

Tributação e dinâmica imobiliária: uma análise comparativa para seis aglomerações brasileiras

Taxation and real estate dynamics: a comparative analysis for six Brazilian agglomerations

Fábio Henrique Florindo Amano ⁽¹⁾

Renan Pereira Almeida ⁽¹⁾

⁽¹⁾ Universidade Federal de São João del-Rei

Abstract

Given the growing demand for infrastructure and social services, and the context of fiscal austerity that is still present in Brazil, the debate between land taxation and real estate prices is crucial to investigate possibilities of revenue recovery for the local government. Drawing from the causal relationship between urban land taxes and the sale price of real estate, this work investigates this relationship in 20 municipalities in the agglomerations of Belo Horizonte (MG), Brasília (DF), Salvador (BA), Vitória (ES), Cachoeiro de Itapemirim (ES) and Criciúma (SC) from econometric estimations using advertising data. The results support the hypothesis that higher IPTU levels are not associated with higher levels of home sales prices. In addition, much of the price variability was explained by variables at the municipality and agglomeration levels.

Keywords

land taxation, real estate, urban development, hierarchical model.

JEL Codes H71, H7, R3, R5.

Resumo

Dada a crescente demanda por infraestrutura e serviços sociais, e o contexto de austeridade fiscal ainda presente no Brasil, o debate entre tributação fundiária e preço dos imóveis é crucial para investigar possibilidades de recuperação de receitas para o setor público local. Partindo do resgate da relação teórica entre tributos sobre o solo urbano e preço de venda dos imóveis, a qual supõe que esses tributos não são repassados para o preço dos imóveis, este artigo investiga essa relação em 20 municípios das aglomerações de Belo Horizonte (MG), Brasília (DF), Salvador (BA), Vitória (ES), Cachoeiro de Itapemirim (ES) e Criciúma (SC), a partir de análises econométricas usando dados de anúncios. Os resultados corroboram a hipótese de que níveis mais altos de IPTU não estão associados a níveis mais altos de preços de vendas de imóveis. Ademais, boa parte da variabilidade dos preços imobiliários foi explicada por aspectos relacionados ao nível do município e da aglomeração.

Palavras-chave

tributação da terra, dinâmica imobiliária, desenvolvimento urbano, modelo hierárquico.

Códigos JEL H71, H7, R3, R5.

1 Introdução

Diante da crescente demanda por infraestrutura e serviços sociais, decorrente do processo de urbanização que se estende pelo mundo (Castriota; Tonucci, 2018; Monte-Mór, 2006), muitas cidades, inclusive no Norte Global, têm falhado na busca de recursos próprios para atendê-la. Além disso, as medidas de austeridade fiscal, que vinham condicionando as finanças públicas locais pelo mundo nos anos pré-pandemia – e continuam no Brasil –, adicionaram pressões sobre os governos subnacionais (Aldag *et al.*, 2019; Carvalho Jr., 2017). Nesse contexto, os impostos sobre a propriedade da terra urbana são reconhecidos como uma das principais fontes de receita em 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 *et al.*, 2021).

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 (PGV), os gestores locais são pressionados, principalmente pelo capital imobiliário, sob o argumento de que incrementos no IPTU seriam repassados aos consumidores finais e desestimulariam a dinâmica imobiliária. 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 debate, embora alguns trabalhos tenham abordado a questão da defasagem dos valores do IPTU em relação aos valores de mercado e o potencial que esse tributo teria em uma proposta de reforma tributária (Carvalho Jr., 2017, 2018; De Cesare *et al.*, 2021), ainda há uma lacuna de estudos empíricos sobre a relação entre níveis de tributação da terra urbana e o preço dos imóveis, em especial controlando por características dos imóveis e das suas localizações. Portanto, este artigo investiga se níveis mais altos

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

de IPTU estão ou não associados a níveis mais altos de preços de vendas de imóveis, a partir de dados do mercado imobiliário em diferentes regiões do Brasil. Caso não exista associação relevante entre níveis de IPTU e preços de mercado dos imóveis, é possível supor que municípios com PGVs desatualizadas poderiam atualizar suas avaliações, ampliando seus níveis de receitas, sem repercussões significativas sobre os preços de mercado.

Essa relação, entre níveis de IPTU e níveis de preços de imóveis, é analisada controlando-se por variáveis do imóvel (área, número de quartos, vagas de garagem, entre outras) e por variáveis locais (município e aglomeração onde está o imóvel). Além disso, usa-se um modelo hierárquico para testar se há efeitos regionais nos mercados imobiliários estudados e quais variáveis podem influenciar o preço do imóvel nessa escala – nível de financiamento imobiliário concedido pela Caixa Econômica Federal (CEF) no município, tamanho populacional e renda *per capita*. Foram usados dados de anúncios de apartamentos de uma das maiores redes de imobiliárias do país, a Rede Netimóveis, em aglomerações urbanas de diferentes portes e regiões em que ela está presente – 20 municípios das aglomerações de Belo Horizonte (MG), Brasília (DF), Salvador (BA), Vitória (ES), Cachoeiro de Itapemirim (ES) e Criciúma (SC) – para 2019. Pelo que os autores deste trabalho têm conhecimento, é a primeira vez que essas relações são testadas econometricamente usando dados brasileiros. Para alguns municípios da amostra, não foi encontrado nenhum estudo que tenha feito a aplicação dessa metodologia ou mesmo estudado esse tema usando dados locais (Carvalho Jr., 2017, 2018; De Cesare *et al.*, 2021), como a revisão de literatura na seção 2 esclarece.

Além desta seção introdutória, o trabalho está dividido em mais quatro seções. A segunda seção resgata a hipótese teórica de que níveis mais altos de IPTU não estão associados a níveis mais altos de preços de vendas de imóveis e revisa a literatura consultada. A terceira seção apresenta a metodologia empírica utilizada, baseada em modelos de preços hedônicos para identificar correlações entre níveis de tributação municipal sobre propriedades urbanas (IPTU) e os níveis de preços dessas propriedades, descrevendo a base de dados e as variáveis do modelo. A quarta seção apresenta os principais resultados do estudo e, 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 (Cagriota; Tonucci, 2018; Monte-Mór, 2006), a busca por um enquadramento teórico dos processos das dinâmicas imobiliárias em escala urbano-regional tem se tornado necessária. Apesar de a 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 (Haila, 1990; Jaramillo, 2009). Tal categoria pode oferecer uma abordagem integrada do urbano, permitindo o estudo de diversos fenômenos, como a hierarquização dos usos do solo, o processo de segregação espacial e a análise do comportamento dos preços imobiliários (Almeida; Monte-Mór, 2017; Amano; Almeida, 2021; Borrero, 2002; Botelho, 2008).

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. A segunda é o preço de transferência ou de mercado desse ativo, 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 real. Note que a taxa de juros possui relação inversa com p , pois a desvaloriza relativamente a outros ativos. 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, *tudo mais constante*, 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. Uma implicação importante pode ser derivada dessa transformação (da Equação 1 para a 2): o futuro comprador da terra não paga pelo imposto, pois o proprietário o absorve, ou seja, há uma redistribuição de riqueza em favor do comprador. Nesse ponto, a teoria pressupõe que no processo negocial entre proprietários de terra e construtores a tributação incidiria sobre os primeiros e aconteceria o período de venda da terra para os construtores. Implicitamente, há a pressuposição de que é possível separar essas três categorias – proprietários, construtores e trabalhadores/consumidores, como é feito desde os economistas clássicos.²

2.2 Estudos aplicados de avaliação imobiliária

A literatura aplicada sobre valoração de propriedades imobiliárias tipicamente aponta para fatores relacionados à localização e às características intrínsecas da propriedade. Os efeitos dos atributos de vizinhança (localização) e oferta de bens públicos sobre os preços podem ser mensurados por funções de preços hedônicos que exploram os preços implícitos por cada atributo (Rosen, 1974). Outros aspectos apontados pela literatura se relacionam com a área urbana como um todo, a exemplo da população e atividades econômicas relevantes. Nesse sentido, as aglomerações mais prósperas têm maior renda da terra (Foldvary; Minola, 2017).

A avaliação do preço da terra urbana com modelos de preços hedônicos é uma das alternativas disponíveis hoje (Monson, 2009). 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,

2 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.

além de fatores locacionais. Tal modelo baseia-se na precificação genérica e em massa de bens (Rosen, 1974). A regressão oferece como resultado a correlação condicional de cada característica escolhida em relação à variável dependente, que é o preço do imóvel.

2.3 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 Imposto Predial e Territorial Urbano (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 de avaliação do imóvel, a partir dos dados registrados no cadastro imobiliário municipal e outras informações. O valor final do imposto é definido pela aplicação de uma alíquota ao valor venal do imóvel (Afonso; Castro, 2014; Afonso *et al.*, 2013; De Cesare *et al.*, 2015).

A arrecadação gerada pelo IPTU apresenta grande heterogeneidade espacial no Brasil. Por exemplo, os municípios com mais de 500 mil habitantes arrecadaram conjuntamente R\$ 25,55 bilhões em 2018, 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 Multicidades, 2020, dados de 2018). Já a análise por região leva a um padrão de largas desigualdades regionais, em que as regiões Norte e Nordeste contam com apenas 2% e 2,9% de participação do IPTU no total da receita corrente, respectivamente, enquanto a região Sudeste possui 10,9%. Apesar disso, a região Nordeste, segundo dados do IBGE para 2018, contava com 27,2% da população do Brasil.

Parte da explicação desses padrões de desigualdades de arrecadação decorre da maior capacidade de recursos para gestão tributária em municípios mais urbanizados, sobretudo nas regiões Sudeste e Sul, o que possibilita a modernização da estrutura de arrecadação. Especificamente, a capacidade de atualização da PGV é um ponto crucial nesse aspecto.

Outro fator crucial é o grau de urbanização em relação ao total do território. Os municípios com maiores participações 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%); Bertiooga – 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 e com condomínios fechados.

Além das questões fiscais, o IPTU apresenta finalidades extrafiscais. Devido às suas características e à forma como é instituído, o imposto pode ser uma ferramenta capaz de contribuir para o desenvolvimento urbano sustentável e o ordenamento territorial. Por exemplo, pode-se dar isenções de IPTU para áreas de baixa renda (como nas Zonas Especiais de Interesse Social – ZEIS) e dar incentivos para construções que empreguem técnicas sustentáveis (“IPTU verde”).

Adicionalmente, o IPTU pode ser uma ferramenta para a recuperação de receitas após investimentos em obras públicas, uma vez que mais infraestrutura tende a valorizar o solo na área de influência das obras. Porém, para isso é necessária a captação efetiva da valorização imobiliária, com a atualização da PGV – um empecilho para a maioria dos municípios.

Mesmo diante de tantos desafios, a tributação sobre a propriedade no Brasil, com ênfase na propriedade imobiliária urbana, ainda é uma das principais fontes de receita no nível local, perdendo apenas para o Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS) (Afonso; Castro, 2014).

3 Metodologia

3.1 Base de dados

Vale ressaltar 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 do imposto sobre o preço do imóvel. Entretanto, nenhuma das duas opções está disponível para o caso brasileiro, no qual não há séries históricas consolidadas e consistentes

para preços dos imóveis em várias metrópoles simultaneamente.³ Mesmo para casos locais específicos, as séries temporais podem não ser longas o suficiente para se discutir apropriadamente os efeitos de uma capitalização para um bem cuja vida útil é muito longa.

Diante disso, este estudo utiliza dados de anúncios de imóveis, com corte transversal, da Rede Netimóveis para o ano de 2019. Essa rede possui 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. A rede é considerada um dos maiores portais imobiliários do país, com mais de 100 mil imóveis cadastrados. Essa empresa atua no formato negócio-negócio, isto é, os associados compartilham suas carteiras de imóveis, e, em contrapartida, o site divulga o anúncio de compra, venda ou locação do imóvel.

Dada a defasagem nos valores venais dos imóveis nos cadastros das prefeituras brasileiras, os valores presentes em bases de dados de anúncios têm sido vistos como *proxies* dos valores de mercado. Por outro lado, a cobertura dessas bases em áreas 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. O ano de 2019 foi escolhido por ser o último disponível. A extração dos dados foi feita por *webcrawlers*, robôs que mineram as informações contidas no site e as disponibilizam em formato tratável pelos *softwares* estatísticos. Ou seja, não há um site em que a base utilizada esteja prontamente disponível para ser “baixada” e é necessário implementar técnicas de programação para cada extração feita. Apesar dessas limitações, a extração é única e constitui um dos principais modos de estudar o comportamento dos preços dos imóveis, dadas a escassez de dados dessa natureza e a falta de um índice nacional.

No país, outros estudos urbanos empíricos sobre o mercado imobiliário (Almeida; Monte-Mór; Amaral, 2017; Almeida *et al.*, 2022) já usaram a base da Netimóveis e alternativas como a FipeZap (Bertoncello *et al.*, 2019; Souza *et al.*, 2018). Este estudo não utilizou técnicas de extração de dados

3 O Índice de Valor de Garantias Reais (IVG-R) do Banco Central é recente e contempla apenas os imóveis financiados.

(*webscraping*) na plataforma FipeZap, porque esta proíbe explicitamente esse tipo de prática em seu site. Além disso, bases similares à Netimóveis (*asking prices*) são comumente utilizadas em estudos internacionais (Chiarazzo *et al.*, 2014; Winke, 2017).

É importante ressaltar que os dados devem ser tratados antes de qualquer estimação. Vale destacar que o trabalho utiliza apenas a tipologia “apartamentos”, devido à sua representatividade e importância no conjunto de dados. Os principais procedimentos adotados foram:

- a) Remoção dos municípios que apresentaram menos de 30 observações;
- b) Exclusão de observações repetidas;
- c) Aplicação de filtros nas variáveis:
 - Área: valores inferiores a 9 m² e superiores a 9.000 m²;
 - Preço: valores inferiores ou iguais a R\$ 0,00 e superiores a R\$ 10.000.000,00;
- d) Correção de valores extremos não capturados pelos filtros;
- e) Correção de nomes, caso existam problemas dessa natureza;
- f) Deflação dos dados de preços pelo Índice Geral de Preços – Mercado (IGP-M/FGV) – janeiro de 2020.

A amostra, após limpeza, conta com 6.091 observações e 28 colunas, e contempla 20 municípios, presentes em todas as regiões do Brasil, exceto a Norte. Na Bahia, aglomeração de Salvador (Lauro de Freitas e Salvador); no DF, aglomeração de Brasília (Águas Claras, Brasília e Samambaia); no Espírito Santo, aglomeração de Vitória (Guarapari, Serra, Vila Velha e Vitória) e de Cachoeiro de Itapemirim; em Minas Gerais, aglomeração de Belo Horizonte (Belo Horizonte, Contagem, Ibirité, Lagoa Santa, Nova Lima, Ribeirão das Neves, Sabará, Santa Luzia e Vespasiano); e em Santa Catarina, aglomeração de Criciúma⁴.

A seleção desses municípios 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. As aglomerações que não são capitais (Criciúma e Cachoeiro de Itapemirim) podem trazer evidências se as características destas são distintas das demais.

As principais variáveis são descritas na Tabela 1. Seguindo a literatura de preços hedônicos, a variável dependente (preço dos imóveis) tem

4 Vale notar que Criciúma é legalmente definida como região metropolitana pela legislação do estado de Santa Catarina.

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, a fim 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, quadra ou varanda, sendo uma das suas principais limitações.

Ainda, foram incluídas variáveis de bases externas no modelo hierárquico. Tais variáveis estão ligadas à oferta e demanda de imóveis e constituem outro nível de análise, o municipal. Primeiramente, têm-se as variáveis renda *per capita* e população, advindas do último Censo Demográfico (2010). Teoricamente, espera-se que uma população maior represente demanda maior, o que pode pressionar os preços para cima, dado um estoque imobiliário existente. A mesma lógica se aplica à renda *per capita*. Em seguida, foi inserida a variável volume de financiamento imobiliário da CEF por município, extraída de dados do Banco Central.

Do ponto de vista teórico, mais crédito para financiamentos imobiliários afetam positivamente a demanda familiar nesse setor, ou diminuem a taxa de juros do financiamento imobiliário, em linha com a formulação da renda da terra (ver Equação 1). Pesquisas empíricas têm indicado que o volume de crédito é um dos principais determinantes do ciclo imobiliário (Aizenman; Jinjarak, 2009; Defusco *et al.*, 2018; Zhang *et al.*, 2016). Nesse caso, justifica-se a exclusão de outros bancos devido à preponderância da cobertura da CEF no financiamento imobiliário nos municípios analisados. Por último, tem-se a variável proporção de imóveis financiados, calculada a partir da variável binária “financiamento” da própria base, que indica qual a proporção de anúncios que aceita financiamento – caso contrário, o imóvel só pode ser adquirido por pagamento à vista ou permuta.

É fundamental notar que a variável de IPTU advinda da Netimóveis é declarada baseada nas alíquotas e nos valores venais das PGVs das prefeituras, enquanto as variáveis de preços são variáveis de ofertas de mercado. Portanto, essas duas variáveis (valor do IPTU e preço do apartamento) têm origens diferentes e são descasadas temporalmente nessa base, sendo o valor do IPTU mais antigo do que as variáveis de preço, que refletem as

condições de mercado em cada momento. Dessa forma, faz pouco sentido pensar em endogenia entre essas duas variáveis, uma vez que uma delas (o IPTU) é profundamente defasada em termos de valores (Carvalho Jr., 2017, 2018; De Cesare *et al.*, 2021) e em termos temporais (em vários casos, mais de uma década) em relação aos valores da outra (preço de mercado anunciado de 2019). Além disso, mais uma vez, reforça-se o fato de que são variáveis com origens diferentes.

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 imóvel	Tipo construtivo	Netimóveis
Renda <i>per capita</i>	Renda <i>per capita</i> do município (2010)	Censo Demográfico
População	Número de habitantes do município (previsão para 2019)	IBGE Cidades
Volume de crédito	Volume de crédito concedido no município pela CEF (2019)	Banco Central
V_financiamento	Proporção de imóveis financiados no município a partir da variável "Financiamento"	Netimóveis

Fonte: Elaboração própria.

A fim de compreender a influência da atualização das PGVs nas estimações e deixar ainda mais clara a inexistência de endogeneidade, 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 a 2013. Já o terceiro é formado pelos municípios restantes, com a PGV atualizada recentemente.

Além disso, a modelagem hierárquica em dois níveis, discutida logo a seguir, que apresenta controles no nível municipal, sem influência no nível de unidade (imóvel), contorna por outra via a questão da endogenia. Por outro lado, vale ressaltar que a base de dados extraída não serve para investigar a capitalização de efeitos de mudanças ou testar essa hipótese, sendo ela um “retrato do tempo”. Portanto, o estudo busca tratar apenas da correlação condicional entre níveis, e não taxas de mudanças de IPTU, características dos imóveis e localização dentro da rede urbana-regional do Brasil.

Dessa forma, a relação a ser analisada pode ser expressa por:

$$\text{Preço de mercado} = f(\text{características do imóvel} + \text{IPTU} + \text{fatores locacionais}) \quad (3)$$

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. Esses modelos possibilitam a especificação dos níveis hierárquicos separadamente, e, em seguida, a junção das partes em um modelo único. Neste estudo, eles são importantes para separar as características do imóvel (nível 1) das características do município e da aglomeração urbana em que o imóvel está localizado (nível 2). 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 refere-se ao município ao 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:

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

Entre as vantagens da aplicação do hierárquico 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. Já a principal desvantagem está relacionada ao tamanho da base, que pode limitar o poder de explicação do modelo (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

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

- $\beta_{0,j}$: 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 Intraclassa (ICC). Tal resultado representa a proporção da variância total explicada pelos grupos e o cálculo é feito da seguinte forma:

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

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 advin-

dos 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 semilogarítmica. Isso se deve principalmente à fácil interpretação dos coeficientes estimados pelo modelo, sendo apresentados como a variação percentual das características no preço dos imóveis. Conseqüentemente, essa aplicação pode reduzir a heterocedasticidade dos termos de erro (Diewert, 2003; Selim, 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, defasada e recente. As equações de regressão dos modelos podem ser descritas como:

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

$$\begin{aligned} \ln P = \beta_0 + \beta_1 (\text{IPTU}) + \beta_2 (\text{características dos imóveis}) + \\ + \beta_3 D (\text{aglomerações}) + e_i \end{aligned} \quad (13)$$

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:

$$\beta_{0,j} = \gamma_{0,0} + \gamma_{0,1} Renda_Per_Capita_{i,j} + \gamma_{0,2} Popula\c{c}\tilde{a}o_{i,j} + \gamma_{0,1} Volume_Cr\`{e}dito_{i,j} + \gamma_{0,1} N_Financiamento_{i,j} + u_{i,j} \quad (14)$$

em que:

- *Renda_Per_Capita*: renda *per capita* para o ano de 2010;
- *Popula\c{c}\tilde{a}o*: popula\c{c}\tilde{a}o do munic\`{i}pio;
- *Volume_Cr\`{e}dito*: volume de cr\`{e}dito disponibilizado pela CEF;
- $\gamma_{0,0}$: coeficiente da regress\~{a}o; e
- $u_{i,j}$: termo de erro do desvio do intercepto.

Assim, a equa\c{c}\tilde{a}o final \`{e} dada pela combina\c{c}\tilde{a}o da Equa\c{c}\tilde{a}o 12 com a Equa\c{c}\tilde{a}o 14, representada pelo segundo modelo hier\`{a}rquico:

$$\ln P_{i,j} = \gamma_{0,0} + \gamma_{0,1} Renda_Per_Capita_{i,j} + \gamma_{0,2} Popula\c{c}\tilde{a}o_{i,j} + \gamma_{0,1} Volume_Cr\`{e}dito_{i,j} + \gamma_{0,1} N_Financiamento_{i,j} + \beta_1 (IPTU) + \beta_2 (caracter\`{i}sticas\ dos\ im\`{o}veis) + \beta_3 D + e_i \quad (15)$$

4 Resultados e discuss\~{a}o

4.1 An\`{a}lise descritiva dos dados

As Tabelas 2 e 3 apresentam as estat\`{i}sticas descritivas da base. A primeira conta com m\`{e}tricas globais da amostra, e a segunda com as medianas por munic\`{i}pio, exceto para a vari\`{a}vel “Financiamento”, que representa a propor\c{c}\tilde{a}o (%) de an\`{u}ncios que aceitavam financiamento. Vale destacar que os valores faltantes nessa vari\`{a}vel na Tabela 3 pertencem a munic\`{i}pios fora da an\`{a}lise hier\`{a}rquica.

Cabe destacar a origem diferente entre os valores dos pre\c{c}os dos an\`{u}ncios e os valores do IPTU. Enquanto a m\`{e}dia dos pre\c{c}os foi de cerca de R\$600.000,00, o valor do IPTU (anualizado) m\`{e}dio foi de R\$ 1.617,70. Ademais, tamb\`{e}m \`{e} apresentado o valor/m² dos im\`{o}veis, embora essa vari\`{a}vel n\~{a}o tenha sido usada na regress\~{a}o.

Por meio da variável “Preço”, observa-se que a amostra contempla desde apartamentos populares até imóveis mais sofisticados, sendo os imóveis mais caros localizados nas centralidades principais de cada aglomeração, como Brasília, Vitória, Belo Horizonte e Salvador, e cidades metropolitanas no entorno dessas localidades, a exemplo de Nova Lima, Vila Velha e Águas Claras (Tabela 3). Destaca-se a grande desigualdade dentro de cada aglomeração, ao comparar esses municípios com municípios de residências populares, como Ribeirão das Neves, Santa Luzia, Serra e Samambaia. Aglomerações interioranas como Cachoeiro de Itapemirim e Criciúma possuem preços medianos de apartamentos mais altos do que as medianas desses municípios metropolitanos-populares.

Tabela 2 Estatísticas descritivas

Variável	Unidade	Mínimo	Máximo	Mediana	Média
Preço	R\$	86.258,00	7.461.302,00	425.898,00	572.907,00
IPTU	R\$/ ano	121,70	9.900,00	1.168,60	1.617,70
Quartos	Número	1	5	3	2,72
Suítes	Número	0	5	1	0,90
Banheiro	Número	0	8	2	1,98
Vagas de garagem	Número	0	12	1	1,58
Área	m ²	20,00	650,00	85,00	101,10
Valor m2	R\$	683,4	34.049,10	4.999,00	5.508,10
Valor do condomínio	R\$	0,00	5.800,00	400,00	525,00

Fonte: Elaboração própria.

4.2 Análise dos modelos de regressão

A Tabela 4 apresenta os resultados da estimação, levando em conta a base completa após a limpeza dos dados. De forma geral, os coeficientes apresentaram os sinais esperados e, em sua maioria, foram significativos ao nível de 1%. O coeficiente de ajustamento (R^2) aponta que o modelo proposto consegue explicar aproximadamente 83% da variância da variável dependente, o que representa um resultado bastante satisfatório para a literatura de preços hedônicos.

Tabela 3 Medianas por cidade

Cidade	N	Preço	IPU	Área	Valor_m ²	Valor do condomínio	Quartos	Banheiros	Suítes	Vagas de garagem	V_financiamento
Águas Claras	75	366.595,77	1.497,96	64,00	6.031,73	458,00	2	2	1	1	0,90
Belo Horizonte	2593	449.618,93	1.465,08	86,00	4.959,83	350,00	3	2	1	2	0,88
Brasília	121	636.151,48	2.354,52	75,00	9.103,73	520,00	2	1	0	1	0,86
Cachoeiro de Itapemirim	89	269.555,71	744,00	82,80	3.569,62	270,00	2	2	1	1	0,78
Contagem	167	301.902,40	1.020,00	71,00	4.009,64	200,00	3	1	1	1	-
Criciúma	85	377.378,00	600,00	95,00	3.906,21	290,00	3	1	1	1	-
Guarapari	30	528.329,19	1.301,40	105,00	5.061,80	400,00	3	2	1	1	0,70
Ibirité	40	173.593,88	602,46	54,00	3.190,17	0,00	2	1	0	1	-
Lagoa Santa	40	277.103,27	554,04	72,92	3.810,54	0,00	2,5	2	1	2	0,68
Lauro de Freitas	32	231.817,91	474,00	56,00	4.055,16	334,00	2	2	1	1	-
Nova Lima	294	970.400,56	1.497,12	105,29	9.462,64	943,50	3	2	1	2	-

Ribeirão das Neves	37	150.951,20	512,40	48,22	3045,98	90,00	2	1	0	1	0,76
Sabará	79	312.684,63	540,00	57,50	5.233,38	200,00	2	2	1	1	-
Salvador	830	431.289,14	1.200,00	92,94	4.979,73	711,50	3	2	1	1	-
Samambaia	31	213.488,12	708,00	53,21	4.133,62	315,00	2	1	1	1	0,97
Santa Luzia	32	153.646,76	623,16	47,57	3.302,27	145,00	2	1	0	1	0,75
Serra	189	172.515,66	266,64	53,00	3.255,77	250,00	2	1	1	1	0,96
Vespasiano	30	172.515,66	1.015,44	53,98	3.392,21	200,00	2	1	0	1	-
Vila Velha	333	463.635,82	1.260,00	90,00	4.978,65	425,00	3	2	1	1	0,85
Vitória	964	474.418,05	642,60	90,00	5.619,55	450,00	3	2	1	1	0,89
Total	6091	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4 Resultados da regressão *log-lin* para apartamentos (municípios)

Variáveis explicativas	Apartamentos	Erro padrão	Est. t	Valor-P	
(Intercepto)	1,18380	0,01817	642,76	0,000	***
IPTU	0,00003	0,00000	9,10	0,000	***
Quartos	0,02383	0,00821	2,90	0,003	**
Suítes	0,14316	0,00792	15,20	0,000	***
Banheiros	0,02008	0,00504	3,98	0,007	**
Vagas de garagem	0,17138	0,01128	15,20	0,000	***
Área	0,00622	0,00034	18,29	0,000	***
Área2	-0,00000	0,00000	-10,23	0,000	***
Valor do condomínio	0,00026	0,00002	15,93	0,000	***
Águas Claras	-0,06281	0,02670	-2,35	0,019	*
Brasília	0,55284	0,32359	17,08	0,000	***
Cachoeiro de Itapemirim	-0,24966	0,02574	-9,70	0,000	***
Contagem	-0,20725	0,02014	-10,29	0,000	***
Criciúma	-0,11314	0,03306	-3,42	0,000	***
Guarapari	0,04180	0,04898	0,85	0,393	-
Ibirité	-0,41439	0,01956	-21,19	0,000	***
Lagoa Santa	-0,23971	0,04233	-5,66	0,000	***
Lauro de Freitas	-0,33761	0,03717	-9,08	0,000	***
Nova Lima	0,23250	0,02142	10,85	0,000	***
Ribeirão das Neves	-0,53097	0,02731	-19,44	0,000	***
Sabará	-0,02712	0,01826	-1,48	0,137	-
Salvador	-0,12125	0,01308	-9,30	0,000	***
Samambaia	-0,28691	0,02325	-12,34	0,000	***
Santa Luzia	-0,48586	0,02889	-16,81	0,000	***
Serra	-0,44684	0,01748	-25,56	0,000	***
Vespasiano	-0,41862	0,02168	-19,30	0,000	***
Vila Velha	-0,04810	0,01719	-2,79	0,005	**
Vitória	0,11698	0,01187	9,85	0,000	***
R ²	0,8308	-	-	-	-
Estatística F	1101	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

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

Nessa forma funcional, a variável dependente (preço) foi transformada em *log* e os preditores não. Portanto, faz-se a interpretação em termos de mu-

dança percentual na variável dependente (preço). Primeiro, discutimos o ponto central deste artigo (relação IPTU \times preços) e descrevemos os resultados das variáveis de características dos imóveis, e, em seguida as variáveis *dummy* para cada município.

Considerando a hipótese inicial deste trabalho, de que níveis mais altos de IPTU não estão associados a níveis mais altos de preços de vendas de imóveis, os dados mostram correlação condicional quase nula na variável IPTU, aproximadamente 0,003%. O valor, próximo a zero, corrobora com a hipótese do trabalho, indicando que aumento no tributo não levaria a aumento no preço do imóvel. Se a apresentação desse resultado tivesse menos casas decimais, o efeito seria nulo. Fundamental notar como esse coeficiente estimado é baixíssimo quando comparado aos coeficientes das demais variáveis explicativas incluídas na regressão.

Quanto às variáveis próprias dos imóveis, de forma não causal, para aumento de uma unidade no número de quartos, o preço dos imóveis aumenta em 2,38%. Para aumento de uma unidade no número de suítes, o preço dos imóveis aumenta em 14,32%. Já o aumento de uma unidade no número de banheiros acresce o preço dos imóveis em 2%, ao passo que uma vaga de garagem a mais aumenta o preço dos imóveis em 17,14%. Em média, áreas maiores estão associadas a preços maiores, mas essa relação possui forma quadrática com concavidade para baixo – isto é, apartamentos muito 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.

Quanto às *dummies* municipais, Belo Horizonte foi escolhida como categoria-base por ser o município com mais observações. Nesse sentido, o fato de estar localizado em Sabará, Vila Velha, Águas Claras, Criciúma, Salvador e Cachoeiro de Itapemirim está correlacionado a preços mais baixos em -2,71%, -4,81%, -6,28%, -11,31%, -12,12% e -24,96%, respectivamente, em relação a um apartamento com características semelhantes localizado em Belo Horizonte. Ibirité, Vespasiano, Serra, Santa Luzia e Ribeirão das Neves estão correlacionados a níveis médios mais baixos nessa comparação: -41,44%, -41,86%, -44,68%, -48,59% e -53,10%, respectivamente. Por outro lado, em quatro municípios os imóveis apresentam correlações positivas com a *dummy* municipal: Guarapari, Vitória, Nova Lima e Brasília, indicando que a localização do apartamento nesses municípios aumenta o preço dos imóveis em 4,18%, 11,70%, 23,25% e 55,28%, respectivamente, em relação à base (Belo Horizonte).

Tabela 5 Resultados da regressão *log-lin* para apartamentos (aglomerações)

Variáveis explicativas	Apartamentos	Erro padrão	Est. t	Valor-P	
(Intercepto)	1,17630	0,02027	580,16	0,000	***
IPTU	0,00003	0,00000	7,98	0,000	***
Quartos	-0,00124	0,00896	-0,14	0,889	-
Suítes	0,14297	0,00875	16,34	0,000	***
Banheiros	0,02660	0,00559	4,75	0,000	***
Vagas de garagem	0,16576	0,01164	14,24	0,000	***
Área	0,00747	0,00041	17,92	0,000	***
Área2	0,00001	0,00000	-10,12	0,000	***
Valor do condomínio	0,00037	0,00002	20,19	0,000	***
Aglomeração_Brasília	0,23565	0,03073	7,67	0,000	***
Aglomeração_Cachoeiro_ de_Itapemirim	-0,23673	0,02458	-9,62	0,000	***
Aglomeração_Criciúma	0,09978	0,03299	-3,02	0,002	**
Aglomeração_Salvador	0,16578	0,01350	-12,24	0,000	***
Aglomeração_Vitória	0,01040	0,01064	0,98	0,328	-
R ²	0,7637	-	-	-	-
Estatística F	1690	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

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

Para além da escala municipal, também abordamos as aglomerações urbano-regionais neste trabalho, ao inserir *dummies* de nível por aglomeração (BH, Salvador, DF, Vitória, Criciúma e Cachoeiro de Itapemirim). Dessa forma, capta-se o efeito médio de um apartamento estar localizado em dada aglomeração sobre o preço, independentemente da localização específica dele, buscando identificar efeitos regionais. A Tabela 5 indica que essa abordagem traz diferenças em relação ao uso apenas do nível municipal, mantendo inalterada a correlação quase nula entre IPTU e preço. Tomando a RMBH como base, a aglomeração do DF (Brasília, Samambaia e Águas Claras juntas) apresenta um coeficiente estimado de +23,5%, valor de magnitude similar e com sinal inverso ao encontrado para Cachoeiro de Itapemirim. As aglomerações de Criciúma e Salvador possuem coeficientes estimados positivos, o que pode decorrer da extensa presença de periferias pobres na RMBH. A aglomeração de Vitória não retornou coeficiente significativo.

Sob a mesma abordagem, foi estimada uma nova regressão mantendo as características dos imóveis inalteradas, mas considerando os municípios com a PGV mais desatualizada (defasada) em relação ao período base (2019). Assim como nos casos anteriores, os coeficientes, em sua maioria, foram significativos e apresentaram os sinais esperados, além de apresentarem R^2 satisfatório (82%). Vale destacar que o IPTU apresentou o mesmo coeficiente de 0,003%.

Por fim, estimou-se a mesma regressão a partir dos municípios com a PGV mais atualizada. Novamente, boa parte dos coeficientes apresentaram significância, assim como seus sinais se mostraram como o esperado. Soma-se a isso, o coeficiente de ajustamento de 87%, valor ligeiramente superior aos demais casos. A variável IPTU apresentou nível de correlação condicional de 0,002%.

Em suma, os resultados das quatro estimações convergem em muitos aspectos. As características dos imóveis mais relevantes são as mesmas: número de vagas de garagem, número de suítes, número de quartos e número de banheiros. Em linha com a hipótese principal deste trabalho, a variável IPTU apresenta baixíssima correlação condicional com o preço do imóvel em todos os casos, de forma que não se pode associar níveis mais altos de tributação com maiores preços finais dos imóveis. Em outras palavras, o nível do valor do IPTU não pode explicar os níveis de preços dos apartamentos, e aumentos nesse tributo não podem ser associados a aumentos nos preços dos apartamentos. A última razão desse resultado pode estar ligada ao fato de que as PGVs das prefeituras em tela, que são a base para o cálculo do IPTU, estão defasadas em relação aos valores de mercado, em linhas com outras pesquisas nacionais (Carvalho Jr., 2017, 2018; De Cesare *et al.*, 2021).

A separação dos municípios em grupos de acordo com a atualização da respectiva PGV influencia marginalmente as estimações. Variáveis locacionais, tanto no nível da aglomeração quanto no nível do município, possuem papel relevante na determinação do preço imobiliário.

As estimações apresentadas a seguir “abrem” mais esses resultados, substituindo as *dummies* municipais e das aglomerações por preditores de oferta e demanda de apartamentos em cada município para explorar melhor o que leva a essas diferenças de preços entre localizações regionais. Dessa forma, pretende-se melhorar a especificação do modelo com a introdução de fatores multinível.

A análise hierárquica foi estimada, inicialmente, com o modelo só de interceptos (resultados não apresentados por brevidade). Descritivamente, esse modelo inicial aponta que os dados apresentam 4.896 unidades de nível 1 (número de observações) e 12 unidades de nível 2 (número de grupos, nesse caso, municípios). O tamanho dos *clusters* varia entre 30 e 2704 e, por sua vez, o tamanho médio é de 408. 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 pelo nível municipal.

Tabela 6 **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	***
Área	0,00220	0,00 - 0,00	0,000	***
Valor do condomínio	3,49E-04	0,00 - 0,00	0,000	***
Renda <i>per capita</i>	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.

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

O segundo modelo hierárquico 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, diminui a representatividade locacional na variabilidade dessa variável. Entretanto, o ICC de 22% continua significativo, ou seja, o

efeito locacional ainda é responsável por uma parcela relevante na explicação dos preços.

Mais uma vez, os resultados indicam relação quase nula entre valores de IPTU e preços dos imóveis. Além disso, os controles típicos (quartos, suítes, vagas de garagem, condomínio) apresentaram os resultados esperados. Foram adicionadas novas variáveis de controle na análise, a saber: renda *per capita*, população, volume de crédito e proporção de financiamento, que substituíram as *dummies* municipais. Contudo, apenas as variáveis população e volume de crédito concedido pela CEF mostraram-se significativas. Nota-se que os coeficientes estimados retornaram valores baixos ou praticamente nulos e contraintuitivos no caso da variável população.

Em geral, é provável que o resultado desse modelo foi influenciado pela baixa variabilidade dessas novas variáveis. 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.

5 Considerações finais

O reconhecimento da tributação imobiliária como potencial fonte de financiamento em 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 incorporadores 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, este 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 associada aos preços dos imóveis.

Como todos modelos utilizados sugerem, o coeficiente estimado da relação entre níveis de IPTU e preços de anúncios imobiliários é praticamente nulo. Dessa forma, há espaço para as prefeituras atualizarem suas PGVs sem que isso signifique um aumento nos preços finais dos imóveis e desincentivo às atividades de construção e imobiliária. Esse resultado se

origina, em parte, da defasagem dos valores do IPTU em relação aos valores praticados pelo mercado, e está em linha com o que vem sendo proposto por especialistas na área tributária no Brasil (Carvalho Jr., 2017, 2018; De Cesare *et al.*, 2021). Por isso, esses especialistas têm apontado a necessidade de atualização das PGVs com periodicidade definida (a cada quatro anos, por exemplo) como um ponto em uma futura reforma tributária no Brasil. 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 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, e bem mais do que o IPTU. O tamanho do apartamento apresenta uma relação não linear com os preços.

Além disso, a localização de um apartamento em um determinado município se mostrou de alta relevância para explicar seu preço. Ilustrativamente, se 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, mesmo em nível regional da aglomeração urbana como um todo, apresenta 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, embora as variáveis de volume de crédito imobiliário e população tenham sido significativas, seus efeitos foram praticamente nulos. Futuros trabalhos podem buscar melhores especificações para modelos hierárquicos com foco em preços hedônicos para imóveis.

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, exceto pelo zoneamento municipal. Ainda, recomenda-se o

uso de séries temporais para captar o efeito das capitalizações. Isso também permitiria uma melhor discussão dos determinantes macroeconômicos dos ciclos imobiliários. Mais importante, uma análise mais rigorosa dos efeitos da tributação sobre a dinâmica imobiliária poderá ser realizada em municípios que de fato alteraram suas PGVs recentemente.

Referências

- AFONSO, J. R.; CASTRO, K. P. *IPTU e finanças públicas municipais no Brasil: dificuldades e potencial*. Rio de Janeiro: IBRE/FGV, p. 23, 2014.
- AFONSO, J. R.; ARAUJO, E.; NÓBREGA, M. A. *IPTU no Brasil: um diagnóstico abrangente*. Rio de Janeiro: FGV Projetos, v. 4, p. 80, 2013.
- AIZENMAN, J.; JINJARAK, Y. Current Account Patterns and National Real Estate Markets. *Journal of Urban Economics*, v. 66, n. 2, p. 75-89, 2009.
- ALDAG, A. M; KIM, Y.; WARNER, M. 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. 1.287-1.305, 2019.
- ALMEIDA, R.; MONTE-MÓR, R. L. M. Renda da terra e espaço urbano capitalista contemporâneo. *Brazilian Journal of Political Economy*, n. 37 (2), p. 417-436, 2017.
- ALMEIDA, R; MONTE-MÓR, R. L. M.; AMARAL, P. 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.
- ALMEIDA, R.; AMANO, F.; TUPY, I. Mercados imobiliários e rede urbana no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais*, v. 24, n. 1, p. 1-27, 2022.
- AMANO, F.; ALMEIDA, R. Renda fundiária urbana e urbanização: notas a um resgate necessário. *Revista Científica Foz*, v. 3, n. 2, p. 25, 2021.
- ANUÁRIO MULTICIDADES. MultiCidades – Finanças dos municípios do Brasil. Vitória, ES, *Aequus Consultoria*, v. 15. p. 1-216, 2020.
- BERTONCELLO, A. G.; RAMOS, A. Z.; CAMPOS, G. T.; TORQUATO, H. P. Loop econômico: mercado imobiliário influencia e é influenciado pelas condições socioeconômicas. *Coloquium Socialis*, v. 3, n. 3, p. 35-44, 2019.
- BORRERO, O. *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. p. 40, 2002.
- BOTELHO, A. A renda fundiária urbana: uma categoria de análise ainda válida. *GEOgraphia*, v. 10, n. 19, p. 24-45, 2008.
- CARVALHO JR., P. H. *Property Tax Performance and Potential in Brazil*. 280 f. Tese (Doutorado em Tax Policy) – Universidade de Pretória, 2017.
- CARVALHO JR., P. H. *Panorama do IPTU: um retrato da administração tributária em 53 cida-*

- des selecionadas. Textos para discussão, IPEA, Brasília, 2018.
- CASTRIOTA, R.; TONUCCI, J. Extended Urbanization in and from Brazil. *Environment and Planning D: Society and Space*, v. 36, n. 3, p. 512-528, 2018.
- CHIARAZZO, V.; CAGGIANI, L.; MARINELLI, M.; OTTOMANELLI, M. A Neural Network-Based Model for Real Estate Price Estimation Considering Environmental Quality of Property Location. *Transportation Research Procedia*, v. 3, p. 810-817, 2014.
- 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*. Brasília: Ministério das Cidades, 2015.
- DE CESARE, C. M.; FERNANDES, C. E.; OLIVEIRA, G. S.; CARVALHO JR., P. H. A viabilidade do imposto sobre o valor da terra: análise teórica e empírica, e seu contexto na reforma tributária. *Boletim Regional, Urbano e Ambiental*, IPEA, n. 24, p. 67-82, 2021.
- DEFUSCO, A.; DING, W.; FERREIRA, F.; GYOURKO, J. The Role of Price Spillovers in the American Housing Boom. *Journal of Urban Economics*, v. 108, p. 72-84, 2018.
- DIEWERT, E. Hedonic Regressions: A Review of Some Unresolved Issues. *International Working Group in Price Indices Working Papers*, n. 2002, p. 1-43, 2003.
- FOLDVARY, F.; MINOLA, L. The Taxation of Land Value as the Means Towards Optimal Urban Development and the Extirpation of Excessive Economic Inequality. *Land Use Policy*, v. 69, p. 331-337, 2017.
- HAILA, A. The Theory of Land Rent at the Crossroads. *Environment and Planning D: Society and Space*, v. 8, n. 3, p. 275-296, 1990.
- MONSON, M. Valuation Using Hedonic Pricing Models. *Cornell Real Estate Review*, v. 7, p. 62-73, 2009.
- MONTE-MÓR, R. L. M. *O que é o urbano, no mundo contemporâneo*. Belo Horizonte: Cedeplar UFMG, 2006.
- NATIS, L. Modelos hierárquicos lineares. *Estudos em Avaliação Educacional*, n. 23, p. 03-29, 2001.
- OSBORNE, J. W.; NEUPERT, S. D. A Brief Introduction to Hierarchical Linear Modeling. *Best Practices in Quantitative Methods*, v. 8, n. 1, p. 444-450, 2011.
- ROSEN, S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 1, p. 34-55, 1974.
- SADO, I. *Efeito da política contingenciamento da crise hídrica de 2014-2015 na região metropolitana de São Paulo no consumo residencial de água*. 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, S. Determinants of House Prices in Turkey: A Hedonic Regression Model. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, v. 1, n. 9, p. 65-76, 2008.
- SOUZA, P. V.; COSTA, J.; SILVA, E. J. A relação dos fatores econômico-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, N. Governing through Austerity: (Il)logics of Neoliberal Urbanism After the Global Financial Crisis. *Journal of Urban Affairs*, p. 1-17, 12, 2019.

- WINKE, T. 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. 1.283-1.300, 2017.
- ZHANG, H; LI, L.; HUI, E. C. M.; LI, V. 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, 2016.

Sobre os autores

Fábio Henrique Florindo Amano – henriquefabio205@gmail.com

Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento, Planejamento e Território, Departamento de Ciências Econômicas, Universidade Federal de São João del-Rei, São João del-Rei, MG, Brasil.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5549-6424>.

Renan Pereira Almeida – renan@ufsj.edu.br

Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento, Planejamento e Território, Departamento de Ciências Econômicas, Universidade Federal de São João del-Rei, São João del-Rei, MG, Brasil.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1741-7665>.

Agradecimentos

Os autores agradecem ao projeto de modernização da avaliação de imóveis da Prefeitura Municipal de Belo Horizonte, o conhecimento transmitido e a parceria.

Agradecem, também, os comentários de Ana Luiza Nabuco, Luiz Andrés Paixão, Fernando Salgueiro Perobelli, Gustavo Carvalho Moreira e Pedro Vasconcelos Maia do Amaral, em versões anteriores deste trabalho.

Agradecem, também, aos pareceristas pelas sugestões e comentários na versão preliminar do artigo, bem como à equipe editorial da revista *Nova Economia* pelo suporte.

Este trabalho contou com o apoio financeiro do Lincoln Institute of Land Policy (Programa de Bercas de Posgrado 2020-2021).

Qualquer erro é de inteira responsabilidade dos autores.

Contribuições dos autores

Fábio Henrique Florindo Amano: revisão bibliográfica, estimacões, escrita do texto.

Renan Pereira Almeida: coleta de dados, revisão bibliográfica, discussão dos resultados.

Sobre o artigo

Recebido em 10 de janeiro de 2022. Aprovado em 04 de maio de 2022.