

# DETERMINANTES DA EXPANSÃO URBANA HORIZONTAL NO BRASIL DE 2000 A 2020: O CASO DAS REGIÕES METROPOLITANAS MAIS ANTIGAS

**Renilson Rodrigues da Silva<sup>1</sup>**  
**Raianna S. da S. Alencar<sup>2</sup>**  
**Rodrigo José Zonzin Esteves<sup>3</sup>**  
**Kauan Abreu Ferreira Silva<sup>4</sup>**

## RESUMO

A expansão urbana é um fenômeno multidimensional que tem chamado a atenção do poder público ao redor do mundo. O nível de concentração da população em áreas urbanas cresce vertiginosamente. No Brasil, cerca de 85% da população vive em áreas urbanas, quando na década de 40 esse percentual era de 31%. O que explica essa evolução, ou quais fatores são os mais relevantes para determinar a expansão urbana no Brasil? Nessas regiões, há concentração da atividade econômica em um núcleo, ou há mais dispersão? Utilizando o método de dados em painel, este artigo busca encontrar esses determinantes no período de 2000 a 2020 para as nove regiões metropolitanas mais antigas do Brasil. Os resultados mostram que embora o crescimento populacional tenha ainda um forte impacto, fatores socioeconômicos como investimento em infraestrutura urbana, o tempo de deslocamento e aumento da renda são alguns dos fatores que promovem a expansão urbana nas metrópoles brasileiras. Constatou-se também que as RMs estão se expandindo e descentralizando as atividades econômicas, tornando-se regiões policêntricas.

**Palavras-chave:** Modelo monocêntrico; Regiões metropolitanas; Determinantes da expansão urbana

**Área de submissão:** Questões urbanas e metrópoles

**Classificação JEL:** R0

## ABSTRACT

Urban sprawl is a multidimensional phenomenon that has drawn the attention of public authorities around the world. The level of population concentration in urban areas is growing dramatically. In Brazil, around 85% of the population lives in urban areas, compared to 31% in the 1940s. What explains this evolution, or what factors are most relevant to determine urban expansion in Brazil? In these regions, is there a concentration of economic activity in a nucleus, or is there more dispersion? Using the panel data method, this article seeks to find these determinants in the period from 2000 to 2020 for the nine oldest metropolitan regions in Brazil. The results show that although population growth still has a strong impact, socioeconomic factors such as investment in urban infrastructure, commuting time and increased income are some of the factors that promote urban expansion in Brazilian metropolises. It was also found that the MRs are expanding and decentralizing economic activities, becoming polycentric regions.

**Keywords:** Monocentric model; Metropolitan areas; Determinants of urban sprawl.

---

<sup>1</sup> Prof. do departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de São João del-Rei e do PGDPLAT.

<sup>2</sup> Prof<sup>a</sup>. dos departamentos de Administração e Ciências Contábeis do Centro Universitário Presidente Tancredo Neves – UNIPTAN.

<sup>3</sup> Graduando em Ciências da Computação do

<sup>4</sup> Graduando do curso de Ciências Econômicas da UFSJ.

## 1. INTRODUÇÃO

Conforme dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2015, cerca de 85% da população brasileira vive em zonas urbanas (IBGE, 2023). Na década dos anos 40, a taxa de urbanização era de 31,24% e a da zona rural era de 68,76%. Com a forte mecanização da produção agrícola, o êxodo rural se intensificou, tanto que na década de 80, o quadro se inverteu, apresentando uma taxa de urbanização de 67,59%, contra 32,41% da rural. A partir dos anos 80, o crescimento da taxa de urbanização se arrefeceu, mas chegou à década de 2010 registrando 84,36%, conforme pode ser verificado nas séries estatísticas (IBGE, 2021). A rápida urbanização impulsiona o crescimento econômico, a eficiência no consumo de recursos, a redução da pobreza, a melhoria das instalações de saúde, entre outros (ANGEL *et al.*, 2005). Por outro lado, tem também efeitos negativos, pois as cidades são pontos de produção, consumo e geração de resíduos. Além disso, a migração interna em grande escala, como a apresentada acima, exige uma capacidade de suporte superior àquela que uma cidade pode oferecer. Portanto, uma compreensão aprofundada do padrão espacial urbano e da mudança dinâmica de uma cidade ao longo do tempo é essencial. A partir disso, os formuladores de políticas e planejadores de cidades podem conduzir pesquisas de planejamento urbano e sustentabilidade urbana com mais eficiência (BAGAN; YAMAGATA, 2012).

A expansão urbana é um dos fenômenos urbanos mais estudados e controversos. Não há consenso entre os urbanistas quanto à definição do fenômeno e muito menos em relação às suas possíveis consequências (BURGER; MEIJERS, 2012). Muitos autores consideram esse fenômeno como uma consequência inevitável do desenvolvimento econômico. Tal desenvolvimento pode ter benefícios significativos na gestão do transporte e da qualidade de vida. Apesar disso, a corrente de pensamento que mais cresce considera a expansão urbana um fenômeno nocivo que produz impactos negativos sobre o meio ambiente, sobre a saúde pública, bem como sobre o desenvolvimento socioeconômico dessas cidades (LAMELA; MOLINÍ; SALGADO, 2011). As cidades cresceram verticalmente após a revolução industrial, mas durante a segunda metade do século XX, um padrão de crescimento emergiu, que foi extenso em termos de uso da terra. Uma extensa revisão de literatura e análise com diferentes pontos de vista no debate sobre as consequências da expansão urbana pode ser vista em Brueckner (2000) e Glaeser e Kahn (2004).

Neste contexto, o objetivo desta pesquisa é, primeiramente, testar alguns determinantes da expansão urbana em algumas das principais regiões metropolitanas brasileiras<sup>5</sup>. A partir disso, pretende-se avaliar quais determinantes apresentaram níveis mais elevados na propagação desse fenômeno. A expansão urbana é um fenômeno muito complexo e sua explicação requer o uso de abordagens multidisciplinares. Essas abordagens envolvem fatores econômicos, geográficos, culturais, sociológicos, tecnológicos e políticos. Devido a essa amplitude de áreas de análise, o objetivo dessa pesquisa não pode ser tão ambicioso a ponto de propor uma explicação geral sobre a expansão urbana. O interesse, pelo menos a princípio, se restringe em entender quais fatores são mais relevantes e tem maior influência sobre a expansão urbana das metrópoles brasileiras. De modo geral, as regiões metropolitanas compartilham uma cultura semelhante, níveis econômicos comparáveis de desenvolvimento e, basicamente, as mesmas características sociais. Em vista disso, a hipótese desse trabalho é que não apenas o crescimento da população tem elevado poder explicativo sobre a expansão urbana, mas também indicadores socioeconômicos.

Para atingir o objetivo dessa pesquisa, os resultados finais serão obtidos com o uso do método de dados em painel, abrangendo o período de 2000 a 2020. De mais a mais, este é um ponto que merece destaque. Há uma grande lacuna na literatura brasileira tratando desse tema,

---

<sup>5</sup> São consideradas apenas nove regiões em função da disponibilidade de dados.

com esse tipo de abordagem. Por tal razão, este artigo contribui para a literatura ao considerar a natureza multidimensional da expansão urbana. A maioria dos estudos empíricos analisam uma dimensão da expansão urbana, que é a área urbanizada, ou densidade populacional. Contudo, há evidências de que a expansão urbana é um problema complexo que requer medidas específicas. Em vista disso Chin (2002) identifica três dimensões principais da expansão urbana: escala espacial urbana, declínio da densidade populacional e urbanização descentralizada. As métricas utilizadas neste estudo são justificadas por essas dimensões. Usando esta estratégia, revisitamos os elementos fundamentais de um modelo urbano monocêntrico.

Na próxima seção, é apresentada uma revisão de literatura contemplando uma revisão teórica e empírica. Em seguida, é descrita a metodologia empregada e os dados utilizados na pesquisa. Na seção 4, é feita uma breve discussão e descrição do modelo teórico e empírico para, na seção 5 apresentar e discutir os resultados obtidos. Na seção 6 o trabalho é finalizado com as considerações finais.

## **2. REVISÃO DE LITERATURA**

### **2.1. Definição de expansão urbana**

Dada a complexidade mencionada, o fenômeno da expansão urbana tem sido estudado dentro de diferentes disciplinas, tais como geografia, urbanismo, planejamento territorial, meio ambiente, economia e sociologia. As abordagens em cada uma das áreas são diferentes, como mostra Torrens (2008). Tais diferenças levam a diversas definições e que, às vezes, são inconsistentes entre si, gerando confusão de conceitos (LEVENT, 2005). Um dos principais objetivos da última década em termos de análise da expansão urbana é, assim, oferecer uma definição precisa do conceito, que também pode levar à pesquisa quantitativa.

Galster *et al.* (2001) faz esse esforço, fornecendo uma definição que consegue abranger a complexidade e a multidimensionalidade do fenômeno da expansão urbana. Esses autores definem expansão urbana como "um padrão de uso do solo em uma área urbana que apresenta baixos níveis de alguma combinação de oito dimensões distritais: densidade, continuidade, concentração, agrupamento, centralidade, nuclearidade, uso misto e proximidade". De maneira semelhante, Squires (2002) define expansão como "padrão de crescimento urbano e metropolitano que reflete o novo desenvolvimento excludente e de baixa densidade, dependente de automóveis, da franja de áreas assentadas, muitas vezes ao redor de uma cidade em deterioração". Glaeser e Kahn (2004) compilaram uma das mais completas revisões dos principais trabalhos sobre expansão urbana e suas consequências, definindo o conceito de forma semelhante ao proposto por Galster *et al.* (2001) ou Squires (2002) e levando em consideração os diferentes aspectos que interagem em uma cidade extensa. Outros exemplos de definições com essas perspectivas multidimensionais são aqueles mostrados por Dwyer e Childs, (2004)..

Embora essas formas de conceituação de expansão urbana consiga ser a mais consistente com a literatura multidisciplinar, ela apresenta os problemas da sobreposição das dimensões. Faz-se necessário levar em consideração a dificuldade de combinar essas dimensões em uma única medida, a qual permita o estudo da evolução da expansão ao longo do tempo, ou a comparação entre diferentes locais do grau de expansão. Consequentemente, outros autores têm procurado obter uma definição precisa e mais sintética do fenômeno que possa ser facilmente convertida em um indicador. Peiser (2001) destaca que pelo fato do termo de espraiamento, ou expansão urbana ser "nebuloso e confuso" é necessária uma linguagem mais precisa para defini-lo. Então, o autor define expansão com uma perspectiva mais espacial como "um uso guloso da terra, desenvolvimento monótono ininterrupto, desenvolvimento descontínuo e uso ineficiente da terra". Jaeger e Schwick (2014) avançaram nesse sentido, concentrando sua definição de

expansão urbana apenas em três dimensões do desenvolvimento urbano: dispersão, razão de área construída e densidade de uso. Essa definição fornece um indicador que quantifica a expansão. Desse modo, os autores propõem um índice que pondera os três aspectos por eles considerados.

Burchfield *et al.* (2006) avançam na simplificação do conceito, classificando o fenômeno como disperso ou compacto, de modo que "nas áreas extensas, grande parte do terreno imediatamente ao redor da casa média não será desenvolvido". Isso reduz a definição de expansão urbana a apenas uma dimensão, que é o grau de dispersão da construção, simplificando a quantificação. Esses autores propõem um índice de expansão urbana coerente com sua definição, que pode ser obtida por meio das possibilidades oferecidas pelo SIG. Esses autores usam imagens de Landsat-TM com resolução de 30×30 m, fornecendo interpretação fotográfica em um cenário de SIG *raster*. Assim, altos valores do índice de expansão urbana indicam altos níveis de dispersão, ou expansão, enquanto baixos valores indicam concentração. Este artigo teve um grande impacto e a abordagem desses autores se espalhou para as esferas da geografia e da economia urbana, com a subsequente publicação de muitos artigos baseados na ideia original de Burchfield *et al.* (2006). Algumas dessas pesquisas ampliaram o escopo de análise para aspectos da morfologia urbana ou da estrutura das cidades.

## 2.2. Fundamentação teórica da economia urbana

A fundamentação teórica dessa pesquisa é a mais utilizada na economia urbana. Trata-se do modelo de cidade monocêntrica, a qual lida com os determinantes das variações na intensidade do desenvolvimento urbano residencial. Este modelo deriva das contribuições pioneiras de Alonso (1964), Mills (1967), Muth (1969) e Wheaton (1974), comumente chamada de modelo AMM, referindo-se aos três primeiros autores. Essa teoria, apesar de amplamente utilizada, Burchfield *et al.* (2006) ressalta que devida à complexidade da expansão urbana, não existe um modelo unificado. Há, de fato, uma variada modelagem para questões específicas de expansão, mas usando essa teoria de base.

No modelo dessa teoria de base, assume-se que todos os empregos na cidade ocorrem dentro de um distrito central de negócios (CBD). Os padrões de crescimento urbano são determinados pelo *trade-off* entre habitação acessível longe do distrito central de negócios e os custos de deslocamento associados. Portanto, para compensar os custos de viagem mais elevados, os preços da moradia caem com a distância do CBD. Os lucros para quem constrói habitação são iguais, combinando terra e capital para produzir habitação. Isso implica em um gradiente semelhante para os preços da terra. A substituição em resposta à queda dos preços da terra e da habitação leva a moradias maiores. Assim, há menores razões capital/terra, ou seja, unidades menos altas, mais espaçosas e quintais maiores à medida que se afasta do centro. Essas características do modelo têm alguns pressupostos importantes.

Existem quatro pressupostos principais subjacentes ao modelo de cidade monocêntrica. Em primeiro lugar, um aumento da população urbana deve resultar em uma maior distância do centro da cidade e uma maior densidade populacional, uma vez que mais pessoas precisam ser acomodadas. Em segundo lugar, um aumento na renda aumenta a demanda por moradia e resulta em uma cidade elevada com uma densidade populacional menor. Em terceiro lugar, um aumento no custo do deslocamento reduz o rendimento disponível em geral, o que reduz a procura de habitação e resulta numa cidade mais compacta e densamente povoada. O custo de oportunidade da terra urbana aumenta devido ao aumento da produtividade agrícola, tornando as cidades menores e mais densas.

Essa versão básica do modelo de cidade monocêntrica fica aquém de explicar o

desenvolvimento disperso visto em algumas cidades, quando algumas parcelas de terra são deixadas subdesenvolvidas enquanto outras, mais distantes, estão sendo desenvolvidas. Para que as pessoas estejam dispostas a arcar com os custos adicionais de mudança associados a viver mais longe do CDB, a fim de ter espaço aberto perto de suas casas, é útil atribuir um valor de conveniência ao espaço público aberto (NEWBURN; BERCK, 2011); (TURNER, 2005); (WU, 2006).

### 2.3. Breve revisão da literatura de trabalhos empíricos

O modelo de cidade monocêntrica é testado empiricamente em vários estudos. Estudos independentes no contexto dos Estados Unidos, como Brueckner e Fansler (1983), McGrath (2005) e Song e Zenou (2006), encontram que a renda, população e a renda agrícola são fatores estatisticamente significativos para a área territorial urbana. Entretanto, os coeficientes das variáveis relativas aos custos de deslocamento são ambíguos e variam de acordo com as *proxies* utilizadas.

O estudo de Burchfield et al. (2006) inclui fatores ambientais e espaciais além dos fatores essenciais do modelo de cidade monocêntrica. Em seu estudo, a expansão é medida como a quantidade de terra não desenvolvida ao redor de uma residência urbana média. Este método determina a extensão do desenvolvimento urbano em áreas não desenvolvidas. O estudo descobre que a disponibilidade de água subterrânea, o clima frio, o terreno acidentado, o emprego descentralizado estão todos positivamente associados à expansão nos Estados Unidos entre 1976 e 1992. Os mesmos resultados são encontrados para infraestrutura de transporte público inicial, a incerteza sobre o crescimento metropolitano e o baixo impacto do financiamento do serviço público sobre os contribuintes locais.

Deng *et al.* (2008), usando um modelo consolidado de cidades monocêntricas e (Ke; Song e He (2009) estudam os fatores que determinam a escala espacial das cidades na China. Seus resultados mostram que o crescimento da renda desempenha um papel importante na expansão das cidades da China. Nesses estudos, descobrem-se que a ascensão do setor de serviços e a industrialização pareciam ter afetado o avanço do desenvolvimento urbano. No entanto, eles concluem que o impacto desses elementos é relativamente pequeno em comparação com o impacto direto do crescimento econômico.

Além das aplicações citadas, deve-se observar que vários modelos incluem variáveis que medem as taxas de criminalidade e a composição étnica da população. Nos Estados Unidos, é demonstrado que a expansão urbana é impulsionada pelo aumento da porcentagem de populações de minorias étnicas dentro das cidades, bem como pelo aumento das taxas de criminalidade no centro das cidades. Este último é explicado pelo desejo de muitos residentes de se afastar mais da área central da cidade para melhorar sua segurança pessoal. Em um contexto europeu, as pesquisas confirmam o efeito benéfico de maiores taxas de criminalidade sobre a expansão, mas observam o efeito oposto para as populações de minorias étnicas (SELOD e ZENOU, 2006); (FREEMAN; GROGGER; SONSTELIE, 1996); (PATAACCHINI *et al.*, 2009).

São poucos os trabalhos na literatura brasileira que tratam a expansão urbana utilizando modelos econométricos, bem como adotando como fundamento teórico o modelo AMM<sup>6</sup>. Nessa linha, Nova (2014) analisa o comportamento de alguns condicionantes da área urbana no Brasil, nos anos de 2000 e 2010. A autora usa o método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), aplicados a dados em cross-section, tendo a área urbana como variável de resultados e a população urbana, renda média e valor da terra agrícola como variáveis explicativas. De acordo com seus resultados, as elasticidades dessas variáveis explicativas dão robustez ao

---

<sup>6</sup> Alonso (1964), Mills (1967), Muth (1969)

modelo monocêntrico.

Aplicando os métodos de OLS e dados em painel, Santos (2020) estuda os condicionantes da área urbana no Brasil nos anos de 1991, 2000 e 2010. Sua fundamentação teórica é o modelo monocêntrico básico. As variáveis utilizadas no estudo foram a população urbana, renda domiciliar anual média, rendimento agrícola e o percentual da população residente em aglomerados subnormais dos municípios ou Regis  $i$  em cada período de tempo  $t$ . A variável de resultado é a área urbana. Os resultados encontrados convergem com aqueles constantes na teoria, apresentando sinais positivos para a população e renda das famílias, sugerindo que o aumento dessas variáveis implica em maior área urbana. O rendimento agrícola apresentam relação negativa com a expansão urbana, conforme aponta a teoria.

Souza (2006) faz uma abordagem do crescimento econômico urbano nas cidades brasileiras médias e grandes. A autora leva em conta o crescimento da população, da renda familiar per capita e como essas variáveis se relacionam com infraestrutura, educação, finanças públicas, mercado de trabalho e desigualdade de renda. Aplicando análise multivariada, os resultados mostram que em cidades mais industrializadas, com maior nível educacional e com mais infraestrutura como água e esgoto, o crescimento urbano é maior que nas áreas que não apresentam tais condições.

Nadalin e Iglioni (2015), por seu turno, fundamentam-se no modelo AMM para analisar o espraiamento urbano na região metropolitana de São Paulo. Eles usam a evolução da densidade populacional e de empregos e a evolução dos gradientes de densidade para criar um índice de espraiamento, cujo método de construção foi o de OLS. O índice desenvolvido tem como ponto de partida os problemas urbanos de congestionamentos, a vulnerabilidade ambiental e a desigualdade sócio-espacial. Então, concluem que o espraiamento ocorre a partir das ocupações das periferias pela população de baixa renda.

Na literatura internacional, há uma vasta abordagem da expansão urbana fundamentando-se no modelo AMM, com uma boa variação de métodos, mas tal como no Brasil e como apontam DeSalvo e Su (2017), o uso de dados em painel ainda é bastante inexplorado. Nesse sentido, esta pesquisa contribui com a literatura oferecendo uma abordagem inédita no Brasil.

### **3. METODOLOGIA**

Primeiramente, foi realizada uma revisão da literatura mais aprofundada. Após essa etapa, foi construído o modelo teórico para a respectiva aplicação do método quantitativo adequado. A etapa seguinte consistiu em coletar as informações de diversas fontes. A base de dados da área urbana formou uma série histórica a partir de 1985. Depois da coleta, foi realizado o tratamento dos dados para adequação ao modelo teórico-empírico empregado. Por fim, realizou-se a análise e a discussão dos resultados.

#### **3.1. Fontes de dados**

As variáveis utilizadas neste estudo, compreendendo o período de 2000 a 2020, foram coletadas das seguintes fontes: Mapbiomas Brasil, Mobilize Brasil, IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), secretarias de planejamento estaduais, Ministério do Trabalho e Emprego, Fenabreve (Federação Nacional da Distribuição de Veículos Automotores), Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil, Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (FIRJAN), Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS) e do IPEADATA. Os dados utilizados formam um painel composto por 9 unidades – nove regiões metropolitanas - em uma série histórica de 20 anos.

### 3.2. Descrição das variáveis

A área de expansão adotada é aquela disponibilizada pelo Mapbiomas, medida em quilômetros quadrados, que compreende os mapas do uso e cobertura do solo com o tema transversal de infraestrutura urbana. Conforme Souza *et al.* (2020), a classificação da infraestrutura urbana foi construída com base nos mosaicos dos satélites landsat, de forma automática. Nessa classificação, foi utilizado o modelo de *random forest*<sup>7</sup>, sendo a amostra de treinamento obtida a partir do *Open Street Map*, visando a classificação binária para infraestrutura urbana e ausência de infraestrutura urbana. Para tanto, foram usadas polilinhas, compreendendo ruas, caminhos, residências, serviços, filtradas por luzes noturnas da NOAA (National Oceanic Atmospheric Administration). Para essa classificação, foram usadas 14 variáveis de entrada, incluindo medianas de 5 bandas Landsat, índices de frações que distinguem com mais eficácia áreas urbanas de outras classes, fração de vegetação verde, entre outras variáveis.

O painel está balanceado, mas isso pôde ser alcançado somente por meio de projeções da variável *IDHR* (Índice de Desenvolvimento Humano - Renda). Apesar de haver série histórica disponível, há lacunas no tempo, como o período de 2001 a 2009 e no ano de 2011. Então, utilizou-se a projeção da população feita pelo IBGE e o PIB apurado anualmente. O *IDHR* é medido pela soma da renda de todos os residentes, dividida pelo número de pessoas que moram no município. Assim, o PIB per capita foi usado como *proxy* da renda, para as lacunas observadas. Para maior segurança dessa projeção, o Índice Firjan de emprego e renda, disponível anualmente para o período de 2003 a 2016, foi usado como variável instrumental e comparativa. A taxa de crescimento desse índice foi basicamente a mesma taxa para a projeção, assim como para os períodos efetivamente calculados.

O quociente de localização do emprego é medido por  $Qlc = \frac{e_i}{e} / \frac{p_i}{p}$ , em que  $e$  é o emprego na área  $i$ ;  $e$  o emprego total da região metropolitana;  $p_i$  a população na mesma área  $i$ ;  $p$  a população em toda a região metropolitana. Seguindo o mesmo modelo de Morollón; Marroquin; Rivero (2016), se a metrópole for totalmente monocêntrica, todas as áreas assumirão um valor de 0, exceto o centro, que assumirá valores muito altos. Se a metrópole está perdendo sua estrutura monocêntrica, o quociente de localização pode assumir valores elevados em muitas áreas. Por exemplo: suponha que Contagem tenha 236 mil empregos na indústria, enquanto a Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) tenha 1.180.000 empregos. A população de Contagem é 670.000 e a da RMBH é 6 milhões. O resultado seria um *qloc* de 1,79, mostrando que RMBH não é monocêntrica.

O valor da produção total *vpr* refere-se ao valor, em R\$, da produção total de lavouras temporárias e permanentes, horticultura e floricultura, de cada região. Como uma das prováveis razões da migração do campo para o urbano seja a mecanização das zonas rurais, então o valor da produção foi dividido pelo número de tratores adquiridos no período correspondente, para cada região. Assim, o valor utilizado representa a mecanização do campo de cada região e será usada com o uma *proxy* no valor da terra agrícola.

Os valores monetários das variáveis PIB e Produção Agrícola foram corrigidos pelo Deflator Implícito do PIB a preços de 2020. Para normalizar a série de dados, todas as variáveis foram logaritmizadas<sup>8</sup>, com exceção das variáveis *idhr* e *qloc* que, pela forma de cálculo, já são normalizadas.

---

<sup>7</sup> Para mais esclarecimentos sobre o modelo Random forest, consulte (BREIMAN, 2001).

<sup>8</sup> O uso do logaritmo permite que os valores de seus respectivos coeficientes expressem diretamente as elasticidades.

### 3.3. Estatística descritiva

Nesta pesquisa, a amostra de áreas urbanizadas não inclui todas as áreas urbanizadas das Regiões Metropolitanas delineadas pelo IBGE. Isso ocorre porque muitas RMs foram criadas após o ano 2000, não dispondo de dados completos. As regiões aqui consideradas são as mais antigas do Brasil, criadas ainda na década de 1970.

A Tabela 1 fornece as estatísticas descritivas para o conjunto de dados em painel balanceado com 189 observações. São apresentados os valores médios, desvio padrão, valores mínimos e máximos de cada variável. Conforme os dados, nota-se grandes variações entre as nove metrópoles estudadas.

Tabela 1- Estatística descritiva das variáveis da regressão

Variable	Obs	Média	Desvio padrão	Min	Max
Área RM km <sup>2</sup> - lnarea	189	688.14	584.35	182.36	2,099.72
Produto Interno Bruto (R\$ bi) - lnpi	189	0.25	0.32	0.03	1.23
População (mi) - lnpop	189	4.86	4.21	1.67	16.90
Custo deslocamento (minutos) – desloc	189	37.16	5.82	26.65	57.88
Densidade (hab / km <sup>2</sup> )	189	7.37	1.37	4.15	9.85
Infraestrutura básica (R\$ mi)- lninfra	189	4.54	4.21	0.99	16.70
Quociente locacional (qloc)	189	0.86	0.29	0.58	1.81
Valor produção agrícola (R\$ mi) -lnvprod	189	20.40	18.50	0.66	69.00

Fonte: dados da pesquisa

## 4. MODELAGEM

Neste trabalho, usou-se o modelo individual de regressão de efeitos fixos para estimar a expansão urbana. Essa expansão está associada a mudanças em fatores econômicos e geográficos, os quais são todos variantes no tempo.

### 4.1. Modelo teórico

Uma das premissas básicas e mais importantes nos modelos econométricos é a exogeneidade dos regressores. Essa premissa não permite uma correlação diferente de zero entre as variáveis explicativas e o termo de erro do modelo. Nessas condições, surge um problema recorrente em modelos de dados em painel, a endogeneidade. A endogeneidade dos regressores torna inconsistentes os estimadores e resulta em inferências inadequadas. Uma solução recomendada pela literatura está no uso de variáveis instrumentais.

A partir de uma perspectiva econométrica, as variáveis instrumentais representam uma maneira geral de obter uma estimativa imparcial da relação entre fatores econômicos e geográficos ( $X$ ) com a expansão urbana ( $Y$ ). Isso decorre da suspeita de que esses fatores ( $X$ ) estão correlacionados com o termo de erro ( $u_{it}$ ) do modelo da equação (1). Por exemplo, isso ocorre quando os fatores em ( $u_{it}$ ) representam fatores omitidos que determinam  $Y_{it}$ , ao passo que  $Y_{it}$  influencia  $X_{it}$ , gerando a causalidade reversa.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

As variáveis instrumentais ( $Z$ ) podem ajudar nessa situação, isolando uma parte da variação em  $X$  que não está correlacionada com  $u_{it}$ . Se as suposições descritas acima forem atendidas, então a análise de variável instrumental imparcial pode ser conduzida usando regressão de mínimos quadrados em dois estágios. No primeiro estágio, uma regressão em nível ligando  $X$  e  $Z$  da equação (2) é usada para decompor  $X$  em dois componentes: um componente problemático  $v_i$  que está correlacionado com o termo de erro  $u_{it}$  e um componente livre de problemas  $\pi_0 + \pi_1 Z_i$  que não está correlacionado com  $u_{it}$  (BAUM, 2006).



$$X_i = \pi_0 + \pi_1 Z_i + v_i \quad (2)$$

em que  $\pi_0$  é o intercepto,  $\pi_1$  é o impacto de  $Z$  e  $v_i$  é o termo de erro.

O segundo estágio usa apenas a variação livre de problemas em  $X$  para estimar o coeficiente  $\beta_1$ . As variáveis instrumentais implementada neste artigo foram, desse modo, usadas na abordagem de regressão de efeitos fixos, conforme descrito acima.

#### 4.2. Modelo empírico

Considerando as variáveis discutidas acima, o modelo de dados em painel desse trabalho começa com a seguinte expressão:

$$Exp = \alpha + \beta_0 X_{it} + \beta_1 \ln pop_{it} + \beta_2 desloc_{it} + \beta_3 densidade_{it} + \beta_4 \ln infra_{it} + \beta_5 qloc_{it} + \beta_6 \ln vprod_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

em que  $Exp$  é a área urbana, medida em quilômetros quadrados;  $\alpha$  é o termo constante, ou o intercepto;  $\beta$  são os coeficientes a serem estimados;  $\ln pop$  é a população da RM  $i$  no ano  $t$ ;  $desloc$  é o custo de tempo de deslocamento casa-trabalho;  $densidade$  demográfica da área de expansão da RM;  $\ln infra$  são os investimentos em infraestrutura básica de água e esgoto;  $qloc$  é o quociente de localização;  $\ln vprod$  é o valor da produção na área agrícola;  $\mu$  é especificado como efeito fixo, ou aleatório específicos de cada região estudada;  $\epsilon$  o termo de erro que incorpora outras variáveis não especificadas e;

$$X_{it} = \pi + \pi_1 \ln pib_{it} + \pi_2 idhr_{it} + \pi_3 \ln maq_{it} + \pi_4 frota_{it} + \pi_5 \ln areacol + \eta_{it} \quad (4)$$

em que  $\pi$  é o termo constante, ou o intercepto;  $\pi_i$  são os coeficientes das variáveis instrumentais;  $\ln pib$  o Produto Interno Bruto da região  $i$  no ano  $t$ ;  $idhr$  o Índice de Desenvolvimento do componente Renda;  $\ln maq$  são o volume das máquinas e equipamentos da zona rural da RM $_{it}$ ;  $\ln frota$  é a frota de veículos de cada RM;  $\ln areacol$  da RM;  $\eta$  é o termo de erro instrumental.

As equações (3) e (4) podem ser estimadas usando o método de mínimos quadrados ordinários (SQL), reunindo observações entre estados (UF) ao longo do tempo. Por outro lado, o SQL desconsidera o caráter de painel dos dados, levando a inferências incorretas (Baltagi, 2005). Nessa situação, modelos aleatórios e de efeitos fixos, ambos frequentemente usados com dados em painel, são preferíveis ao SQL. Ambos os modelos explicam a heterogeneidade individual não observável, sendo que a diferença entre eles é se os efeitos invariantes de tempo específicos individuais estão, ou não, correlacionados com os regressores.

O modelo de efeitos fixos é baseado no operador *within*. Isso implica que ele subtrai das variáveis sua média ao longo do tempo. Assim, as variáveis invariantes no tempo têm uma média igual ao seu valor, e o estimador *within* leva a um valor nulo da transformação interna dessas variáveis, fornecendo estimadores consistentes. Contudo, não nos permite estimar variáveis invariantes no tempo. A abordagem dos efeitos aleatórios melhora a precisão das estimativas, mas impõe a presunção estrita de que os efeitos individuais não estão relacionados a fatores explicativos.

## 5. RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados os resultados da pesquisa, iniciando com a especificação, teste de ajustes do modelo empírico utilizado. Em seguida, são discutidos os resultados. Testou-se as previsões do modelo monocêntrico regredindo a área de expansão de cada região metropolitana com as características individuais de cada área. A variável dependente em nossas regressões é, portanto, a área das RMs em km<sup>2</sup>.

## 5.1. Especificação, testes e ajustes do modelo empírico

O modelo de dados em painel de Efeitos Fixos (FE) permite capturar a heterogeneidade não observada entre as unidades. Isso é feito através dos efeitos fixos específicos de cada unidade. O modelo de Efeitos Aleatórios (RE), por outro lado, assume que os efeitos individuais são amostrados aleatoriamente de uma população maior. Além disso, assume que não há correlação entre os efeitos e as variáveis independentes.

Para definir qual o modelo adequado, entre técnicas FE e RE, realizou-se o teste de Hausman. De acordo com a hipótese nula do teste de Hausman, os estimadores do modelo de efeitos aleatórios não são, sistematicamente, diferentes daqueles do modelo de efeitos fixos. Considera-se que os estimadores do modelo de efeitos aleatórios são consistentes se a hipótese nula não pode ser rejeitada (probabilidade > 5%). Caso contrário, apenas o modelo de efeitos fixos é coerente e imparcial se a hipótese nula for rejeitada (probabilidade < 5%). Os resultados do teste de Hausman indicam que a hipótese de efeitos aleatórios é rejeitada em favor do estimador de efeitos fixos. Isto é, os resultados do teste sugerem que os estimadores de efeitos aleatórios não são consistentes.

Com dados estimados FE, ou RE faz-se necessário realizado um teste de correlação serial. Ao estimar modelos de painel com efeitos fixos ou efeitos aleatórios, está-se levando em conta a estrutura de painel, permitindo que as observações dentro de cada unidade sejam correlacionadas ao longo do tempo. Essa estrutura de correlação temporal é apropriada para detectar a presença de correlação serial (WOOLDRIDGE, 2002). A hipótese nula do teste de Wooldridge é que não há correlação serial. Os resultados obtidos permitem rejeitar  $H_0$  ao nível de significância de 1%. Isso implica no uso de modelo de painel dinâmico, ou no uso de primeiras diferenças para resolver o problema da correlação serial.

Diante disso, apesar do teste de Hausman sugerir FE como o modelo adequado, Baltagi (2021, p.93) ressalta que devido ao problema da endogeneidade, esse teste pode ficar invalidado. Os modelos FE e RE pressupõem que não há correlação entre os regressores ( $x_{it}$ ) e o termo de erro. Em outras palavras, eles exigem que as variáveis sejam exógenas. Se essa hipótese for ignorada, surge a endogeneidade, levando a estimativas inconsistentes e viesadas dos estimadores. Nesse contexto, as variáveis instrumentais são usadas para controlar a endogeneidade, fornecendo uma fonte exógena de variação para a variável independente endógena (BALTAGI, 2021, p.157). Conforme Das (2019), o uso de métodos de variáveis instrumentais (IV), ou o método generalizado de momentos (GMM), produz estimativas de parâmetros consistentes. Contudo, destaca o autor, a dificuldade está em encontrar instrumentos relevantes, já que uma variável instrumental deve estar correlacionada com a variável endógena, mas não deve estar correlacionada com o termo de erro da equação de regressão. Assim, foi realizado o teste de Hansen (1982) para as variáveis instrumentais utilizadas.

O procedimento do teste de Hansen foi o seguinte: 1) estimou-se o modelo de regressão com efeitos fixos; 2) usou-se os resíduos do modelo estimado em FE como variável independente em uma regressão auxiliar; 3) usou-se cada variável instrumental excluída do modelo como variável dependente dos resíduos; 4) os resultados da regressão auxiliar permitiram definir se as variáveis instrumentais utilizadas são válidas, ou não. A hipótese nula ( $H_0$ ) é de que os instrumentos são válidos, ou seja, não há correlação entre os resíduos da regressão estimada e a variável instrumental. A hipótese alternativa ( $H_A$ ) é de que os instrumentos são inválidos, ou seja, há correlação entre os resíduos da regressão estimada e a variável instrumental. Os resultados reportados na tabela a seguir são aqueles que, no teste, não permitiram a rejeição da hipótese nula, validando essas variáveis como bons instrumentos.

Tabela 2 - Teste de Hansen usando regressão auxiliar para validação dos instrumentos

Variáveis instrumentais	Coeficiente	Erro padrão	t	P> t	Intervalo de confiança 95%	
lnpib	3.241883	0.0421148	76.98	0.170	3.158802	3.324964
idhr	0.1095786	0.0070468	15.55	0.110	0.095672	0.12348
Lnmaq	1.167773	0.3021107	3.87	0.280	0.5717903	1.763757
Lnfrota	2.978955	0.0804285	37.04	0.190	2.820291	3.137619
ln_areacol	0.3749838	0.3098528	1.21	0.228	-0.236272	0.986240

Fonte: dados da pesquisa

## 5.2. Resultados e discussão

Com as variáveis instrumentais validadas, realizou-se a regressão no modelo de FE com variáveis instrumentais para corrigir a endogeneidade e a correlação serial. Os resultados são apresentados na Tabela 3.

O Produto Interno Bruto (PIB) é uma das variáveis econômicas de maior relevância para qualquer estudo. Apesar disso, nas pesquisas de expansão urbana usa-se o PIB per capita como variável explicativa. Nesse trabalho, usou-se uma lógica não costumaz, qual seja, a utilização do PIB como variável instrumental. Tal aplicação é justificada pelo fato de que esta foi a configuração plausível que se encontrou para explicar a expansão urbana, entre diversas tentativas. O PIB é uma variável exógena pura, mas que tem efeitos diretos e indiretos sobre qualquer outra variável econômica. Desse modo, como não poderia deixar de ser, seu efeito na expansão urbana é positivo, mas em grau menor. Porém, destaca-se que as demais variáveis do modelo são fortemente impactadas pelo PIB. Mahtta et al. (2022), mostra que o PIB teve sua importância aumentada na expansão urbana a partir do ano 2000. Em países com forte governança, o crescimento econômico contribui mais para a expansão do que o crescimento populacional.

A população, outra variável de grande importância para explicar a expansão urbana, apresentou o resultado esperado. Os resultados da regressão do modelo de efeitos fixos indicam que a população de uma área tem impacto positivo - e estatisticamente significativo - no tamanho espacial urbano durante o período 2000 a 2020. Esse resultado é consistente com a previsão teórica do modelo urbano monocêntrico. O modelo de efeitos fixos examina a relação entre o tamanho espacial de uma área e as variáveis explicativas variantes no tempo dentro de uma área urbanizada. Diante disso, os resultados da regressão indicam que, quando a população de uma RM aumenta em 1%, o tamanho espacial da RM aumentará em 0,28%, *ceteris paribus*.

Tabela 3 - Regressão em painel com modelo de efeitos fixos (*within-groups*) e variáveis instrumentais

Inarea	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[Conf. Inter 95%]	
Produto Interno Bruto (lnpib)	0.09441	0.016632	5.68	0.001	0.0618099	0.127004
População (lnpop)	0.28138	0.098608	2.85	0.004	0.0881084	0.474644
Índice de renda (idhr)	0.24804	0.105369	2.35	0.019	0.1545627	0.541523
Custo deslocamento (desloc)	0.09557	0.002218	2.51	0.012	0.0012208	0.009916
Densidade	-0.03982	0.011997	-3.32	0.001	-0.0633409	-0.016307
Infraestrutura básica (lninfra)	0.01957	0.078198	0.25	0.018	0.0172838	0.133692
Quociente locacional (qloc)	-0.04426	0.020574	2.15	0.031	-0.0039390	0.084589
Valor prod agrícola (Invprod)	-0.02151	0.013746	1.56	0.098	-0.0054340	0.048450
cons	0.40357	2.255738	0.18	0.858	-4.0175930	4.824737
sigma_u	0.431208					

sigma_e	0.013082		
rho	0.99908		(fraction of variance due to u_i)
F test that all u_i=0:		F(8, 172) = 91.07	Prob > F = 0.0000
Instrumented:	idhr, desloc, lnvprod, lninfra		
Instruments:	lnpop, lnplib, densidade, qlloc, idhr, lnareacol, lnmaq, lnfrota		
Number of obs = 189		Wald chi2	4.3E+07
Number of groups = 9		corr(u_i Xb)	0.65491
		Prob> chi2	0
R-sq			
within	0.8996		
between	0.9717		
Overall	0.9646		

Fonte: dados da pesquisa

A variável população apresentou um coeficiente inferior a alguns trabalhos, como Paulsen (2012). Paralelamente, apresenta sinal diferente de outros, como Morollón, Marroquin e Rivero (2016) e valor muito parecido com aquele obtido por Mahtta *et al.*(2022). Uma possível explicação, primeiramente, é o período analisado. No caso de Paulsen (2012), trata-se de três anos distintos (1980, 1990 e 2000), quando a população mundial crescia a taxas elevadas. No caso Morollón, Marroquin e Rivero (2016), o valor encontrado é negativo e, segundo os autores, esse pode ser um resultado que reflete os altos custos de deslocamento de áreas mais distantes. Em Mahtta *et al.*(2022), por outro lado, o impacto da população para mais de 300 cidades ao redor do mundo é 0,23%, justamente no período pós anos 2000. Portanto, isso mostra que os resultados nas RMs do Brasil convergem com aqueles observados ao redor do mundo.

O impacto da renda familiar (idhr) na expansão urbana apresentou um efeito positivo e significativo, em linha com a teoria. Para cada aumento de 1% nessa variável, ocorre o crescimento da área urbana em 0,24%. Uma possível explicação pode ser o custo do tempo de transporte, que aumenta com a renda. Também, pode ser a preferência por moradas mais amplas, com ocupação do solo menos compacta, como observam Nadalin e Iglioni (2015).

A expansão resultante do efeito renda, também ocasiona um aumento no custo de deslocamento, aqui usado como *proxy* para o custo do tempo de transporte. Quando o custo do tempo de transporte está abaixo de um certo limite, as pessoas estão dispostas a consumir moradias maiores e mais novas no subúrbio. Essa preferência envolve o aumento no custo de deslocamento, cujas distâncias são cada vez maiores e mais lentas. Quando o custo do tempo de transporte se torna suficientemente alto, no entanto, as famílias podem querer se mudar para mais perto do centro de emprego. Isso pode reverter o resultado teórico do modelo monocêntrico, resultando em uma área mais compacta (DESALVO; SU, 2017). A elasticidade para essa variável é de 0,09% de aumento no deslocamento para cada 1% de acréscimo horizontal da área urbana. Resultado positivo, mas em maior proporção, foi encontrado por Santos (2020).

Quando o custo do tempo deslocamento está em um limite superior, como já apontado, pode promover uma fuga da população que está em áreas mais distantes para regiões mais próximas das facilidades. Em contraste, as variáveis acima discutidas sugerem que há uma preferência por regiões mais afastadas, com terrenos maiores. O resultado dessa mudança é uma densidade demográfica menor. Com efeito, a densidade apresentou um coeficiente negativo, indicando que para cada aumento de 1% na área da RM, há uma redução de 0,04% na densidade demográfica. Tal resultado está em consonância com outros da literatura como Galster *et*

*al.*(2001); Brueckner e Fansler (1983), Patacchini *et al.*(2009); Paulsen (2012), Burchfield *et al.*(2006). Apesar disso, uma das principais previsões da teoria da cidade monocêntrica é que um aumento da população urbana deve aumentar a distância até a periferia da cidade e aumentar a densidade populacional, já que mais pessoas precisam ser abrigadas.

Ao se abordar o efeito que a infraestrutura causa na expansão urbana, nota-se que o resultado obtido se alinha com as variáveis até aqui discutidas. A oferta de infraestrutura básica (água e esgoto) pelo poder público cria condições para o aumento da expansão. Embora seja um pouco mais difícil encontrar trabalhos que usem essa variável, nesta pesquisa obteve-se uma resposta positiva, alinhada como o preconizado na teoria, tal como Nadalin e Iglioni (2015).

Um fator muito relevante para explicar, ainda que de forma aproximada, o nível de estrutura monocêntrica que uma RM mantém, ou que perde, é o quociente de localização do emprego. Essa variável se converte em uma maneira muito simples de fazer esse tipo de análise. Conforme apresentado na seção anterior, o quociente de localização pode apresentar valores maiores quando a RM está perdendo sua estrutura monocêntrica, ou valor zero quando é totalmente monocêntrica. Neste trabalho, o quociente locacional apresentou um coeficiente negativo, significativo a 5% de probabilidade, sugerindo a perda da estrutura monocêntrica das metrópoles brasileiras. De acordo com o resultado, a expansão da área urbana está acompanhada de uma geração de emprego na própria redondeza, evitando o deslocamento para o núcleo da RM. A revisão de literatura de economia urbana apresentada neste trabalho, sugere que as cidades terão maiores expansões ao se especializarem em setores onde o emprego não está tipicamente localizado perto do centro da cidade.

Por fim, usou-se o valor da produção agrícola como *proxy* do valor da terra agrícola. O coeficiente é negativo, conforme previsto pelo modelo monocêntrico. Quanto maior o valor da terra agrícola, mais lenta a expansão da RM. Resultados similares foram obtidos por Brueckner (2000) e Deng *et al.*(2008).

## **6. CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Usando a estrutura do modelo de cidade monocêntrica, este artigo investigou, empiricamente, os determinantes que influenciam a expansão urbana nas nove regiões metropolitanas mais antigas do Brasil. O artigo examina o impacto da população, renda familiar, custo do tempo de deslocamento, PIB, a densidade demográfica, o quociente de localização do emprego, investimento em infraestrutura básica e o valor da terra agrícola sobre o tamanho espacial da área urbanizada.

Entre essas variáveis, a que apresentou o maior coeficiente foi a população e a segunda variável de maior impacto sobre a expansão é o PIB. Na realidade, pode-se afirmar que o PIB é a variável de maior efeito porque ela tem influência direta e indireta sobre todas as outras variáveis analisadas. Os resultados estão em consonância com o preconizado pela teoria, mas sugerem que as regiões metropolitanas estão se tornando cada vez mais policêntricas. Análises dessa natureza podem ser aprimoradas com o uso de outras variáveis as quais não se dispunha no momento da pesquisa.

O Brasil apresentou um rápido crescimento urbano, desde os anos 40. Esse crescimento foi facilitado pelo uso de veículos, como ocorreu em outras partes do mundo. De um lado, eles facilitam as moradas mais distantes sem a dependência de transporte público. De outro lado, na literatura são relatados problemas advindos de seu uso intenso. O tempo de deslocamento tende a aumentar na medida em que ocorre a expansão da área urbana. Além disso, surgem outros problemas como poluição sonora e ambiental, queda na produtividade, diminuição da qualidade de vida. Esses são alguns fatores que merecem ser bem avaliados e são objetos de pesquisa futura.

O crescimento populacional nas regiões da franja urbana é mais lento e nessas áreas, a densidade tende a ser menor, haja visto a maior disponibilidade de terrenos. Embora não se tenha a disponibilidade dos dados neste trabalho, uma grande parte dessas áreas podem não estar rodeados por altas montanhas, facilitando a expansão. Em outras regiões, pode ocorrer o contrário, dificultando a expansão. Tal assertiva leva à necessidade de manter as pesquisas nessa área e identificar outros fatores determinantes da expansão urbana. Afinal, os hábitos da população mudam constantemente, fazendo emergir novos fatores enquanto outros perdem sua importância.

## REFERÊNCIAS

ALONSO, W. **Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent**. Cambridge: Harvard University Press, 1964.

ANGEL, S.; CHABAEVA, A.; GITLIN, L.; KRALEY, A.; PARENT, J.; PERLIN, M. **The dynamics of global urban expansion**. Washington, D.C.: World Bank Group, 1 set. 2005. Disponível em: <http://documents.worldbank.org/curated/en/138671468161635731/The-dynamics-of-global-urban-expansion>. Acesso em: 30 maio 2023.

BAGAN, H.; YAMAGATA, Y. Landsat analysis of urban growth: How Tokyo became the world's largest megacity during the last 40 years. **Remote Sensing of Environment**, v. 127, p. 210–222, dez. 2012. <https://doi.org/10.1016/j.rse.2012.09.011>.

BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. Cham: Springer International Publishing, 2021 (Springer Texts in Business and Economics). DOI 10.1007/978-3-030-53953-5. Disponível em: <https://link.springer.com/10.1007/978-3-030-53953-5>. Acesso em: 11 jul. 2023.

BAUM, C. F. **An Introduction to Modern Econometrics Using Stata**. [S. l.]: Stata Press, 2006.

BREIMAN, L. Random Forests. **Machine Learning**, v. 45, n. 1, p. 5–32, 1 out. 2001. <https://doi.org/10.1023/A:1010933404324>.

BRUECKNER, Jan K.; FANSLER, D. A. The Economics of Urban Sprawl: Theory and Evidence on the Spatial Sizes of Cities. **The Review of Economics and Statistics**, v. 65, n. 3, p. 479–482, 1983. <https://doi.org/10.2307/1924193>.

BRUECKNER, J.K. Urban growth models with durable housing: An overview. **Economics of Cities: Theoretical perspectives**. [S. l.: s. n.], 2000. p. 263–289.

BURCHFIELD, M.; OVERMAN, H. G.; PUGA, D.; TURNER, M. A. Causes of Sprawl: A Portrait from Space. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 121, n. 2, p. 587–633, maio 2006. <https://doi.org/10.1162/qjec.2006.121.2.587>.

BURGER, M.; MEIJERS, E. Form Follows Function? Linking Morphological and Functional Polycentricity. n. 5, p. 1127–1149, 2012. <https://doi.org/10.1177/0042098011407095>.

CHIN, N. Unearthing the roots of urban sprawl: a critical analysis of form, function and methodology. 2002.

DAS, P. **Econometrics in Theory and Practice: Analysis of Cross Section, Time Series and Panel Data with Stata 15.1**. Singapore: Springer, 2019. DOI 10.1007/978-981-32-9019-8. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/978-981-32-9019-8>. Acesso em: 11 jul. 2023.

DENG, X.; HUANG, J.; ROZELLE, S.; UCHIDA, E. Growth, population and industrialization, and urban land expansion of China. **Journal of Urban Economics**, v. 63, n. 1, p. 96–115, 2008.

DESALVO, J. S.; SU, Q. Determinants of Urban Sprawl: A Panel Data Approach. **International Journal of Regional Development**, v. 4, n. 2, p. 25, 19 jul. 2017. <https://doi.org/10.5296/ijrd.v4i2.10574>.

DWYER, J. F.; CHILDS, G. M. Movement of people across the landscape: a blurring of distinctions between areas, interests, and issues affecting natural resource management. **Landscape and Urban Planning**, v. 69, n. 2–3, p. 153–164, 15 ago. 2004. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2003.09.004>.

FREEMAN, S.; GROGGER, J.; SONSTELIE, J. The Spatial Concentration of Crime. **Journal of Urban Economics**, v. 40, n. 2, p. 216–231, 1 set. 1996. <https://doi.org/10.1006/juec.1996.0030>.

GALSTER, G.; HANSON, R.; RATCLIFFE, M. R.; WOLMAN, H.; COLEMAN, S.; FREIHAGE, J. Wrestling sprawl to the ground: Defining and measuring an elusive concept. **Housing Policy Debate**, v. 12, n. 4, p. 681–717, 2001. <https://doi.org/10.1080/10511482.2001.9521426>.

GLAESER, E. L.; KAHN, M. E. Sprawl and Urban Growth. In: HENDERSON, J. V.; THISSE, J.-F. (orgs.). **Handbook of Regional and Urban Economics**. Cities and Geography. [S. l.]: Elsevier, 2004. v. 4, p. 2481–2527. DOI 10.1016/S1574-0080(04)80013-0. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1574008004800130>. Acesso em: 17 jun. 2023.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 1029–1054, 1982. .

IBGE, I. B. de G. e E. Conheça o Brasil - População rural e urbana. 2023. **IBGE Educa Jovens**. Disponível em: <https://educa.ibge.gov.br/jovens/conheca-o-brasil/populacao/18313-populacao-rural-e-urbana.html>. Acesso em: 30 maio 2023.

IBGE, I. B. de G. e E. **Séries Estatísticas & Séries Históricas**. [S. l.: s. n.], 2021. Disponível em: <https://seriesestatisticas.ibge.gov.br/series.aspx?vcodigo=POP122>.

JAEGER, J. A. G.; SCHWICK, C. Improving the measurement of urban sprawl: Weighted Urban Proliferation (WUP) and its application to Switzerland. **Ecological Indicators**, v. 38, p. 294–308, mar. 2014. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2013.11.022>.

KE, S.; SONG, Y.; HE, M. Determinants of urban spatial scale: Chinese cities in transition. **Urban Studies**, v. 46, n. 13, p. 2795–2813, 2009.

LAMELA, A.; MOLINÍ, F.; SALGADO, M. En búsqueda de unas recomendaciones urbanísticas mundiales de densidad y espacios verdes. **Revista de climatología, meteorología y paisaje**, n. 27–28, p. 95–118, 2011.

LEVENT, T. B. Urban Sprawl in Western Europe and the United States. **Papers in Regional Science**, v. 84, n. 2, p. 293–295, jun. 2005. [https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2005.00019\\_2.x](https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2005.00019_2.x).

MAHTTA, R.; FRAGKIAS, M.; GÜNERALP, B.; MAHENDRA, A.; REBA, M.; WENTZ, E. A.; SETO, K. C. Urban land expansion: the role of population and economic growth for 300+ cities. **npj Urban Sustainability**, v. 2, n. 1, p. 1–11, 11 fev. 2022. <https://doi.org/10.1038/s42949-022-00048-y>.

MCGRATH, D. T. More evidence on the spatial scale of cities. **Journal of Urban Economics**, v. 58, n. 1, p. 1–10, 2005.



MILLS, E. S. An aggregative model of resources allocation in a metropolitan area. **American Economic Review**, v. 57, n. 2, p. 197, 1967.

MOROLLÓN, F. R.; MARROQUIN, V. M. G.; RIVERO, J. L. P. Urban sprawl in Spain: differences among cities and causes. **European Planning Studies**, v. 24, n. 1, p. 207–226, jan. 2016. <https://doi.org/10.1080/09654313.2015.1080230>.

MUTH, R. F. *Cities and Housing: The Spatial Pattern of Urban Residential Land Use*. **University of Chicago Press**, 1969. Acesso em: 6 jul. 2020.

NADALIN, V.; IGLIORI, D. Espreadamento urbano e periferização da pobreza na região metropolitana de São Paulo: evidências empíricas. **EURE (Santiago)**, v. 41, n. 124, p. 91–111, set. 2015. <https://doi.org/10.4067/S0250-71612015000400005>.

NEWBURN, D.; BERCK, P. Exurban development. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 62, n. 3, p. 323–336, 2011.

NOVA, C. V. **Condicionantes da Área Urbana no Brasil: uma análise empírica**. 2014. Dissertação – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2014.

PATACCHINI, E.; ZENOU, Y.; HENDERSON, J. V.; EPPLE, D. Urban sprawl in Europe. **Brookings-Wharton papers on urban affairs**, p. 125–149, 2009. .

PAULSEN, K. Yet even more evidence on the spatial size of cities: Urban spatial expansion in the US, 1980–2000. **Regional Science and Urban Economics**, v. 42, n. 4, p. 561–568, jul. 2012. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2012.02.002>.

PEISER, R. Decomposing Urban Sprawl. **The Town Planning Review**, v. 72, n. 3, p. 275–298, 2001. .

SANTOS, A. F. G. dos. Determinantes da expansão urbana no Brasil. 29 maio 2020. [masterThesis]. Disponível em: <https://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/38885>. Acesso em: 24 maio 2023. (Accepted: 2020-12-09T20:19:09Z).

SELOD, H.; ZENOU, Y. City structure, job search and labour discrimination: Theory and policy implications. **The Economic Journal**, v. 116, n. 514, p. 1057–1087, 2006. .

SONG, Y.; ZENOU, Y. Property tax and urban sprawl: Theory and implications for US cities. **Journal of urban economics**, v. 60, n. 3, p. 519–534, 2006.

SOUZA, F. O. M. de. **Crescimento econômico urbano nas cidades brasileiras médias e grandes**. 2006. Dissertação – Universidade Católica de Brasília - UCB, Brasília, 2006. Disponível em: <https://bdtd.ucb.br:8443/jspui/handle/123456789/557>. Acesso em: 7 jul. 2023.

SQUIRES, G. D. **Urban sprawl: Causes, consequences, & policy responses**. Washington, D.C: The Urban Institute Press, 2002.

TORRENS, P. M. A Toolkit for Measuring Sprawl. **Applied Spatial Analysis and Policy**, v. 1, n. 1, p. 5–36, abr. 2008. <https://doi.org/10.1007/s12061-008-9000-x>.

TURNER, M. A. Landscape preferences and patterns of residential development. **Journal of Urban Economics**, v. 57, n. 1, p. 19–54, 2005.

WHEATON, W. C. A comparative static analysis of urban spatial structure. **Journal of economic theory**, v. 9, p. 223–237, 1974.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. London, England: The MIT Press, 2002.

WU, J. Environmental amenities, urban sprawl, and community characteristics. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 52, n. 2, p. 527–547, 2006.