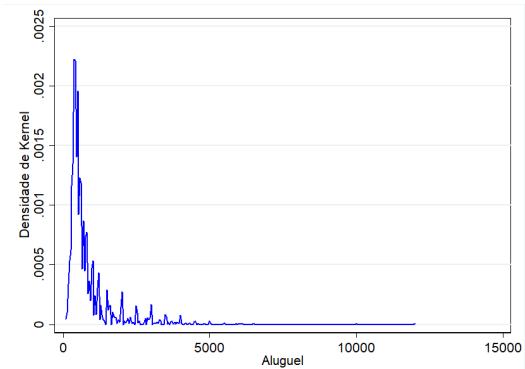


Gráfico 11. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Rio de Janeiro em 2015.

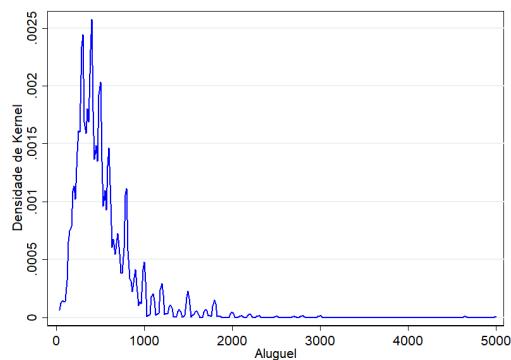


Gráfico 12. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Minas Gerais em 2015.

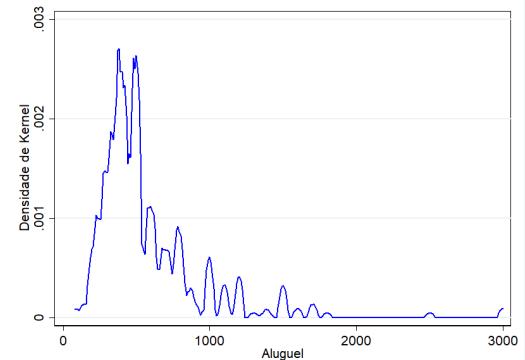


Gráfico 13. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Espírito Santo em 2015.

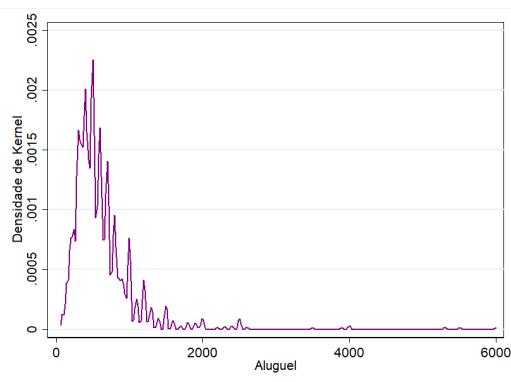


Gráfico 14. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Paraná em 2015.

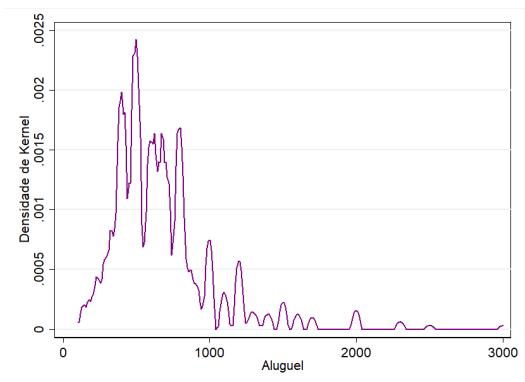


Gráfico 15. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Santa Catarina em 2015.

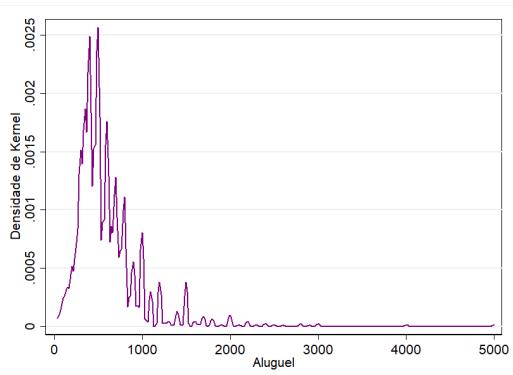


Gráfico 16. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Rio Grande do Sul em 2015.

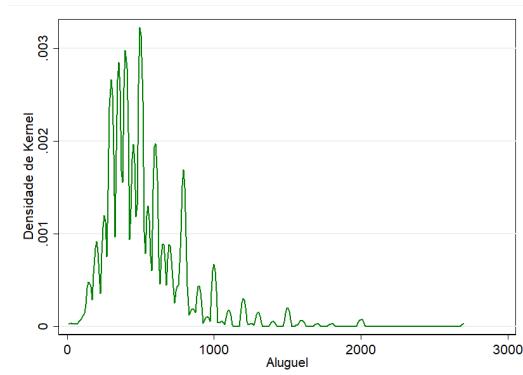


Gráfico 17. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Goiás em 2015.

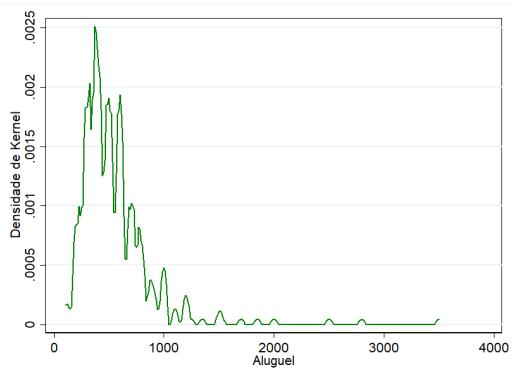


Gráfico 18. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Mato Grosso em 2015.

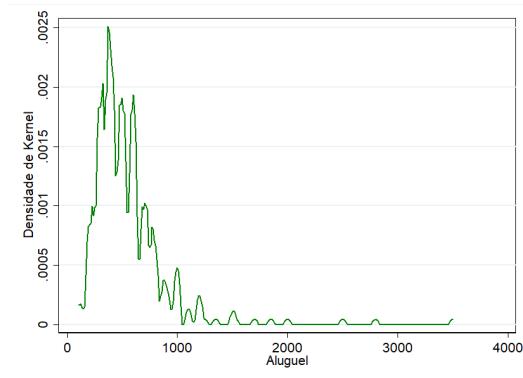


Gráfico 19. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Mato Grosso do Sul em 2015.

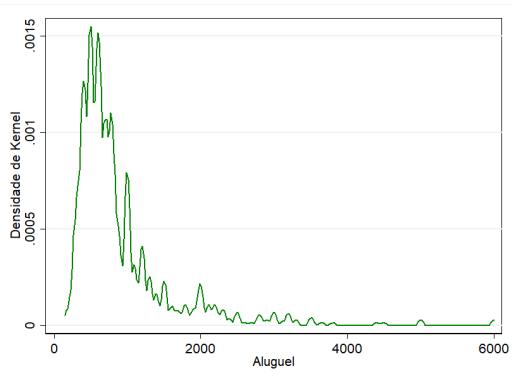


Gráfico 20. Densidade de Kernel para aluguéis no Distrito Federal em 2015.

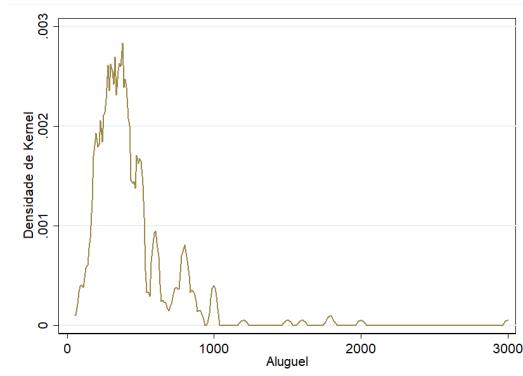


Gráfico 21. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Rondônia em 2015.

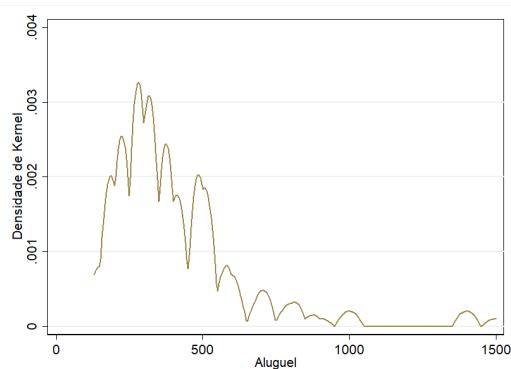


Gráfico 22. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Acre em 2015.

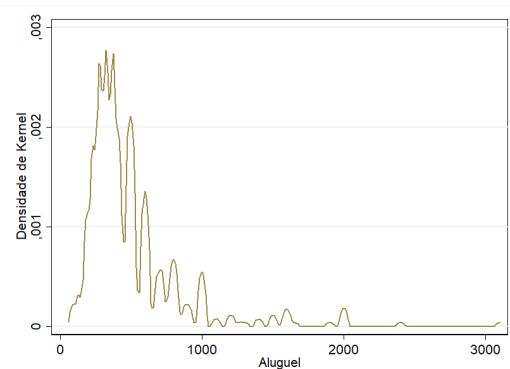


Gráfico 23. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Amazonas em 2015.

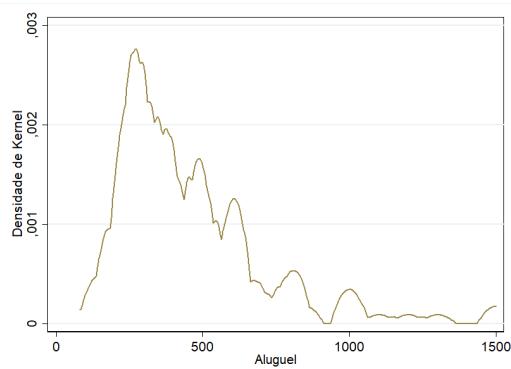


Gráfico 24. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Roraima em 2015.

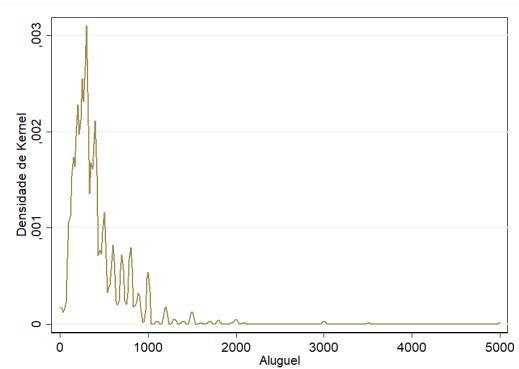


Gráfico 25. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Pará em 2015.

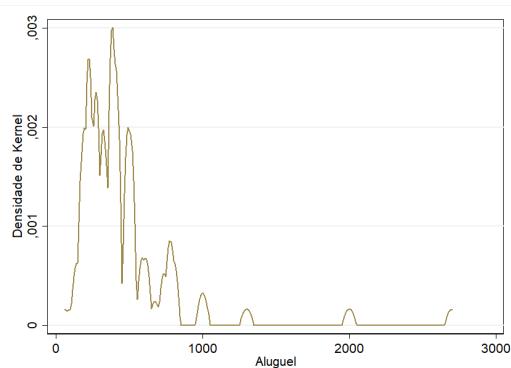


Gráfico 26. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Amapá em 2015.

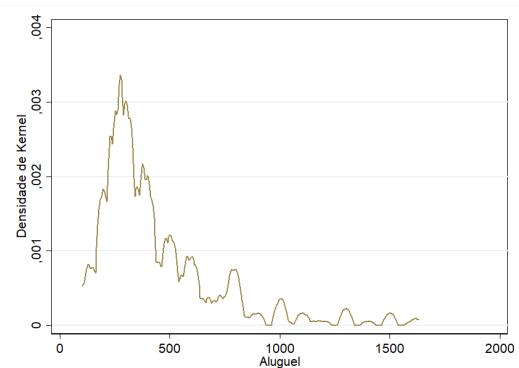


Gráfico 27. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Tocantins em 2015.

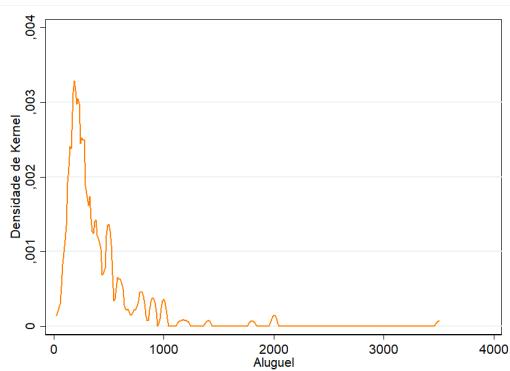


Gráfico 28. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Maranhão em 2015.

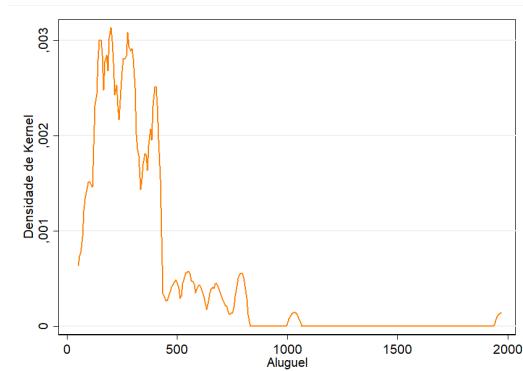


Gráfico 29. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Piauí em 2015.

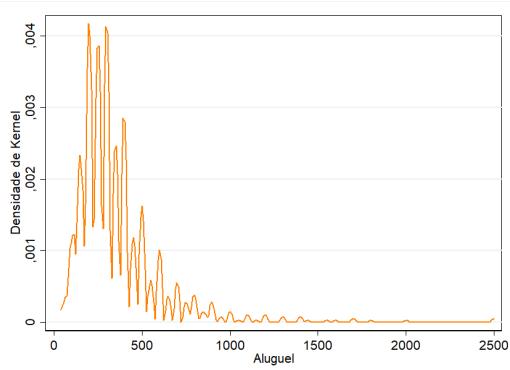


Gráfico 30. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Ceará em 2015.

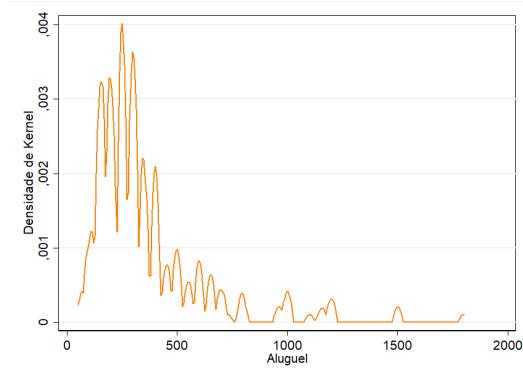


Gráfico 31. Densidade de Kernel para aluguéis no estado do Rio Grande do Norte em 2015.

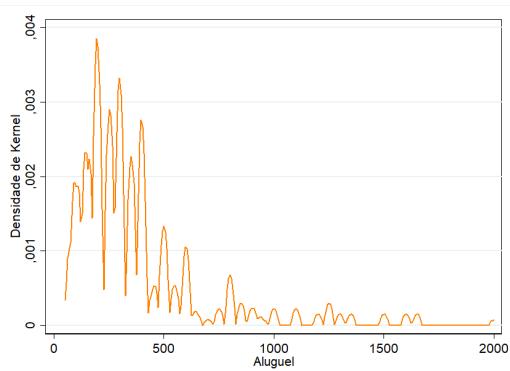


Gráfico 32. Densidade de Kernel para aluguéis no estado da Paraíba em 2015.

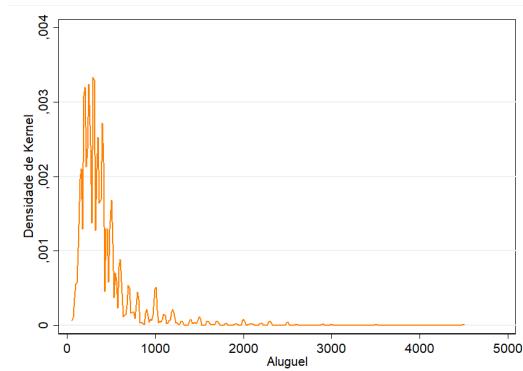


Gráfico 33. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Pernambuco em 2015.

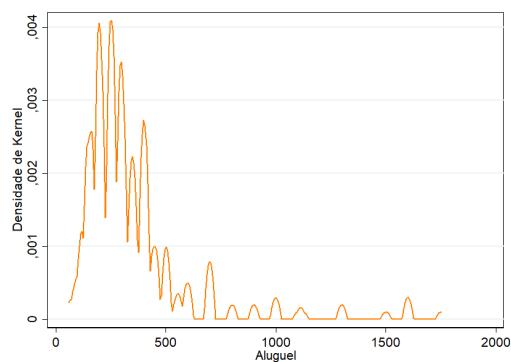


Gráfico 34. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Alagoas em 2015.

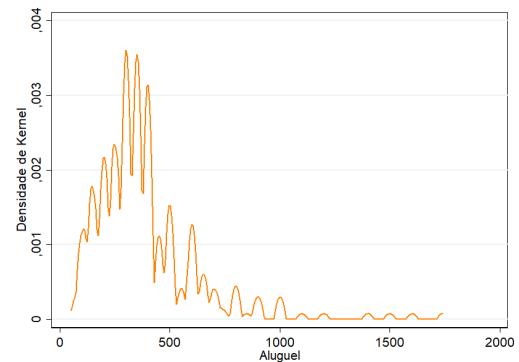


Gráfico 35. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Sergipe em 2015.

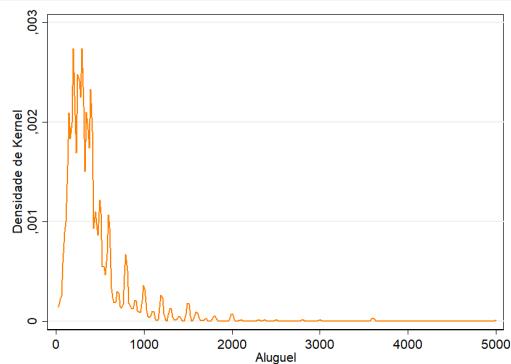


Gráfico 36. Densidade de Kernel para aluguéis no estado de Alagoas em 2015.