



XIX ENCONTRO NACIONAL DA ANPUR
Blumenau - SC - Brasil

TRIBUTAÇÃO E DINÂMICA IMOBILIÁRIA: UMA ANÁLISE COMPARATIVA PARA AGLOMERAÇÕES URBANAS BRASILEIRAS

Fábio Henrique Florindo Amano (Universidade Federal de São João del-Rei) - henriquefabio205@gmail.com
Mestrando em Desenvolvimento, Planejamento e Território (PGDPLAT) pela UFSJ.

Renan Pereira Almeida (Universidade Federal de São João del-Rei) - renan@ufs.edu.br
Doutor em Economia, com ênfase em Economia Urbana e Regional, pelo Cedeplar/UFMG. Professor no Departamento de Ciências Econômicas (DCECO) e do Programa em Desenvolvimento, Planejamento e Território (PGDPLAT) da UFSJ.

TRIBUTAÇÃO E DINÂMICA IMOBILIÁRIA: UMA ANÁLISE COMPARATIVA PARA AGLOMERAÇÕES BRASILEIRAS

Resumo: Dada a crescente demanda por infraestrutura e serviços sociais, decorrente do processo de urbanização, o debate entre tributação fundiária e preço dos imóveis é crucial para se investigar possibilidades de recuperação de receitas para o poder público local. Partindo do resgate da relação causal entre tributos sobre o solo urbano e preço de venda dos imóveis, este trabalho traz uma abordagem empírica para investigar essa relação. Para tal, foram usados dados de 2019 de anúncios, cobrindo 20 municípios das aglomerações de Belo Horizonte (MG), Brasília (DF), Salvador (BA), Vitória (ES), Cachoeiro de Itapemirim (ES) e Criciúma (SC). Os resultados das estimações corroboram a hipótese de que o valor do IPTU é fracamente correlacionado ao valor final de venda dos imóveis, enquanto vagas de garagem são fortemente. Ademais, boa parte da variabilidade dos preços imobiliários foi explicada por questões no nível do município como volume de crédito concedido pela CEF e tamanho populacional.

1. INTRODUÇÃO

Diante da crescente demanda por infraestrutura e serviços sociais, decorrente do processo de urbanização que se estende pelo mundo (BRENNER; SCHMIDT, 2014; MONTE-MÓR, 2006), muitas cidades, inclusive no Norte Global, têm falhado na busca de recursos próprios para atendê-la. Adicionalmente, as medidas de austeridade fiscal, que vinham condicionando as finanças públicas locais pelo mundo nos anos pré-pandemia (ALDAG; KIM; WARNER, 2019; CARVALHO JUNIOR, 2017) – e continuam no Brasil –, adicionaram pressões sobre os governos sub-nacionais. Nesse contexto, os impostos sobre a propriedade da terra urbana são reconhecidos como uma das principais fontes de receita a nível local, sendo a forma mais praticada e estável de financiamento municipal (THEODORE, 2019). Tal imposto incide sobre terras e construções, e por conta disso, possui benefícios fiscais e extrafiscais, como a

distribuição de ônus e bônus da urbanização, o combate à especulação imobiliária, e a promoção de novas centralidades urbanas (DE CESARE, 2006).

Para o caso brasileiro, apesar da importância do Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU), sabe-se que os valores venais – que constituem a base para aplicação do imposto – são profundamente defasados dos valores praticados pelo mercado imobiliário. Quando as prefeituras aventam a possibilidade de uma atualização da Planta Genérica de Valores, os gestores locais são pressionados, principalmente pelo capital imobiliário, sob o argumento de que incrementos no IPTU desestimulariam a dinâmica imobiliária, e, que esses aumentos seriam repassados aos contribuintes finais. Em contraposição, há um racional teórico que explica como esse tributo afetaria os proprietários fundiários, mas não os consumidores finais de imóveis¹ (GEORGE, [1879] 2006; FOLDVARY & MINOLA, 2017; SMOLKA & GOYTIA, 2019).

Nesse sentido, ainda há uma lacuna de estudos empíricos no tocante aos efeitos da tributação sobre o preço dos imóveis, principalmente em termos de resultados e para mais de uma localidade. Portanto, pretende-se averiguar, por meio da análise do mercado imobiliário em diferentes partes do país, se existem evidências que sustentem a relação entre tributação fundiária e preço imobiliário. Em específico, o estudo propõe-se a: i) resgatar o debate na literatura sobre preços dos imóveis e tributação imobiliária; ii) descrever a base de dados, as variáveis e os métodos utilizados no estudo; iii) comparar diferentes recortes da base de dados, definidos de acordo com a atualização da PGV de cada município, a fim de investigar possíveis influências nas estimações dos preços, e iv) verificar se há uma relação estatisticamente significativa entre níveis do valor do IPTU e preço dos imóveis.

Além desta seção introdutória, o trabalho está dividido em mais quatro seções. A segunda seção busca discutir os principais pontos acerca da literatura sobre o tema proposto.

¹ Tal argumento, que fundamenta a hipótese desse trabalho, tem sido chamado de neutralidade tributária – isto é, acréscimos em tributos sobre a terra teriam efeitos neutros sobre o preço final de venda dos imóveis construídos, ou seja, seriam não-inflacionários.

A terceira seção apresenta a metodologia empírica do trabalho, primeiro descrevendo a base de dados - Netimóveis, uma rede de anúncios de imóveis com presença nacional - e as variáveis do modelo, para em seguida detalhar as técnicas utilizadas (regressão e regressão hierárquica).

A quarta seção apresenta os principais resultados do estudo, realizando uma breve análise descritiva das variáveis utilizadas no modelo, para então discutir os resultados estatísticos/econométricos obtidos por meio dos modelos de regressão. Por fim, a quinta seção tece os comentários finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Renda da Terra e Tributação Imobiliária

Com o avanço da urbanização no mundo contemporâneo (BRENNER; SCHMIDT, 2014; CASTRIOTA; TONUCCI, 2018), a busca por um enquadramento teórico dos processos das dinâmicas imobiliárias em escala urbano-regional tem se tornado necessária. Apesar da renda da terra ter sido estudada ao longo dos séculos para o caso agrário, a dimensão urbana ainda apresenta desafios teóricos e metodológicos, que abrem espaço para pesquisa. O termo esteve presente nas obras de autores clássicos da Economia Política, como Smith, Ricardo e Marx, e em Von Thünen (1823). Tal categoria pode oferecer uma abordagem única do urbano, permitindo o estudo de diversos fenômenos, como a hierarquização dos usos do solo, o processo de segregação/fragmentação espacial e a análise do comportamento dos preços imobiliários nas cidades (ABRAMO, 2012; ALMEIDA; MONTE-MÓR, 2017; AMANO; ALMEIDA, 2021; BORRERO, 2002; BOTELHO, 2008). Portanto, o tema contribui com a literatura, na forma de instrumento de análise urbana-regional.

Dentro da discussão teórica de renda da terra, o termo “terra” inclui todos os recursos naturais, ie., considera-se não apenas as áreas sólidas, mas também a água, os minerais e as florestas. O fluxo de pagamentos pelo uso da terra é chamado de “renda da terra”. Esse termo possui inúmeras interpretações, podendo ser definido como a renda que o proprietário de terras recebe pelo

direito o que sistema capitalista lhe confere enquanto proprietário (AMANO; ALMEIDA, 2021; HAILA, 1990; HARVEY, 1974).

Embora originalmente o conceito de renda da terra se referisse ao caso agrícola, a passagem ao conceito para o caso urbano – renda da terra urbana – já foi feita por autores marxistas e neomarxistas ao longo do século XX (JARAMILLO, 2009).

Diante disso, a avaliação da renda da terra urbana pode ser expressa de duas formas. A primeira diz respeito ao valor capitalizado de aluguel pago pelo uso durante determinado prazo fixado previamente. A segunda é o preço de transferência ou valor de mercado da terra, que é adquirido com o título para se tornar proprietário. Considerando um modelo em que há proprietários de terra urbana, capitalistas construtores de moradia/espço comercial, investidores financeiros/especuladores fundiários, e consumidores/residentes em geral, temos que o preço da terra em relação ao aluguel de terras para um único período de tempo é expresso pela Equação 1 (FOLDVARY; MINOLA, 2017):

$$p = \frac{r}{i} \quad (1)$$

Em que, p é preço da terra, r é o aluguel da terra e i corresponde a taxa de juros anual (descontando os efeitos da inflação). Caso o preço da terra (p) tenha um imposto t , essa relação é apresentada pela Equação 2 (FOLDVARY; MINOLA, 2017):

$$p = \frac{r}{i + t} \quad (2)$$

Com a introdução do imposto t , o preço da terra p é reduzido. A lógica dessa transformação é que o imposto afeta negativamente a rentabilidade desse ativo, e, portanto, tem efeito similar ao efeito dos juros. Em outras palavras, quanto maior for o nível do aluguel pago pelo direito ao uso de uma propriedade imobiliária, maior será seu preço; quanto mais altos forem os juros de um ativo comparativo ao imóvel (por exemplo, um título público livre de risco), menor será o preço da terra; e quanto maior for o tributo, menor o preço da terra, já que os investidores/proprietários/especuladores preferirão outros ativos que tenham

menor incidência tributária. Duas conclusões podem ser tiradas dessa transformação (da Equação 1 para a 2). Em primeiro lugar, o futuro comprador da terra não paga pelo imposto, pois o proprietário o absorve completamente, ou seja, há uma compensação para o comprador via redução do preço da terra pelo aumento da carga tributária. Neste ponto, a teoria pressupõe que no processo negocial entre proprietários de terra e construtores, a tributação incidiria sobre os primeiros e aconteceria no período de venda da terra para os construtores. Há também, implicitamente, a pressuposição de que é possível separar essas 3 categorias – proprietários, construtores e trabalhadores/consumidores, como é feito desde os economistas clássicos³. Em segundo lugar, esse exercício algébrico evidencia que o imposto com alíquota de 100% não é inteiramente confiscatório no caso da terra. Isso se deve ao imposto, que nesse caso é um percentual sobre o valor de mercado da propriedade (p), e não sobre o fluxo de renda da terra (r). Desse modo, à medida que a alíquota do imposto se eleva, a base de cálculo reduz, impedindo a captura de toda a renda da terra por parte do governo.

Tideman (1995) aponta os três principais fatores que influenciam a renda da terra urbana, e por consequência, o preço da terra urbana: o valor atribuído à natureza, o valor atribuído aos serviços públicos e o valor atribuído às atividades privadas. O primeiro surge das vantagens naturais de um local em relação aos demais. Tais vantagens são conhecidas como “atributos de vizinhança”, estes incluem o clima, a vista, a água, a localização em relação a outros imóveis, etc. Os efeitos dos atributos de vizinhança e bens públicos sobre a renda da terra podem ser mensurados por funções de preços hedônicos que exploram os preços implícitos por cada atributo (ROSEN, 1974). O segundo está relacionado aos bens públicos, como infraestrutura e segurança (TIDEMAN, 1995). O terceiro é o aumento da presença de população e atividades econômicas relevantes. Nesse sentido, as cidades prósperas tem maior renda da terra, ao contrário de outras onde exista declínio econômico (FOLDVARY; MINOLA, 2017).

³ Basicamente, a discussão acerca da neutralidade tributária pressupõe que o tributo relacionado à terra será repassado do capitalista/construtor para o proprietário de terra, e não para o trabalhador/consumidor. Embora a separação em classes seja válida, são necessárias pesquisas adicionais para investigar até que ponto esse arranjo se sustenta para aglomerações urbanas brasileiras.

A avaliação do preço da terra urbana com preços hedônicos é uma das alternativas disponíveis hoje. Nesse caso, busca-se estabelecer um modelo preditivo com uso de regressão, no qual o preço de mercado é determinado por características tangíveis dos imóveis, além de fatores externos. Tal modelo baseia-se na precificação genérica e em massa de bens (ROSEN, 1974).

A regressão resulta na correlação condicional de cada característica escolhida. Em seguida, essas medidas são calculadas contra o preço de transação. Assim, os preços hedônicos são gerados, sendo a principal resposta ao preço subjetivo da propriedade. Ademais, as técnicas de regressão hedônica podem ser usadas para decompor o preço em dois componentes: terra e imóvel. No nível municipal, a divisão do valor global da propriedade contribuiu para o processo tributário, pois, em muitos casos, as alíquotas do imposto se diferenciam entre os dois componentes. E, com relação ao nível nacional, alguns países contratam agências estatísticas para a construção de bases com valor do terreno do imóvel, reunindo essas informações no Sistema de Contas Nacionais (SCN). A referida informação também pode interessar o proprietário, que se torna ciente do valor da decomposição, visto que os componentes estruturais depreciam, e a terra não. Apesar da importância dessa repartição, a abordagem exige informações detalhadas das características dos imóveis para gerar modelos que expliquem de 85 a 89% da variação dos preços de venda dos imóveis contidos na base de dados (DIEWERT; SHIMIZU, 2014; DIEWERT; HAAN; HENDRIKS, 2015).

Além da aplicação na valoração imobiliária, a modelagem hedônica também é usada por desenvolvedores, proprietários e operadores. Trata-se de uma importante ferramenta, que auxilia na escolha de qual característica de construção adiciona mais valor ao preço de transação. Os resultados obtidos norteiam esses profissionais e ajudam na tomada de decisão (MONSON, 2009). De forma resumida, essa relação é expressa por:

$$\text{Preço de Mercado} = f(\text{características de construção \& outros fatores de influência}) \quad (3)$$

Vale lembrar, contudo, que a forma mais rigorosa de se tratar a relação entre mudanças na tributação e mudanças nos níveis de preços de imóveis seria

fazendo um exercício analítico do tipo antes e depois (diferenças-em-diferenças) para localidades que tiveram alterações em alíquotas, ou que fosse possível calcular completamente o efeito da capitalização negativa do imposto sobre o preço do imóvel. Como será detalhado à frente, nenhuma das duas opções estavam disponíveis para o caso brasileiro, no qual não há séries históricas consolidadas e consistentes para preços dos imóveis em várias metrópoles simultaneamente, nem há um índice nacional de preços de imóveis. Mesmo para casos locais específicos, as séries podem não ser longas o suficiente para se discutir apropriadamente todos os efeitos de uma capitalização para um bem cuja vida útil pode passar dos 50 anos.

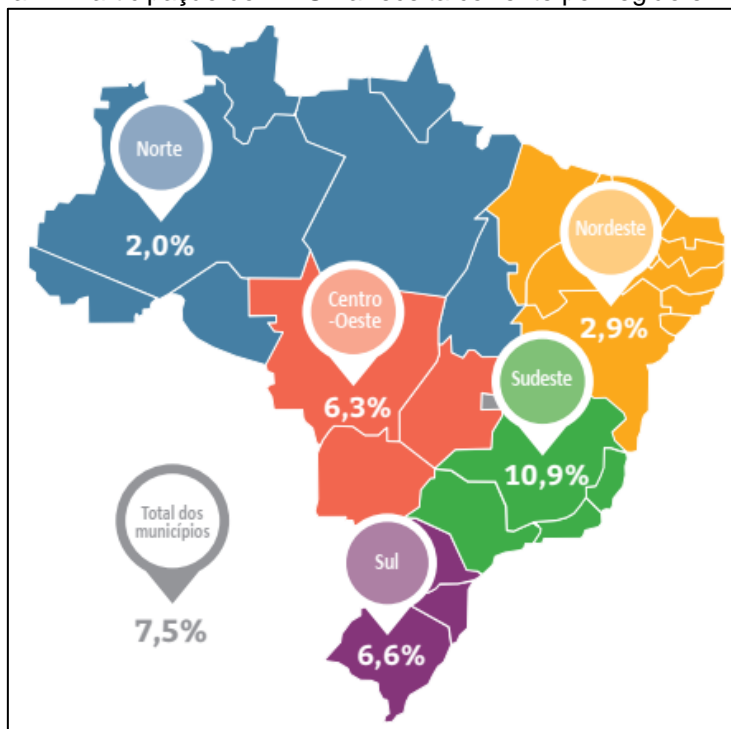
2.2.2 Tributação Imobiliária no Brasil: O caso do IPTU

O Brasil é um dos únicos países da América Latina que atribui aos governos municipais a responsabilidade de estabelecer isenções e fixar taxas, além da autonomia perante a administração – cadastro, avaliação, determinação, arrecadação e cobrança - do principal imposto imobiliário, o IPTU. Esse imposto incide sobre a riqueza, sendo classificado como imposto patrimonial, cuja fundamentação está na capacidade contributiva. A base de cálculo é o valor venal do imóvel, ou seja, o somatório do valor do terreno com o valor atribuído à edificação. Desse modo, a determinação da base é estimada levando-se em conta o preço provável do imóvel no mercado, a partir dos dados registrados no cadastro imobiliário municipal. O valor final do imposto é definido pela aplicação de uma alíquota ao valor venal do imóvel (AFONSO; CASTRO, 2014; AFONSO; ARAUJO; NÓBREGA, 2013; DE CESARE; CAVALCANTI, 2015).

No ano de 2018, os municípios com mais de 500 mil habitantes arrecadaram conjuntamente R\$ 25,55 bilhões, em termos percentuais isso equivale a 57,2% de todo o montante nacional. Por outro lado, os municípios com menos de 20 mil habitantes arrecadaram apenas 3,1% do imposto (ANUÁRIO MUTI CIDADES, 2020). Já a análise por região leva a um padrão parecido com a situação vista no nível de arrecadação (Figura 1). As regiões Norte e Nordeste contam com apenas 2% e 2,9% da participação do IPTU na

receita, respectivamente. Apesar disso, a região Nordeste, segundo dados do IBGE para 2018, contava com 56.760.780 habitantes, o equivalente a 27, 2% da população do Brasil. Em contraste, a região Sudeste apresenta 10,9% da arrecadação total, valor cinco vezes superior ao Norte e três vezes ao Nordeste. Em seguida, tem-se as regiões Centro-Oeste e Sul na camada intermediária, ambas apresentando valores na casa dos 6%.

Figura 1 - Participação do IPTU na receita corrente por região em 2018



Fonte: Anuário Multi Cidades (2020). Elaborado por Aequus Consultoria com base nos dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Notas: (1) não inclui Brasília; (2) os dados de IPTU contabilizam suas multas, juros e receitas com a dívida ativa.

Nos municípios com menos de 20 mil habitantes, o IPTU representa 1,4% da receita corrente, naqueles com mais de 500 mil habitantes essa parcela é de 13,3%. Como já mencionado, os municípios maiores contam com base tributária mais ampla, além de abrigarem imóveis com alto padrão, que refletem diretamente na receita do imposto. Adicionalmente, contam com maior recurso para gestão tributária, o que possibilita a modernização da estrutura de arrecadação, assim como o combate à sonegação fiscal. Por fim, os municípios com mais participação do IPTU na sua própria receita corrente são: Xangri-Lá - RS (43%), Arroio do Sal - RS (36,6%), Praia Grande -SP (31,9%), Capão da

Canoa - RS (31,8%), Guarujá - SP (31,8%), Matinhos - PR (31,1%), Bertioga - SP (26,5%), Guaratuba - PR (26%) e Pontal do Paraná - PR (25%). Tais municípios compartilham características em comum: são cidades litorâneas e/ou voltadas ao turismo. Dessa forma, contam com quantidade elevada de hotéis, pousadas e outros imóveis de alto padrão, impactando diretamente na arrecadação (ANUÁRIO MUTI CIDADES, 2020).

Por sua universalidade, o IPTU é chamado de “condomínio da cidade” em parte da literatura e por parte dos gestores públicos. Nesse sentido, o imposto deveria promover a cidadania por meio do reconhecimento dos contribuintes sobre seu papel no financiamento dos gastos públicos. Entretanto, isso depende fundamentalmente da economia política de cada município.

Além dos benefícios fiscais, o IPTU apresenta finalidades extrafiscais, ou seja, seu uso vai além da obtenção de recursos financeiros para o custeio municipal. Devido as suas características e a forma como é instituído, o imposto pode ser uma ferramenta para contribuir para o desenvolvimento urbano sustentável, bem como o ordenamento territorial.

Além disso, há possibilidades de recuperação de “mais-valias fundiárias”⁵. A Constituição Federal de 1988 prevê, nesse caso, a aplicação da contribuição de melhoria. Apesar disso, este instrumento ainda é pouco usado no país, por conta de restrições legais e dificuldades técnicas de sua aplicação, que idealmente deve envolver uma PGV relativamente atualizada e confiável para mensurar o impacto de uma dada obra pública sobre os preços da terra urbana em determinada região. Nesse sentido, o IPTU pode ser uma boa alternativa para a recuperação dos investimentos em obras públicas, mas para isso é necessária a captação efetiva da valorização imobiliária, com a atualização da PGV, um empecilho para a maioria das cidades pequenas e de médio porte. Mesmo com potenciais virtudes, os impostos sobre a propriedade são pouco populares por conta da sua natureza direta e real. A experiência na Colômbia é um bom exemplo de implementação desse tipo de imposto sem a forte presença de pressão política. No país, o poder público municipal garantiu ao contribuinte

a avaliação do próprio imóvel, a fim de atualizar os valores oficiais dos imóveis. Desse modo, a participação popular no orçamento público tornou a tributação mais eficiente e aceita pela população (CARVALHO JR., 2006; DE CESARE; FERNANDES; CAVALCANTI, 2015; SMOLKA; BIDERMAN, 2011).

Outro ponto a ser destacado é a isenção do IPTU, concedida em função de interesse social, setorial ou econômico, e normatizada por uma lei municipal. Como exemplo, presente na base de dados deste artigo, pode-se citar o município de Belo Horizonte, que em sua Lei nº 5.839/1990⁶ isenta imóveis localizados em área classificada como Zona de Especial Interesse Social (ZEIS), unidades habitacionais produzidas por políticas de habitação para pessoas de baixa renda, imóveis tombados pelo município por meio de deliberação de seus órgãos de proteção do patrimônio histórico, imóveis ocupados por entidade de assistência social ou de educação infantil sem fim lucrativo, e imóveis ocupados como templo de qualquer culto por entidades religiosas que desenvolvam atividades socioassistenciais.

Além disso, algumas prefeituras fornecem desconto no valor do imposto. Uma tendência mundial crescente é o chamado IPTU verde, instrumento de proteção e preservação do meio ambiente aliado à natureza extrafiscal do tributo. No Brasil, o município de Salvador é conhecido pela implantação dessa ferramenta, com sistema de pontos baseado nas iniciativas de construção disponíveis no Anexo I do Decreto 25.899/2015.

Diante de tantos desafios, a tributação sobre a propriedade no Brasil, com ênfase na propriedade imobiliária urbana, ainda é um dos principais meios de financiamento das despesas locais, perdendo apenas para o Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS)⁷ (AFONSO, JOSÉ ROBERTO; CASTRO, 2014).

⁶ Procede à reavaliação das isenções, incentivos e benefícios fiscais, de acordo com o art. 21 do ato das disposições constitucionais transitórias da lei orgânica do município de Belo Horizonte.

⁷ Após dois períodos de queda na arrecadação (2015 e 2016), devido à crise econômica, o ISS se recuperou em 2017, com taxa de elevação real de 2,9%, alcançando uma receita de 60,51 bilhões. Em 2018 com variação de 5,7%, esse valor chegou a R\$ 63,96 bilhões, em valores

3. METODOLOGIA

3.1 Base de dados

O estudo tem como principal fonte de dados a Rede Netimóveis para o ano de 2019. Portanto, não era possível um estudo que envolva séries temporais, como mencionado anteriormente. Essa base reúne informações de mais de 150 imobiliárias distribuídas em 10 estados do Brasil (Bahia, Ceará, Distrito Federal, Espírito Santo, Minas Gerais, Paraíba, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Santa Catarina), além de uma unidade em Portugal, fruto da expansão internacional da empresa iniciada em 2019. Portanto, a rede é considerada um dos maiores portais imobiliários do país, com mais de 100 mil imóveis cadastrados. Sendo assim, a empresa atua no formato negócio-negócio, isto é, os associados compartilham sua carteira de imóveis, e, em contrapartida, o site divulga o anúncio de compra, venda ou locação do imóvel.

Nesse sentido, a base de dados extraída, para o referido ano, conta com 6502 observações e 28 colunas. A amostra contempla 20 cidades de 4 aglomerações urbanas metropolitanas e 2 polos regionais, presentes em todas as regiões do Brasil, exceto a Norte. Na Bahia, Aglomeração Urbana de Salvador (Lauro de Freitas e Salvador); no DF, Aglomeração Urbana de Brasília (Águas Claras, Brasília e Samambaia); no Espírito Santo, Aglomeração Urbana de Vitória (Guarapari, Serra, Vila Velha e Vitória) e o polo regional de Cachoeiro de Itapemirim; em Minas Gerais, Aglomeração Urbana de Belo Horizonte (Belo Horizonte, Contagem, Ibirité, Lagoa Santa, Nova Lima, Ribeirão das Neves, Sabará, Santa Luzia e Vespasiano); e em Santa Catarina, o polo regional de Criciúma⁸.

corrigidos pelo IPCA. Em contrapartida, o recolhimento do IPTU totalizou R\$ 44,67 bilhões em 2018, incremento de 6,1% em relação a 2017 (ANUÁRIO MUTI CIDADES, 2020)..

⁸ Embora Criciúma seja legalmente definida como região metropolitana pela legislação do Estado de Santa Catarina, aqui adota-se uma abordagem baseada no trabalho do *REGIC* (IBGE), que classifica a rede urbana brasileira desde os anos 1960. Nessa perspectiva, considera-se um conjunto de variáveis (população, oferta de serviços diversos, interconexões de transporte, entre

A seleção dessas cidades se deu em função, principalmente, da abundância de dados. Usa-se a expressão “aglomeração urbana” porque os dados disponíveis não possuíam cobertura suficiente para todos os municípios que compõem oficialmente as Regiões Metropolitanas. O polo regional pode trazer evidências se as características das cidades médias do interior são distintas das demais. No país, outros estudos urbanos empíricos sobre o mercado imobiliário (ALMEIDA, 2020; ALMEIDA; MONTE-MÓR; AMARAL, 2017) já usaram a base da Netimóveis e alternativas como a FipeZap (BERTONCELLO *et al.*, 2019; SOUZA; COSTA; SILVA, 2018). Além disso, bases similares (*asking prices* ou *list price*) são comumente vistas em estudos internacionais (CHIARAZZO *et al.*, 2014; WINKE, 2017). Vale lembrar que essa base fornece uma visão sobre o mercado formal das áreas estudadas, uma vez que anúncios de imobiliárias não captam bem a informalidade, tão presente e importante para as metrópoles latino-americanas.

As principais variáveis são descritas na Tabela 1. Seguindo a literatura de preços hedônicos, a variável dependente (preço dos imóveis) tem como controle um conjunto de características dos imóveis (área, número de quartos, número de suítes, número de banheiros, número de vagas de garagem e valor do condomínio). Adicionalmente, afim de testar os efeitos do imposto sobre os preços, acrescenta-se a variável IPTU na análise. Apesar da presença de variáveis de recorte regional (estado, cidade e bairro), a base da Netimóveis não conta com controles de proximidade, como a distância em relação a regiões mais valorizadas, praias, parques e escolas, nem variáveis binárias referentes à vista privilegiada ou presença de luz solar, quadra ou varanda, sendo uma das suas principais limitações.

Ainda, foram incluídas variáveis de bases externas. Tais variáveis estão ligadas a oferta e demanda de imóveis, e constituem um outro nível de análise, o municipal. Primeiramente, tem-se as variáveis renda per capita e população, advindas do último Censo Demográfico (2010). Em seguida, foi inserida a

outras) para definir a posição de uma cidade na rede urbana brasileira e sua capacidade de polarização. Vale notar que Santa Catarina tem um total de 11 regiões metropolitanas, sendo o 2º estado com maior número dessa forma de governança no Brasil, o que não é refletido no porte dos seus arranjos populacionais.

variável volume de financiamento municipal da Caixa Econômica Federal, extraída de dados do Banco Central. Nesse caso, justifica-se a exclusão de outros bancos devido à preponderância da cobertura da CEF no financiamento imobiliário nas cidades analisadas. Por último, tem-se a variável proporção de imóveis financiados, calculada a partir da variável binária “financiamento” da própria Netimóveis.

Tabela 1 - Descrição das variáveis

Variável	Descrição	Fonte
Preço	Preço do imóvel	Netimóveis
IPTU	Valor do IPTU (anualizado)	Netimóveis
Estado	Nome do estado	Netimóveis
Cidade	Nome da cidade	Netimóveis
Bairro	Nome do Bairro	Netimóveis
Financiamento	Variável Binária diferenciando os anúncios que aceitam financiamento e os que não aceitam	Netimóveis
Quartos	Número de quartos	Netimóveis
Suítes	Número de suítes	Netimóveis
Banheiro	Número de banheiros	Netimóveis
Vagas de Garagem	Número de vagas de garagem	Netimóveis
Area	Área do imóvel	Netimóveis
Valor do Condomínio	Valor do condomínio	Netimóveis
Tipo_do_imovel	Tipo construtivo	Netimóveis
Renda_Per_Capita	Renda per capita do município	Censo Demográfico
População	Número de habitantes do município previsão 2019	IBGE Cidades
Volume_Crédito	Volume de crédito disponível no município de acordo com a Caixa econômica Federal	Banco Central
N_Financiamento	Proporção de imóveis financiados no município a partir da variável "Financiamento"	Netimóveis

Fonte: Elaboração própria. Censo Demográfico (2010), Banco Central (2019), IBGE Cidades (2017) e Netimóveis (2019).

A extração dos dados é feita por *web crawlers*, robôs que mineram as informações contidas no site, como: as características dos imóveis, o preço e o valor de tributos imobiliários. É importante ressaltar que os dados devem ser tratados antes de qualquer estimação, pois isso pode evitar possíveis inconsistências nos resultados. Vale destacar que o trabalho utiliza apenas a

tipologia “apartamentos”, devido a sua representatividade e importância no conjunto de dados. Os principais procedimentos adotados foram:

- i. Remoção das cidades que apresentaram menos de 30 observações.
- ii. Detecção de amostras repetidas;
- iii. Aplicação de filtros nas variáveis:
 - Área: valores inferiores à 9 m² e superiores a 9000 m².
 - Preço: valores inferiores ou iguais a R\$ 0,00 e superiores a R\$ 10.000.000,00.
- iv. Correção de valores extremos não capturados pelos filtros.
- v. Correção de nomes, caso exista problemas dessa natureza.
- vi. Deflação dos dados de preços pelo Índice Geral de Preços – Mercado (IGP-M/FGV) janeiro de 2020.

Após tais correções, restaram 6502 observações. É fundamental notar que a variável de IPTU advinda da Netimóveis é declarada baseada nas alíquotas e nos valores venais das PGV's das prefeituras, enquanto as variáveis de preços são variáveis de ofertas de mercado. Portanto, essas 2 variáveis (valor do IPTU e preço do apartamento) tem origens diferentes e são desfasadas temporalmente nesta base, sendo o valor do IPTU mais antigo que as variáveis de preço, que refletem as condições de mercado em cada momento.

Afim de compreender a influência da atualização das PGV's nas futuras estimações, a análise fez uso de três recortes da base de dados com base na legislação do IPTU de cada município. O primeiro é a base completa, incluindo todos os municípios. O segundo contém apenas os municípios que apresentam defasagem nesse quesito - o critério definido para defasagem é a atualização da PGV em período anterior à 2013. Já o terceiro, é formado pelos municípios restantes, com a PGV atualizada recentemente.

Mesmo com esses cuidados metodológicos, o trabalho ainda considera o problema da separação da endogenia entre preço do imóvel e valor do imposto. Tal dificuldade pode tornar os resultados estimados por MQO mais frágeis, especialmente, quando se define alguma variável *proxy* para representar serviços públicos, como no teste da hipótese de Tiebout ou a capitalização do

imposto de propriedade (BATISTA, 2014). Para amenizar problemas dessa natureza, tem-se a defasagem temporal entre a PGV e os preços, mencionada anteriormente. Além da modelagem hierárquica em dois níveis, discutida logo a seguir, que apresenta controles no nível municipal, sem influência no nível de unidade (imóvel). Nesse sentido, a base de dados extraída não serve para investigar a capitalização ou testar essa hipótese, sendo ela um “retrato do tempo”. Portanto, o estudo busca tratar apenas da correlação condicional entre níveis de IPTU, características dos imóveis e localização dentro da rede urbana-regional do Brasil.

3.2 Análise hierárquica

As estruturas hierárquicas de dados estão presentes em estudos de várias áreas. Geralmente, caracterizam-se por unidades experimentais agrupadas em outras unidades ainda maiores, que podem formar ou não novos grupos. Na maioria dos casos, a hierarquia é algo intrínseco da população de estudo. Um exemplo de ampla aplicação dessa técnica está na análise de sistemas educacionais, por conta da estrutura presente nesse tipo de dado, na qual, os estudantes são agrupados em classes, e as classes agrupadas em escolas. Nesse sentido, tais estruturas podem ser investigadas pelos modelos lineares hierárquicos (MLH), também chamados de modelos lineares multiníveis. Esses modelos possibilitam a especificação dos níveis hierárquicos separadamente, e, em seguida, a junção das partes em um modelo único. Ademais, os modelos permitem a incorporação dos efeitos aleatórios a cada nível da hierarquia (NATIS, 2001).

Para compreender essa abordagem, primeiramente, adota-se a regressão linear simples (Equação 4). A partir dela, a variável dependente se divide em dois componentes, um de efeitos fixos e outro de efeitos aleatórios. Dessa forma, define-se o modelo de primeiro nível (Equação 5).

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + e_i \quad (4)$$

$$Y_{i:j:k} = \beta_{0:j:k} + \beta_{1:j:k} X_{1:j:k} + \beta_{2:j:k} X_{2:j:k} + e_{i:j:k} \quad (5)$$

Em que i representa os apartamentos, que podem variar de acordo com o município ($i = 1 \dots m$). O índice j o município a qual pertence ($j = 1 \dots g$), e o índice k representa as condições previstas do modelo. Já o modelo de segundo nível, considera o agrupamento de observações, ou seja, os imóveis (i) pertencentes aos municípios (j). Sendo assim, cada unidade j possui média única ($\gamma_{0:0:k}$) e variância ($u_{0:j:k}$):

$$\beta_{0:j:k} = \gamma_{0:0:k} + u_{0:j:k} \quad (6)$$

O modelo misto é obtido por meio da combinação dos dois níveis, e permite visualizar os efeitos fixos e aleatórios na equação:

$$Y_{i:j:k} = [\gamma_{0:0:k} + \beta_{1:j:k}X_{1:j:k}] + [u_{0:j:k} + e_{i:j:k}] \quad (7)$$

Dentre as vantagens da aplicação do MHL está a capacidade de avaliar dados mais complexos, em termos estruturais, permitindo separar com alguma precisão os efeitos da variância entre e dentro do grupo. Além disso, o modelo lida com a violação de alguns pressupostos da regressão linear, como a não independência das observações. Também acomoda a ausência de dados, diferentes dimensões de grupos amostrais e a heterogeneidade de variância em medidas repetidas (OSBORNE; NEUPERT, 2011).

Em comparação às técnicas de agregação e desagregação, o MHL fornece estimativas mais precisas, erros padrão sem distorção e variância potencialmente significativa. Já a principal desvantagem está relacionada ao tamanho da base, que pode limitar o poder de explicação do modelo. Sendo observado um maior impacto sobre as variáveis do primeiro nível, porém os níveis superiores são mais sensíveis a *missings* presentes na amostra, eliminando grupos inteiros com essa característica. Como solução, recomenda-se trabalhar na melhoria desses níveis, com o aumento de grupos, e não de observações (OSBORNE; NEUPERT, 2011).

Diante do exposto, o primeiro modelo hierárquico apresenta para o nível 1 um modelo de regressão linear com o termo de intercepto e de erro, conforme a equação:

Nível 1

$$P_{i,j} = \beta_{0,j} + e_{i,j} \quad (8)$$

Em que:

- $P_{i,j}$: variável dependente de nível 1, referente ao preço do imóvel i, localizado no município j;
- $\beta_{0,j}$: intercepto da variável dependente do grupo j; e
- $e_{i,j}$: termo de erro do imóvel i no município j, referente ao erro aleatório do nível 1 da equação.

O termo de intercepto também pode variar de acordo com o grupo, como apresentado abaixo:

Nível 2

$$\beta_{0,j} = \gamma_{0:0} + u_{i,j} \quad (9)$$

Em que:

- $\beta_{0,j}$: intercepto da variável dependente Q no grupo j;
- $\gamma_{0:0}$: intercepto geral, média dos preços entre os grupos; e
- $u_{i,j}$: termo de erro do desvio do intercepto de um grupo pelo intercepto geral.

A combinação dos dois níveis resulta em uma nova equação:

$$P_{i,j} = \gamma_{0:0} + e_{i,j} + u_{i,j} \quad (10)$$

A partir disso, a variabilidade total da variável independente pode ser separada em duas partes. A primeira é a variação dos preços entre os municípios e a segunda é a variação dos preços dentro dos municípios. Ademais, esses parâmetros permitem estimar o Coeficiente de Correlação Intraclass (ICC). Tal resultado representa a proporção da variância total explicada pelos grupos e o cálculo é feito da seguinte forma:

$$ICC = \frac{var(u_{i,j})}{var(u_{i,j} + e_{i,j})} = \frac{\tau_{00}}{\tau_{00} + \sigma^2} \quad (11)$$

O ICC também pode ser entendido como o grau de proximidade dos imóveis no mesmo município em comparação ao grau de proximidade de imóveis com os imóveis localizados em municípios diferentes. De forma análoga, o ICC pode ser interpretado como a tendência para valores de determinada variável dentro do grupo serem correlacionados entre si em relação a valores fora dele (SADO, 2021).

3.3 Especificação dos modelos econométricos

A fim de evidenciar possíveis incrementos nos preços dos imóveis advindos da tributação imobiliária, busca-se propor uma forma funcional para o teste da hipótese do estudo. Na literatura hedônica, a forma mais usada é a semi-logarítmica. Isso se deve principalmente à fácil interpretação dos coeficientes estimados pelo modelo, sendo apresentados como a variação percentual das características no preço dos imóveis. Consequentemente, essa aplicação pode reduzir a heterocedasticidade dos termos de erro (DIEWERT, ERWIN W., 2003; SELİM, 2008). Ademais, após a estimação foram feitos os testes de Breush-Pagan-Godfrey e White, que testam a hipótese da presença de heterocedasticidade. Nos casos positivos, aplicou-se a correção (erros-padrões robustos) via *software R*.

Nesse sentido, adota-se a análise de regressão para testar a significância estatística do imposto (IPTU) na equação de preço do imóvel, controlando por outras variáveis relevantes. Dessa forma, se controladas todas as outras variáveis explicativas do preço do imóvel, e a variável IPTU não tiver significância estatística na explicação do preço, rejeita-se a hipótese de que níveis mais altos desse tributo se correlacionam com preços mais altos dos imóveis ofertados. Esta parte compreende as três bases já mencionadas: completa, desfasada e recente. A equação de regressão do modelo pode ser descrita como:

$$\ln P = \beta_0 + \beta_1 (IPTU) + \beta_2 (\text{características dos imóveis}) + \beta_3 D + e_i \quad (12)$$

Em que:

- P : preço dos imóveis;
- β 's: parâmetros da regressão;
- D : conjunto de variáveis *dummy*; e
- e_i : é o termo de erro da regressão.

Na análise hierárquica, o estudo considera apenas a base com valores da PGV defasados. Calcula-se, inicialmente, o modelo só de interceptos conforme as Equações 6 e 9, da subseção anterior. E, em seguida, o modelo passa a incluir as variáveis explicativas de segundo nível, como demonstrado na equação abaixo:

$$\beta_{0,j} = \gamma_{0,0} + \gamma_{0,1} Renda_Per_Capita_{i,j} + \gamma_{0,2} Populacao_{i,j} + \gamma_{0,1} Volume_Credito_{i,j} + \gamma_{0,1} N_Financiamento_{i,j} + u_{i,j} \quad (13)$$

Em que:

- $Renda_Per_Capita$: renda per capita para o ano de 2010;
- $Populacao$: população do município;
- $Volume_Credito$: volume de crédito disponibilizado pela Caixa Econômica Federal;
- $\gamma_{0,0}$: coeficiente da regressão; e
- $u_{i,j}$: termo de erro do desvio do intercepto.

Assim, a equação final é dada pela combinação da Equação 12 com a Equação 13, representada pelo segundo modelo hierárquico:

$$\ln P_{i,j} = \gamma_{0,0} + \gamma_{0,1} Renda_Per_Capita_{i,j} + \gamma_{0,2} Populacao_{i,j} + \gamma_{0,1} Volume_Credito_{i,j} + \gamma_{0,1} N_Financiamento_{i,j} + \beta_1 (IPTU) + \beta_2 (\text{características dos imóveis}) + \beta_3 D + e_i \quad (14)$$

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise descritiva dos dados

As Tabelas 2 e 3 apresentam as estatísticas descritivas da base. A primeira conta com métricas globais da amostra e a segunda com as medianas por cidade, exceto para a variável “Financiamento”, cujo resultado é a mediana medida em %, por município, da proporção de imóveis cujas ofertas aceitavam financiamento. Vale destacar que os valores faltantes, nessa variável, pertencem a municípios fora da análise hierárquica, em virtude da sua classificação na qualidade de controle de segundo nível. A partir da distribuição dos imóveis (N), nota-se como a amostra é heterogênea, concentrando a maior parte das observações em Belo Horizonte, Vitória, Salvador, Vila Velha, Nova Lima e Brasília, respectivamente.

Por meio da variável “Preço”, observa-se que a amostra contempla desde apartamentos populares até imóveis mais sofisticados, sendo os imóveis mais caros localizados nos grandes centros urbanos como Brasília, Vitória, Belo Horizonte e Salvador (Tabela 3), e cidades metropolitanas no entorno dessas localidades, a exemplo de Nova Lima, Vila Velha, Guarapari e Águas Claras. Como foi indicado na equação geral que representa o modelo (Equação 12), e como ficará claro da discussão dos resultados, a heterogeneidade inerente aos municípios foi controlada a partir de uma *dummy* municipal para cada município da amostra. Mais uma vez, é importante salientar que o trabalho usa uma regressão em *cross-section* para o ano de 2019.

Em relação ao IPTU, destacam-se Brasília, Nova Lima, Águas Claras, Belo Horizonte, Guarapari e Vila Velha. É importante notar que a quantidade de imóveis que aceitam financiamento representa a maioria dos anúncios, sendo o valor mínimo de imóveis financiados é de 68% na cidade de Lagoa Santa, número já representativo (Tabela 4). Ainda, cabe destacar a origem diferente entre os valores dos preços dos anúncios e os valores do IPTU. Enquanto a média dos preços foi de cerca de R\$600.000,00, o valor do IPTU (anualizado) foi de R\$ 1632,00. Ademais, também é apresentado o valor/m² dos imóveis, embora essa variável não tenha sido usada na regressão.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas

Variável	Unidade	Mínimo	Máximo	Mediana	Média
Preço	R\$	86258,00	7763204, 00	442071,00	613224,00
IPTU	R\$/ ano	121,70	9900,00	1168,60	1617,70
Quartos	Número	1	5	3	2,75
Suítes	Número	0	5	1	0,95
Banheiro	Número	0	21	2	2,03
Vagas de garagem	Número	0	12	1	1,61
Area	m²	20	683,49	87	104,41
Valor_m2	R\$	683,4	34049,10	5075,20	5640,10
Valor_Condominio	R\$	0,00	6000,00	400,00	552,30

Fonte: Elaboração própria. Netimóveis (2019).

XIX ENANPUR

Tabela 3 - Medianas por cidade

Cidade	N	Preço	IPTU	Area	Valor_m2	Valor_Condominio	Quartos	Banheiros	Suítes	Vagas_Garagem	V_Financiamento
Águas Claras	105	431289,14	1497,96	88,31	6031,73	558,00	3	2	1	1	0,90
Belo Horizonte	2705	458244,71	1465,08	87,60	5008,53	350,00	3	2	1	2	0,88
Brasília	210	781711,56	2354,52	84,50	9458,76	677,50	3	2	1	1	0,86
Cachoeiro de Itapemirim	101	318075,74	744,00	97,60	3536,57	290,00	3	2	1	1	0,78
Contagem	181	307293,51	1020,00	72,00	4025,36	200,00	3	1	1	1	-
Criciúma	85	377377,99	600,00	95,00	3906,21	290,00	3	1	1	1	-
Guarapari	30	528329,19	1301,40	105,00	5031,71	402,00	3	2	1	1	0,70
Ibirité	40	173593,88	602,46	54,00	3190,17	0,00	2	1	0	1	-
Lagoa Santa	40	277103,27	554,04	72,92	3810,54	0,00	2,5	2	1	2	0,68
Lauro de Freitas	32	231817,91	474,00	56,00	4055,16	334,00	2	2	1	1	-
Nova Lima	304	981182,79	1497,12	108,95	9467,81	950,00	2	3	1	2	-
Ribeirão das Neves	37	150951,20	512,40	48,22	3045,98	90,00	2	1	0	1	0,76
Sabará	80	312684,62	540,00	57,50	5181,45	200,00	2	2	1	1	-
Salvador	853	442071,37	1200,00	94,00	5020,37	728,73	3	2	1	1	-
Samambaia	31	213488,12	708,00	53,21	4133,62	315,00	2	1	1	1	0,97
Santa Luzia	36	161733,43	623,16	48,51	3450,31	145,00	2	1	0	1	0,75
Serra	189	172515,66	266,64	53,00	3255,77	250,00	2	1	1	1	0,96
Vespasiano	30	172515,65	1015,44	53,98	3392,21	200,00	2	1	0	1	-
Vila Velha	434	520209,64	1260,00	104,00	5158,10	485,50	3	2	1	2	0,85
Vitória	979	479809,17	642,60	90,00	5644,81	450,00	3	2	1	1	0,89
Total	6502	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria. Netimóveis (2019).

4.2 Análise dos modelos de regressão

A Tabela 4 apresenta os resultados da estimação, levando em conta a base completa. De forma geral, os coeficientes apresentaram os sinais esperados e, em sua maioria, foram significativos ao nível de 1%. O coeficiente de ajustamento aponta que o modelo proposto consegue explicar aproximadamente 83% da variância da variável dependente a partir das variáveis independentes nele incluído, o que representa um resultado bastante satisfatório para a literatura de preços hedônicos.

Tabela 42 - Resultados da regressão log-lin para apartamentos (base completa)

Variáveis Explicativas	Apartamentos	Erro Padrão	Est. t	Valor-P	
(Intercepto)	1,18390	0,01845	641,82	0,000	***
IPTU	0,00003	0,00000	9,11	0,000	***
Quartos	0,02457	0,00826	2,98	0,002	**
Suítes	0,14520	0,00816	17,80	0,000	***
Banheiros	0,01639	0,00616	2,66	0,007	**
Vagas de Garagem	0,17167	0,01129	15,21	0,000	***
Area	0,00624	0,00034	18,30	0,000	***
Area2	-0,00001	0,00000	-10,24	0,000	***
Valor do Condomínio	0,00027	0,00002	15,95	0,000	***
Águas Claras	-0,06213	0,02673	-2,32	0,020	*
Brasília	0,55264	0,32355	17,08	0,000	***
Cachoeiro de Itapemirim	-0,25043	0,02580	-9,71	0,000	***
Contagem	-0,20855	0,02018	-10,33	0,000	***
Criciúma	-0,11435	0,03301	-3,46	0,000	***
Guarapari	0,04112	0,04873	0,84	0,398	
Ibirité	-0,41503	0,01962	-21,16	0,000	***
Lagoa Santa	-0,23991	0,04236	-5,66	0,000	***
Lauro de Freitas	-0,33754	0,03711	-9,10	0,000	***
Nova Lima	0,23249	0,02142	10,85	0,000	***
Ribeirão das Neves	-0,53101	0,02729	-19,46	0,000	***
Santa Bárbara	-0,02674	0,01826	-1,46	0,143	
Salvador	-0,12038	0,01308	-9,20	0,000	***
Samambaia	-0,28717	0,02333	-12,31	0,000	***
Santa Luzia	-0,48620	0,02889	-16,83	0,000	***
Serra	-0,44787	0,01748	-25,62	0,000	***
Vespasiano	-0,42000	0,02157	-19,47	0,000	***
Vila Velha	-0,04762	0,01722	-2,77	0,005	**
Vitória	0,11585	0,01189	9,74	0,000	***
R ²	0,8306				
Estatística F	1099				

Fonte: Elaboração própria. Netimóveis (2019).

Nota: (1) os asteriscos indicam significância a diferentes níveis: * (5%); ** (1%) e *** (0,1%).

Nesta forma funcional, a variável dependente (preço) foi transformada em log e os preditores não. Portanto, a interpretação da mudança percentual é realizada por meio da seguinte transformação: $(e^{\beta} - 1) * 100$. Primeiro, pretende-se descrever os resultados das variáveis de características dos imóveis, e, em seguida as variáveis *dummy* para cada município.

Assim, de forma não-causal, para um aumento de uma unidade no número de quartos, o preço dos imóveis aumenta em 2,45%. Para um aumento de uma unidade no número de suítes, o preço dos imóveis aumenta em 14,52%. Já o aumento de uma unidade no número de banheiros acresce o preço dos imóveis em 1,64%, ao passo que uma vaga de garagem a mais aumenta o preço dos imóveis em 17,17%. Em média, áreas maiores estão associadas a preços maiores, mas essa relação possui forma quadrática com concavidade para baixo – isto é, apartamentos extraordinariamente grandes não captam via preços as áreas adicionais a partir de um certo ponto. Esse pode ser o caso, por exemplo, de coberturas que adicionam área construída com apenas uma laje descoberta, o que é pouco capitalizado nos preços, em média.

Considerando a hipótese inicial deste trabalho, os dados mostram correlação condicional muito baixa na variável IPTU, aproximadamente 0,003%. O valor, próximo a zero, corrobora com a hipótese do trabalho, indicando que a variável não está associada a valores significativamente mais altos no preço dos imóveis. Mesmo assim, tal afirmação é feita com cautela, pois o coeficiente mais baixo pode ser resultante do uso de apenas um período de tempo. Caso a capitalização do imposto ao longo de décadas estivesse incluída na análise, o valor poderia ser maior.

No tocante aos municípios, a cidade de Belo Horizonte foi escolhida como categoria-base, ou seja, as comparações são feitas em relação a ela na variável *dummy*, por ser o município com mais observações. Nesse sentido, o fato de estar localizado em Sabará, Vila Velha, Águas Claras, Criciúma e Salvador diminui o preço dos imóveis em 2,67%, 4,76%, 6,21%, 11,43% e 12,04%, respectivamente, em relação a um imóvel com características semelhantes localizado em Belo Horizonte. Numa faixa mais intermediária, destacam-se as

idades de Contagem, Lagoa Santa, Cachoeiro de Itapemirim, Samambaia e Lauro de Freitas, cuja localização diminui o preço dos imóveis em 20,86%, 23,99%, 25,04%, 28,72% e 33,75%, respectivamente. Ibirité, Vespasiano, Serra, Santa Luzia e Ribeirão das Neves, registram reduções mais significativas nos preços: 41,50%, 42%, 44,79%, 48,62% e 53,10%, respectivamente. Por outro lado, quatro cidades apresentaram coeficientes positivos: Guarapari, Vitória, Nova Lima e Brasília, indicando que a localização do apartamento nessas cidades aumenta o preço dos imóveis em 4,11%, 11,58%, 23,45% e 55,26%, respectivamente, em relação à base (Belo Horizonte).

Sob a mesma abordagem, foi estimada uma nova regressão mantendo as características dos imóveis inalteradas, mas considerando os municípios com a PGV mais desatualizada em relação ao período base (2019). Assim como no caso anterior, os coeficientes, em sua maioria, foram significativos e apresentaram os sinais esperados, além de apresentarem um coeficiente de ajustamento satisfatório de 82%. Vale destacar que o IPTU apresentou o mesmo coeficiente de 0,003%. Desse modo, mais uma vez, reafirma-se a baixa correlação condicional dessa variável.

Por fim, estimou-se a mesma regressão a partir dos municípios com a PGV mais atualizada. Novamente, boa parte dos coeficientes apresentaram algum grau de significância, assim como seus sinais se mostraram como o esperado. Soma-se a isso, o coeficiente de ajustamento de 86%, valor ligeiramente superior aos demais casos. A variável IPTU apresentou baixo nível de correlação condicional de 0,002%.

Em suma, os resultados das três estimações convergem em muitos aspectos. Por exemplo, as características dos imóveis mais representativas são as mesmas: número de vagas de garagem, número de suítes, número de quartos e número de banheiros. Ademais, a variável IPTU apresenta baixa correlação condicional em todos os casos. Aparentemente, a separação dos municípios em grupos de acordo com a atualização da respectiva PGV parece não influenciar as estimações, considerando esta base de dados. À primeira vista, esse resultado parece captar bem os efeitos da renda per capita mais alta em determinadas cidades. As próximas estimações apresentadas “abrem” mais esses resultados, substituindo as *dummies* municipais por preditores de oferta e demanda de apartamentos em cada município para explorar melhor o que leva

a essas diferenças de preços entre cidades. E, também, dessa forma, melhorar a especificação do modelo com a introdução do fator multinível.

A análise hierárquica foi estimada, inicialmente, com o modelo só de interceptos (Tabela 5). A parte descritiva revela que os dados apresentam 4896 unidades de nível 1 (número de observações), e 12 unidades de nível 2 (número de grupos, neste caso, municípios). O tamanho dos *clusters* variam entre 30 e 2704, e por sua vez, o tamanho médio é de 408. Em relação aos efeitos fixos, a média dos preços entre os municípios (grande média - γ_{00}) resultou em 12,74. Adicionalmente, a partir do cálculo com os componentes da variância, o coeficiente de correlação interclasse aponta que 42% da variabilidade dos preços dos imóveis é explicada pela questão municipal, ou seja, as especificidades regionais são relevantes na definição dessa variável.

Tabela 5 - Modelo hierárquico de intercepto considerando os municípios

Preditores	Estimativas	CI	Valor-P	
(Intercepto)	12,74	12,45 – 13,03	0,00	***
Efeitos Aleatórios				
σ^2	0,35			
τ_{00}	0,26			
ICC	0,42			
N_{set}	12			
Observações	4896			

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (1) os asteriscos indicam significância a diferentes níveis: * (5%); ** (1%) e *** (0,1%).

O segundo modelo foi estimado com as variáveis dependentes de segundo nível (Tabela 6). Os resultados mostram que a adição de controles mais específicos, como as características dos imóveis e variáveis socioeconômicas, sobre o preço dos imóveis, diminui a representatividade dos municípios na variabilidade dessa variável. Entretanto, o ICC de 22% continua significativo, ou seja, o efeito regional ainda é responsável por uma parcela relevante na explicação dos preços.

Mais uma vez, os resultados indicam baixa correlação condicional entre valores de IPTU e preços dos imóveis (0,0003%). Além disso, os controles típicos (quartos, suítes, vagas de garagem, condomínio) apresentaram os resultados esperados. Observa-se que os resultados apresentados, até aqui,

não diferem daqueles vistos nos modelos de MQO, inclusive manteve-se a mesma hierarquia de importância das características na explicação dos preços.

Em comparação aos modelos anteriores, foram adicionadas novas variáveis de controle na análise, a saber: renda per capita, população, volume de crédito e nível de financiamento. Entretanto, apenas as variáveis população e volume de crédito mostraram-se significativas, ou seja, o aumento de 1% no crédito representa o aumento de 0,0000000189% no preço dos imóveis e o aumento de 1% na população representa a redução de 0,000122% nos preços. Nota-se que os coeficientes estimados retornaram valores baixos, e contraintuitivo no caso da variável população. De forma geral, é provável que o resultado desse modelo foi influenciado pela baixa variabilidade dessas novas variáveis, pois o primeiro grupo de variáveis (características dos imóveis) apresentou os sinais esperados e valores mais consistentes. Além disso, há uma quantidade expressiva de imóveis relativamente caros em municípios/regiões administrativas pouco populosos, como Nova Lima (RMBH), Guarapari (Grande Vitória) e Águas Claras (DF). Esses municípios representam, em parte, processos de suburbanização da riqueza das metrópoles analisadas, nas quais parcelas da população de mais alta renda tem ocupado áreas mais distantes em localidades menos densas.

Tabela 63 - Modelo hierárquico com a inclusão de variáveis explicativas de segundo nível

Preditores	Estimativas	CI	Valor-P	
(Intercepto)	11,62000	10,79 - 12,45	0,000	***
IPTU	0,00003	0,00 - 0,00	0,000	***
Quartos	0,08513	0,07 - 0,09	0,000	***
Suítes	0,15978	0,14 - 0,17	0,000	***
Banheiros	0,02575	0,01 - 0,03	0,000	***
Vagas de Garagem	0,19686	0,18 - 0,21	0,000	***
Area	0,00220	0,00 - 0,00	0,000	***
Valor do Condomínio	3,49E-04	0,00 - 0,00	0,000	***
Renda Per Capita	4,43E-05	-0,00 - 0,00	0,440	
População	-1,22E-06	-0,00 - 0,00	0,011	*
Volume de Crédito	1,89E-10	0,00 - 0,00	0,003	**
Financiamento	0,20327	-0,95 - 1,35	0,730	
Efeitos Aleatórios				
σ^2	0,07			
τ_{00}	0,02			
ICC	0,22			

N_{set}	12
Observações	4896

Fonte: Elaboração própria. Censo Demográfico (2010), Banco Central (2019), IBGE Cidades (2017) e Netimóveis (2019).

Nota: (1) os asteriscos indicam significância a diferentes níveis: * (5%); ** (1%) e *** (0,1%).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O reconhecimento da tributação imobiliária como potencial fonte de financiamento a nível municipal abre uma discussão complexa. Por um lado, as prefeituras buscam formas de ampliar a capacidade do imposto, com a atualização dos cadastros imobiliários, da PGV e das metodologias empregadas na avaliação de imóveis. Por outro, os construtores tentam pressionar contra os possíveis efeitos da tributação sobre o mercado imobiliário. Há ainda os proprietários-rentistas, que de fato podem ter sua rentabilidade afetada pelos impostos sobre a terra urbana. Nesse contexto, o trabalho objetivou investigar essa relação, a fim de contribuir com o debate público. Assim, foi testada a hipótese de que a tributação imobiliária não está fortemente correlacionada aos preços dos imóveis.

Como os 3 modelos de regressão linear utilizados e o modelo de regressão multinível sugerem, o coeficiente estimado da relação entre níveis de IPTU e preços de anúncios imobiliários é muito baixo, embora estatisticamente significativo. Em todas as regressões feitas, chama atenção a importância que outras variáveis, que não o IPTU, possuem para explicar os preços dos apartamentos nas aglomerações urbanas estudadas. Uma vaga de garagem a mais está correlacionada a um aumento de quase 20% em média no preço dos apartamentos dessa amostra, o que sugere uma forte relação entre o modelo de urbanização baseado na dependência e no privilégio do automóvel privado e a dinâmica imobiliária. Vagas de garagem, em média, podem impactar mais os preços dos apartamentos nessas aglomerações do que quartos ou banheiros. O tamanho do apartamento (variável área, ou a vulga “metragem”) apresenta uma relação não linear com os preços.

Além disso, a localização de um apartamento em um determinado município se mostrou de extrema relevância para explicar seu preço.

Ilustrativamente, fosse possível “transplantar” um apartamento de Belo Horizonte para Brasília, este teria uma valorização de cerca de 55%. Fazendo esse mesmo exercício ilustrativo, de Belo Horizonte para Ribeirão das Neves, haveria uma desvalorização de 53%. Os resultados indicam que localização apresenta um peso muito maior na discussão sobre preços imobiliários do que níveis de IPTU em si. Como o modelo hierárquico sugeriu, 22% da variabilidade dos preços dos imóveis é explicada por questões locais.

Na tentativa de entender melhor quais fatores no nível do município explicam as correlações com preços dos apartamentos, o modelo hierárquico trouxe como resultado que o volume de crédito imobiliário concedido pela CEF naquele município se correlaciona positivamente com preços. Esse resultado está em linha com o que a literatura teórica da economia política da urbanização (HARVEY, 1974) já apontava há muito tempo e a literatura empírica vem encontrando para vários países (AIZENMAN; JINJARAK, 2009; DEFUSCO *et al.*, 2018; ZHANG *et al.*, 2016). Curiosamente, a variável população residente apresentou correlação negativa com o preço dos apartamentos, o que talvez possa ser explicado pelo fato de que municípios/regiões adm. pouco populosas tenham preços altos, como Nova Lima (MG) e Águas Claras (DF). Isso pode indicar um deslocamento de parcelas do mercado de alto padrão para as periferias metropolitanas, processo que já vindo sendo assinalado pela literatura pelo menos há 3 décadas no Brasil (CALDEIRA, 2001; COSTA *et al.*, 2006). Contudo, no caso dessas 2 variáveis, crédito da CEF e população, os coeficientes foram muito baixos. Futuros trabalhos podem buscar melhores especificações para modelos hierárquicos.

Para além da questão teórica, a base da Netimóveis, adotada no estudo, embora não derive de fontes oficiais, foi considerada uma boa *proxy* dos valores praticados no mercado imobiliário. Ainda, a cobertura regional (áreas periféricas pobres e informais) é restrita, e variáveis importantes para análise hedônica não estão presentes na base (como qualidade construtiva e idade dos apartamentos). Além disso, cobrimos apenas um período (2019) – o estudo ao longo do tempo é inviável, pois cada extração inclui/exclui municípios de acordo com a disponibilidade de imóveis anunciados naquele momento. Apesar dessas limitações, a extração é única e constitui um dos principais modos de estudar o

comportamento dos preços dos imóveis, dada a escassez de dados dessa natureza e falta de um índice nacional.

Em síntese, o trabalho abre campo para que mais investigações sejam feitas a respeito da tributação imobiliária e seus desdobramentos. Nesse sentido, uma extensão para pesquisa futura seria a análise de outras tipologias, em especial, usar o mesmo modelo para lotes vagos, pois eles são homogêneos. Ainda, o uso de bases que permitam análises ao longo do tempo (séries temporais), assim, o efeito das capitalizações seria captado nas estimações.

REFERÊNCIAS

ABRAMO, Pedro. La ciudad com-fusa: mercado y producción de la estructura urbana en las grandes metrópolis latinoamericanas. *EURE (Santiago)*, v. 38, n. 114, p. 35–69, maio 2012.

AFONSO, José Roberto; CASTRO, Kléber Pacheco. IPTU e Finanças Públicas Municipais no Brasil: Dificuldades e Potencial. p. 23, 2014.

AFONSO, José Roberto R.; ARAUJO, Érica Amorim; NÓBREGA, Marcos Antonio Rios Da. *Iptu No Brasil Um Diagnóstico*. Rio de Janeiro: FGV Projetos, 2013. v. 4.

AIZENMAN, Joshua; JINJARAK, Yothin. Current account patterns and national real estate markets. *Journal of Urban Economics*, v. 66, n. 2, p. 75–89, set. 2009.

ALDAG, Austin M; KIM, Yunji; WARNER, Mildred E. Austerity urbanism or pragmatic municipalism? Local government responses to fiscal stress in New York State. *Environment and Planning A: Economy and Space*, v. 51, n. 6, p. 1287–1305, set. 2019.

ALMEIDA, Renan. P. Real estate markets in Brazil's second -, third- and fourth-tier cities. *Texto para discussão - Departamento de Ciências Econômicas - UFSJ*, v. 4, p. 17, 2020.

ALMEIDA, Renan. P; MONTE-MÓR, Roberto. L.M. Renda da terra e espaço urbano capitalis contemporâneo. *Brazilian Journal of Political Economy*, n. 37 (2), p. 417–436, 2017.

ALMEIDA, Renan. P.; MONTE-MÓR, Roberto. L.M; AMARAL, Pedro. V. M. Implosão e explosão na Exópolis: evidências a partir do mercado imobiliário da RMBH. *Nova Economia*, v. 27, n. 2, p. 323–350, 2017.

AMANO, Fábio H. F.; ALMEIDA, Renan P. Renda Fundiária Urbana e Urbanização: notas a um resgate necessário. *Revista Científica Foz*, v. 3, n. 2, p. 25, 2021.

ANDELSON, R. V. Critics of Henry George: an appraisal of their strictures on progress and poverty. *The American Journal of Economics and Sociology*, v. 63, n. 2, p. i–575, 2004.

ANUÁRIO MUTI CIDADES. Multi Cidades – Finanças dos Municípios do Brasil. Vitória - ES: Aequis Consultoria, 2020. v. 15. p. 1–216.

BATISTA, Yuri Camara. *Capitalização do imposto de propriedade no preço de mercado dos imóveis*. 2014. 123 f. Dissertação (Mestrado em Administração Pública) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas (FGV). São Paulo, p.123, 2014.

BERTONCELLO, A. G *et al.* Loop econômico: mercado imobiliário influencia e é influenciado pelas condições socioeconômicas. *Coloquium Socialis*, v. 3, n. 3, p. 35–44, 2019.

BORRERO, Oscar. *Formación de los precios del suelo urbano*. Panamá: Lincoln Institute of Land Policy, material del curso Profundización en Políticas de Suelo Urbano en América Latina., 2002.

BOTELHO, Adriano. A renda fundiária urbana: uma categoria de análise ainda válida. *GEOgraphia*, v. 10, n. 19, p. 24–45, 2008.

BRENNER, Neil; SCHMIDT, Christian. Implosion/Explosion. *Towards a Study of Planetary Urbanization*. Berlim: Jovis, 2014.

CALDEIRA, Teresa P. R. *City of Walls*. 1. ed. Los Angeles: University of California Press, 2001.

CARVALHO JR., Pedro Humberto Bruno. IPTU no Brasil: progressividade, arrecadação e aspectos extra-fiscais. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA*, Esse trabalho pode reforçar os argumentos expostos na seção de tributação. Relaciona progressividade do imposto e pobreza/ desigualdade., p. 51, 2006.

CARVALHO JUNIOR, Pedro Humberto Bruno. *Property tax performance and potential in Brazil*. 2017. 280 f. Tese (Doutorado em Tax Policy) - Universidade de Pretória, 2017.

CASTRIOTA, Rodrigo; TONUCCI, João. Extended urbanization in and from Brazil. *Society and Space*, v. 36, n. 3, p. 512–528, 2018.

CHIARAZZO, Vincenza *et al.* A neural network based model for real estate price estimation considering environmental quality of property location. 1 jan. 2014, [S.l.]: Elsevier, 1 jan. 2014. p. 810–817.

COSTA, Heloísa *et al.* *Novas periferias metropolitanas – a expansão metropolitana em Belo Horizonte: dinâmica e especificidades no Eixo Sul*. Belo Horizonte: C/Art, 2006.

DE CESARE, C. M; FERNANDES, C. E; CAVALCANTI, C. B. *Cadernos Técnicos de Regulamentação e Implementação de Instrumentos do Estatuto da Cidade: Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana*. 1a. ed. Brasília: Ministério das Cidades, 2015.

DEFUSCO, Anthony *et al.* The role of price spillovers in the American housing boom. *Journal of Urban Economics*, v. 108, p. 72–84, nov. 2018.

DIEWERT, Erwin; SHIMIZU, Chihiro. Residential property price indices for Tokyo. *Macroeconomic Dynamics*, v. 19, n. 8, p. 1659–1714, 2014.

DIEWERT, Erwin W. Hedonic Regressions: A Review of Some Unresolved Issues. *Working Papers*, n. 2002, p. 1–43, 2003.

DIEWERT, Erwin W.; HAAN, Jan De; HENDRIKS, Rens. Hedonic Regressions and the Decomposition of a House Price index into Land and Structure Components.

FOLDVARY, Fred Emanuel; MINOLA, Luca Andrea. The taxation of land value as the means towards optimal urban development and the extirpation of excessive economic inequality. *Land Use Policy*, v. 69, n. September, p. 331–337, 2017.

HAILA, Anne. The Theory of Land Rent at the Crossroads. *Environment and Planning D: Society and Space*, v. 8, n. 3, p. 275–296, set. 1990.

HARVEY, David. Class-monopoly rent, finance capital and the urban revolution. *Regional Studies*, v. 8, n. 3–4, p. 239–255, nov. 1974.

MONSON, Matt. Valuation Using Hedonic Pricing Models. *Cornell Real Estate Review*, v. 7, p. 62–73, 2009.

MONTE-MÓR, Roberto L. M. *O que é o urbano, no mundo contemporâneo*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar.

NATIS, Lilian. *Modelos hierárquicos lineares. Estudos em Avaliação Educacional*. [S.l.: s.n.], 2001.

OSBORNE, Jason W.; NEUPERT, Shevaun D. A Brief Introduction to Hierarchical Linear Modeling. *Best Practices in Quantitative Methods*, Perguntas:- O que seria o segundo nível?-, v. 8, n. 1, p. 444–450, 2011.

ROSEN, Sherwin. Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of political economy*, v. 82, n. 1, p. 34–55, 1974.

SADO, Isabel Akemi Bueno. *Efeito da política contingenciamento da crise hídrica de 2014-2015 na região metropolitana de são paulo no consumo residencial de água*. 2021. 68 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Belo Horizonte.p.68, 2021.

SELİM, Sibel. Determinants of House Prices in Turkey : A Hedonic Regression Model. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, Esse artigo aponta o motivo de se usar log-lin no modelo. Bem útil, nesse sentido., v. 1, n. 9, p. 65–76, 2008.

SMOLKA, Martín; BIDERMAN, Ciro. Vivienda informal: una perspectiva de economista sobre el planeamiento urbano. *ma: Lincoln Institute of Land Policy*, 2011.

SOUZA, Paulo Vitor Souza De; COSTA, Jeivison Rafael Barbosa Da; SILVA, Evaldo José Da. A relação dos fatores economico-financeiros das empresas do setor de construção civil com os preços no mercado imobiliário. *Revista de contabilidade do mestrado em ciências contábeis da UERJ*, v. 22, n. 3, p. 3–17, 2018.

THEODORE, Nik. Governing through austerity: (Il)logics of neoliberal urbanism after the global financial crisis. *Journal of Urban Affairs*, p. 1–17, 12 jul. 2019.

TIDEMAN, Nicolaus. *The Economics of Efficient Taxes on Land*. Cambridge, Estados Unidos: Lincoln Institute of Land Policy, 1995.

WINKE, Tim. The impact of aircraft noise on apartment prices: a differences-in-differences hedonic approach for Frankfurt, Germany. *Journal of Economic Geography*, v. 17, n. 6, p. 1283–1300, 1 nov. 2017.

ZHANG, Hong *et al.* Comparisons of the relations between housing prices and the macroeconomy in China's first-, second- and third-tier cities. *Habitat International*, v. 57, p. 24–42, out. 2016.