

POBREZA, DESIGUALDADE E FAVELIZAÇÃO: investigando elementos associados ao crescimento de aglomerados subnormais

Mateus Cavalcante de França¹

RESUMO: O crescimento de aglomerados subnormais (como vilas e favelas) é um desafio crescente para as cidades brasileiras, abrangendo fenômenos estudados por diversas áreas do conhecimento. Para melhor lidar com eles, é necessário compreender que elementos estão associados ao crescimento desses espaços. Em busca disso, neste trabalho foram coletados dados referentes a todos os municípios brasileiros em que foram localizados aglomerados subnormais no Censo Demográfico de 2010. Por meio de regressões lineares, investigou-se que elementos têm maior associação com o percentual municipal de habitantes em aglomerados subnormais, sob a hipótese de que a desigualdade social, medida pelo Coeficiente Gini, seria mais importante para explicar o fenômeno. Por fim, concluiu-se que, embora haja uma associação entre desigualdade social e favelização, é a taxa de pobreza que melhor se associa a esta, indicando a importância políticas públicas de integração social combate à pobreza para esses espaços.

Palavras-chave: Aglomerados subnormais; Pobreza; Desigualdade social.

ABSTRACT: The growth of subnormal clusters (such as slums) is a growing challenge to Brazilian cities, involving phenomena studied by different areas of knowledge. For better handling them, it's necessary to understand which elements are associated to the growth of these spaces. Following this goal, in this research, I've collected data referring to all Brazilian municipalities where subnormal clusters were located in the 2010 Demographic Census. By linear regressions, I investigated which elements present higher association with the municipal percentage of inhabitants in subnormal clusters, pursuing the hypothesis that social inequality, measured by the Gini Coefficient, would be the most important to explain the phenomenon. Finally, I concluded that, although there is an association between social inequality and slum growth, the poverty rate better associates itself to the latter, indicating the importance of public policies of social integration and poverty eradication to these spaces.

Keywords: Subnormal clusters; Poverty; Social inequality.

INTRODUÇÃO

A desigualdade é um problema enfrentado pelo mundo em diversos campos: as relações internacionais são marcadas por desigualdades, assim como uma série de outras dinâmicas a nível mundial, regional, nacional ou local. Nesse contexto, os países em desenvolvimentos têm, no geral, suas realidades internas fortemente desiguais. Nesses países, a desigualdade social é, não raro, associada a uma concentração de renda em uma elite que representa um pequeno percentual populacional, acompanhada de uma numerosa camada da população vivendo abaixo da linha da pobreza. É representativo disso o surgimento e crescimento, em diversas cidades, de assentamentos irregulares de

¹Mestrando em Direito na Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). E-mail: mateusfranca96@gmail.com

baixa renda. No Brasil, esse fenômeno é sensivelmente notório, com um aparente crescimento em número e tamanho desses espaços, que podem receber diferentes alcunhas, como vilas ou favelas².

Diante disso, é de se questionar: em que medida desigualdade social e pobreza estão associadas ao crescimento de assentamentos irregulares? Responder a essa pergunta mostra-se relevante para que governantes e agentes públicos possam melhor traçar políticas públicas com o intuito de lidar com esse fenômeno crescente. Como, em geral, vilas e favelas são algo considerado indesejável, seja tomando-se como perspectiva o bem-estar dos habitantes desses espaços, seja pelo zelo com manter a formalidade dos imóveis urbanos. Compreender que fatores associam-se ao crescimento da irregularidade fundiária urbana também é importante para traçar caminhos estratégicos nas políticas urbanas que visem a construção de cidades mais inclusivas e democráticas. Por fim, saber qual índice tem em suas associações impactos mais sensíveis no crescimento de vilas e favelas é salutar para definir prioridades no pertinente às políticas públicas, e análises melhor direcionadas no que concerne às ciências sociais.

Para responder à pergunta interposta, foram feitas análises de dados coletados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no Censo Demográfico de 2010. Partiu-se da hipótese de que tanto índices de desigualdade social quanto de pobreza populacional estariam associados ao crescimento de assentamentos irregulares consolidados, mas que o impacto daquele índice seria superior ao deste, inclusive ao serem adicionadas outras variáveis relativas a renda e demografia. Este trabalho é organizado em seis seções. No primeiro tópico, serão analisadas contribuições teóricas e empíricas em diferentes áreas das ciências sociais sobre os conceitos de pobreza e de desigualdade social, e como diferentes fenômenos da sociedade associam-se a discrepâncias na distribuição de renda. No segundo tópico, serão expostos conceitos importantes sobre irregularidade fundiária, discussões sobre como surgem esses espaços e pesquisas sobre como eles são caracterizados. No terceiro tópico, será exposta a metodologia desta pesquisa. O quarto tópico será destinado aos resultados, o quinto à discussão deles e o sexto a considerações finais.

² Fenômeno análogo acontece em vários países de todo o mundo, com nomes como *bidonvilles*, *slums*, *villas miséria*, *barriadas*, *campamentos*, *ranchos*, *colonias proletárias*, *ciudades perdidas*, entre outros (PAQUOT, 1996, p. 460-461).

POBREZA E DESIGUALDADE SOCIAL

Apesar de serem conceitos muito próximos, desigualdade social e pobreza são diferentes noções, cujas distinções precisam ser bem delineadas. A pobreza diz respeito “a situações de carência em que os indivíduos não conseguem manter um padrão mínimo de vida condizente com as referências socialmente estabelecidas em cada contexto histórico”, podendo ser mensurada em termos de renda, sendo a “linha da pobreza” um valor monetário mensal mínimo *per capita* para estabelecer uma vida minimamente digna (BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2000, p. 124). Já a desigualdade social refere-se, essencialmente, a diferenças de recursos entre indivíduos ou grupos dentro de uma determinada categoria de referência (THERBORN, 2001, p. 131-132). Isso ocorre a partir da divisão da sociedade em grupos:

As divisões sociais representam os *fundamentos* dos processos de constituição das desigualdades sociais, ou seja, os *fatores estruturais* (meios, direitos, riscos e oportunidades), as *redes interpessoais* (processos de encontro, imposição, negociação e transferência) e os *fatores culturais* (identidades, conhecimentos, valores e normas) cujas operações condicionam o *poder social* e o *estado de existência* dos membros dessas categorias sociais (SANTOS, 2011, p. 6-7).

A forma mais notória de desigualdade é a de renda, relativa ao grau de distribuição ou concentração da renda de uma determinada sociedade (ISHITANI *et al.*, 2006, p. 690). Contudo, o conceito não é restrito a isso, podendo haver desigualdades em relação a uma série de outros recursos, como o acesso a serviços públicos essenciais (CAMPELLO *et al.*, 2018, p. 56). As diferentes faces da desigualdade não são estabelecidas, do mesmo modo, apenas entre indivíduos ou grupos de diferentes classes sociais, podendo-se falar em desigualdade entre grupos raciais ou étnicos, diferentes gêneros, habitantes de várias regiões ou distintas faixas etárias (SCHWARCZ, 2019, p. 126). A desigualdade é, portanto, um fenômeno multidimensional, que materializa processos como “a exploração, hierarquia, exclusão e segmentação” (THERBORN, 2001, p. 122).

Mesmo assim, há fortes relações entre pobreza e desigualdade. Na verdade, podem ser apontadas retroalimentações entre índices de desigualdade e outros índices sociais, sendo um simultaneamente causa e resultado do outro (SANTOS, 2011, p. 10-11). Assim, apesar das diferenças conceituais, há sensíveis relações entre formas de desigualdade e a

pobreza³, podendo a má distribuição de renda ser entendida como determinante da ampliação da camada populacional sem acesso a recursos básicos (BARROS; HENRIQUES; MENDONÇA, 2000, p. 123, 131-132). Assim, é de se esperar que, no geral, uma intenção de combate à pobreza deve rever a estrutura de distribuição de renda, e um combate à desigualdade implica em reduzir o grau de pobreza de uma população (THERBORN, 2001, p. 132-133).

Por isso, há, não de hoje, um interesse crescente entre pesquisadores de diversas áreas em compreender as dinâmicas envolvidas na variância de índices de desigualdade social. Göran Therborn (2001) analisa dados internacionais para perceber causas da desigualdade entre nações e dentro de cada nação, percebendo que a globalização tem um efeito paradoxal nesses índices: enquanto a circulação de conhecimento e a atuação de algumas instituições internacionais e transnacionais têm um efeito redutor de desigualdades, o peso de processos da história mundial e fluxos comerciais cumprem um papel mais intenso em provocar desigualdades. Thomas Piketty e Emmanuel Saez (2003), a partir de dados sobre a renda populacional dos Estados Unidos entre os anos de 1913 e 1998, comparando também com pesquisas similares feitas na França e no Reino Unido, perceberam que os períodos de menor desigualdade de renda foram provocados por uma redução na renda da camada mais abastada (sobretudo os 1% mais ricos) da população. Roberto Iacono e Marco Ranaldi (2019), a partir de modelos econométricos, correlacionaram a crescente desigualdade em países latino-americanos a uma reduzida percepção média da desigualdade por parte da população, tornando mais difícil a eleição de governantes interessados em promover uma ampla redistribuição de renda, ou, quando eleitos, implementar esses processos mostra-se difícil; já a decrescente desigualdade em países escandinavos estaria relacionada a uma maior percepção média da desigualdade, facilitando a eleição de políticos dispostos a implementar medidas de redistribuição de renda e a subsequente implementação delas.

³ Alguns exemplos permitem compreender a importância de diferenciar os dois conceitos. Apesar de os exemplos mais citados de países com baixo nível de desigualdade social serem as nações escandinavas (IACONO; RANALDI, 2019, p. 19), , cuja população, em geral, não é considerada pobre, há exemplos em que pobreza e desigualdade podem não estar correlatas. Em nível mundial, Cuba e Coreia do Norte são dois países cuja população é considerada pobre, por haver um amplo percentual de cubanos e norte-coreanos com uma renda mensal abaixo da linha de pobreza global. Por outro lado, ambos os países têm baixos índices de desigualdade. Em escalas menores que a mundial, certamente há outros exemplos similares, de populações “igualmente pobres”.

No caso brasileiro, a história tem um peso importante na desigualdade social, sendo esta vista como uma reprodução de estruturas e práticas que iniciaram com a colonização e modelaram-se conforme as mudanças políticas, culturais e sociais do país (SCHWARCZ, 2019, p. 126-127). Ricardo Paes de Barros, Ricardo Henriques e Rosane Mendonça (2000), analisando dados sobre a renda e consumo brasileiros e comparando com desempenhos de outros países, concluíram que a pobreza no Brasil não é provocada por uma falta de desenvolvimento econômico, mas por uma alta concentração de renda: na verdade, o país, sob um certo olhar, sequer poderia ser considerado pobre, visto que, se houvesse uma distribuição equitativa da renda de todos os habitantes entre eles, todos estariam acima da linha internacional da pobreza. Marcelo Medeiros e Pedro Herculano G. de Souza (2013), analisando os fluxos diretos de distribuição ou coleta de valores monetários pelo Estado brasileiro, concluíram que, embora a tributação e alguns programas como o Bolsa Família promovam uma maior distribuição de renda, a maioria dos pagamentos efetuados pelo Estado destinam-se às camadas mais ricas da população e, assim, a ação estatal mais promove que combate a desigualdade de renda. Tereza Campello *et al.* (2018), analisando dados sobre educação, saúde, infraestrutura, bens de consumo e habitação entre os anos de 2003 e 2015, observaram avanços proporcionados por políticas públicas federais em reduzir desigualdades sociais, sem, contudo, ter sido alterado o fato de que o Brasil continua um país muito desigual.

Além disso, vários estudos investigaram as relações entre desigualdade social e outros fenômenos. Judith R. Blau e Peter M. Blau (1982) analisaram dados nacionais dos Estados Unidos e perceberam uma associação positiva entre desigualdade social e índices de crimes violentos (assassinato, estupro, assédio e roubo), sendo a desigualdade fator de influência inclusive sobre variáveis raciais e regionais. Ichiro Kawachi *et al.* (1997), analisando dados coletados nos Estados Unidos, concluíram que maior desigualdade social provoca menor organização social e comunitária que, por sua vez, está associada a piores índices de saúde e maior mortalidade. Richard A. Easterlin (2001), analisando questionários que investigavam a satisfação e as ambições de cada indivíduo, percebeu que pessoas mais ricas são, em média, mais felizes, mas o enriquecimento ao longo da vida não traz mais felicidade, pois as expectativas individuais também aumentam. Ada Ferrer-I-Carbonell (2005) chegou a resultados parecidos em pesquisa feita na Alemanha, percebendo um maior impacto de renda individual e felicidade em regiões mais pobres. Erzo F. P. Luttmer (2005) percebeu, a partir de dados demográficos dos Estados Unidos,

menores médias de bem-estar em cidadãos com vizinhos de maior poder aquisitivo, isto é, percebendo desigualdade de renda a nível de vizinhança. Maarten Berg e Ruth Veenhoven (2010), a partir de questionários aplicados em 119 países, perceberam uma curiosa⁴ associação positiva entre desigualdade de renda e felicidade média de um país. Já em pesquisa longitudinal feita a nível nacional nos Estados Unidos, Shigehiro Oishi, Selin Kesebir e Ed Diener (2011) perceberam uma média maior de felicidade, confiança em outrem e sentimento de justiça em anos nos quais havia maior distribuição de renda. Akinbobola e Saibu (2004), analisando dados públicos na Nigéria, concluíram que maiores gastos públicos em obras públicas gera menor desemprego e maior distribuição de renda. Janna L. Matlack e Jacob L. Vigor (2008) perceberam que, nos Estados Unidos, maiores índices de desigualdade social estão associados a maiores preços do mercado de compra de imóveis, se sua oferta não for de alta flexibilidade. Caroline Dewilde e Bram Lancee (2013), em pesquisa feita com dados de diferentes países europeus, concluíram que maior desigualdade social está associada a maiores preços do mercado de aluguéis de imóveis, se não há subsídio governamental à população de menor poder aquisitivo. Chuanchuan Zhang, Jia Shen e Rudai Yang (2016), em estudo feito na China, perceberam que períodos de maior desigualdade social geram maiores preços no mercado imobiliário e uma maior proporção de imóveis residenciais desocupados, sendo uma causa do crescimento de apartamentos superlotados.

No Brasil, também há estudos que avaliam os efeitos da desigualdade social, sobretudo no tocante ao acesso à saúde. Lenice Harumi Ishitani *et al.* (2006) perceberam, a partir de dados do Sistema Único de Saúde (SUS) e do IBGE, que há maior ocorrência de doenças cardiovasculares na população de baixa renda do que na de maior poder aquisitivo. José Alcides Figueiredo Santos (2011), a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2008 feita pelo IBGE, conclui que a desigualdade de renda determina amplamente (embora não total) a desigualdade racial no acesso a serviços públicos e privados de saúde. Já Isabella de Oliveira Campos Miquilin *et al.* (2013) perceberam desigualdades no acesso à saúde entre categorias de trabalhadores, tendo os trabalhadores formais melhores condições e acesso a serviços públicos e privados de saúde

⁴ Um equívoco da pesquisa de Berg e Veenhoven parece ser a mescla entre uma variável subjetiva (felicidade) e uma objetiva (desigualdade). Iacono e Ranaldi (2019) superaram essa limitação considerando *percepções* da desigualdade, que, por sua vez, tem uma associação negativa com o bem-estar médio.

do que trabalhadores informais e desempregados. Pouco há, contudo, de pesquisas empíricas que explorem quantitativamente correlações entre desigualdade social e irregularidade fundiária.

IRREGULARIDADE FUNDIÁRIA NO BRASIL

Há irregularidade fundiária quando uma propriedade imóvel não obedece aos padrões estabelecidos na ordem jurídica formal válida para aquele espaço e momento histórico (ALFONSIN, 2000, p. 23). Dito isso, é de se salientar que o fenômeno da irregularidade fundiária não é restrito à zona urbana (imóveis rurais que desobedeçam a normas formais sobre propriedade configuram situação de irregularidade fundiária), tampouco à classe social dos sujeitos envolvidos (residências de alto nível podem ser irregulares, caso descumpram qualquer requisito legal). Entretanto, é nas cidades em que esse fenômeno é, numericamente, mais comum, por envolver uma concentração maior de indivíduos e a exclusão de uma parcela deles da modernidade formal (MARICATO, 2003, p. 79). Além disso, a população de baixa renda (sobretudo urbana, mas também rural) é mais suscetível a habitar nesses espaços. Por um lado, porque as regulamentações fundiárias estabelecidas pela ordem jurídica estatal podem ser excessivas para grupos que dispõem de menos recursos⁵ (ALFONSIN, 2000, p. 150). Por outro, porque, sendo os imóveis residenciais irregulares em média de menor valor (mesmo pois, não raro, eles sequer são titulados), eles mostram-se como as únicas alternativas de moradia acessíveis a certos grupos de baixa renda (MARICATO, 2003, p. 80). Por vezes, a população de baixa renda de zonas urbanas estabelece-se em assentamentos marcados pela irregularidade fundiária de seus imóveis e irregularidade urbanística de seus espaços públicos (como ruas e calçadas). Essas são as favelas, inseridas no que Raquel Rolnik (1999, p. 100) denomina como “urbanismo de risco”:

Urbanismo de risco é aquele marcado pela insegurança, quer do terreno, quer da construção, ou ainda da condição jurídica da posse

⁵ Nesse sentido, é importante destacar os questionamentos de Boaventura de Sousa Santos (1996, p. 169-170) sobre acesso à justiça, apontando como um de seus obstáculos a falta de informação de amplas parcelas da população sobre normas do ordenamento jurídico que rege vários aspectos de sua vida. Assim, é possível que, em muitos casos, sujeitos (sobretudo pertencentes a classes de menor poder aquisitivo) alheios aos ditames do ordenamento jurídico formal por falta de informação podem desconhecer até mesmo que habitam em um imóvel irregular, ou que determinadas alterações em sua estrutura o levarão a uma situação de irregularidade.

daquele território. As terras onde se desenvolvem estes mercados de moradia para os pobres são, normalmente, justamente aquelas que, pelas características ambientais, são as mais frágeis, perigosas e difíceis de ocupar com urbanização: encostas íngremes, beiras de córregos, áreas alagadiças. As construções raramente são estáveis, e a posse quase nunca totalmente inscrita nos registros de imóveis e cadastros das prefeituras. O risco é, antes de mais nada, do morador: o barraco pode deslizar ou inundar com chuva, a drenagem e o esgoto podem se misturar nas baixadas – a saúde e a vida são assim ameaçadas. No cotidiano, são as horas perdidas no transporte, a incerteza quanto ao destino daquele lugar, o desconforto da casa e da rua.

Nesses espaços, concentram-se, assim, uma massa de trabalhadores que muitas vezes constroem suas próprias casas com recursos escassos, buscando satisfazer a sua necessidade fundamental de ter mínimas condições de habitação e, a partir dela, poder acessar, mesmo que em condições precárias, o restante do espaço urbano (MARICATO, 2015, p. 20). O cotidiano desses lugares é marcado pela insegurança de posse (COCKBURN, 2014, p. 12), isto é, a possibilidade constante de um despejo dos moradores por agentes do poder público. Também é comum que seja desenvolvido, entre os habitantes desses espaços, um sentimento de comunidade (CASÉ, 1996, p. 14), entendendo aquele conjunto de moradias irregulares como parte de um mesmo território de uma cidade. Como esse fenômeno pode ganhar uma série de denominações pelo Brasil, como favela, vila, invasão, assentamento ou ocupação, o IBGE (2010) criou o termo “aglomerado subnormal” para defini-lo:

Aglomerado Subnormal é uma forma de ocupação irregular de terrenos de propriedade alheia – públicos ou privados – para fins de habitação em áreas urbanas e, em geral, caracterizados por um padrão urbanístico irregular, carência de serviços públicos essenciais e localização em áreas restritas à ocupação. No Brasil, esses assentamentos irregulares são conhecidos por diversos nomes como favelas, invasões, grotas, baixadas, comunidades, vilas, ressacas, loteamentos irregulares, mocambos e palafitas, entre outros.

Assim, a irregularidade fundiária é critério essencial para a configuração de um assentamento urbano como aglomerado subnormal. Vários fatores podem ser apontados como originários desse fenômeno. Por todo o Brasil, a dissolução do regime escravocrata, feito sem nenhum suporte por parte do Estado à população recém-liberta, é apontado como fator que originou vários aglomerados subnormais (ALFONSIN, 2000, 46). A

destruição por ações policiais de grandes cortiços⁶, em especial no Rio de Janeiro, também é associada ao surgimento de favelas, construídas pela população expulsa, que ficou sem moradia imediata (NEUSTADT, 2013, p. 125). No Brasil como em outros países em desenvolvimento, a migração de trabalhadores rurais despossuídos para os centros urbanos industrializados em busca de emprego e melhorias de bem-estar (muitas vezes sem êxito) também é apontada como fator que provocou o surgimento e crescimento de aglomerados subnormais (LEFEBVRE, 2008, p. 80-81). O déficit habitacional e o desamparo pelo poder público a grupos despossuídos de moradia que ainda marca as cidades brasileiras também é um elemento comumente apontado, que faz com que esses sujeitos organizem-se para suprir sua necessidade fundamental por moradia por meio de ocupações irregulares (WOLKMER, 2001, p. 107). Por fim, Erminia Maricato (2003) aponta que a ordem jurídico-urbanística brasileira historicamente tende a favorecer a concentração de renda e de terras urbanas, gerando cidades excludentes e, conseqüentemente, maiores volumes populacionais em aglomerados subnormais, processo esse que não foi completamente revertido nem pelos esforços legislativos do Estatuto da Cidade de 2001.

Muitos estudos analisaram dinâmicas relacionadas aos aglomerados subnormais brasileiros. Pedro Abramo (2007) observa uma dinâmica de retroalimentação entre o mercado formal e o informal de imóveis em regiões centrais e periféricas das cidades, percebendo que o segundo ocupa espaços indesejados pelo primeiro e, dentro do mercado informal de terras urbanas, há um fluxo entre assentamentos irregulares em regiões centrais (de custo mais elevados dentro do contexto da informalidade) e loteamentos irregulares nas franjas urbanas (de menores custos, pela distância da infraestrutura urbana e dos centros de oferta de emprego). Analisando dados do Censo Demográfico de 2010 do IBGE, Jan K. Brueckner, Lucas Mation e Vanessa G. Nadalin (2019) traçaram um perfil dos aglomerados subnormais brasileiros como áreas mais densas e de menor renda média do que a cidade formal, com ocorrência comum de esgotamento sanitário a céu aberto e coleta de detritos sólidos insuficiente. Eles perceberam, também, que a distância em relação ao centro é positivamente associada à ocorrência desses elementos. O perfil dos habitantes desses espaços é de uma maior média de população não-branca e analfabeta. Por fim, eles perceberam associações positivas entre valores médios de aluguéis no

⁶ O maior deles era o Cabeça de Porco, que é considerado como “uma espécie de germe das primeiras favelas” (MAGALHÃES, 2010, p. 177-178).

mercado imobiliário urbano formal e área urbana ocupada por aglomerados subnormais, o que pode significar que maiores custos de aluguel fazem com que uma maior parcela da população pobre recorra à habitação em assentamentos irregulares ou que a reduzida oferta de terras urbanas provocada por essas ocupações faça com que os aluguéis tornem-se mais custosos no mercado formal de imóveis urbanos.

Danielle Cavalcanti Klintowitz (2008), em pesquisa feita na favela carioca da Rocinha sobre o uso de espaços públicos, percebe, em aglomerados subnormais, uma tendência à densificação horizontal e vertical tendo como primazia a edificação de novas residências, sendo reduzida a importância dada, no crescimento desses lugares, a espaços públicos. Muitos estudos observaram consequências da segregação socioespacial sofrida pelos habitantes de aglomerados subnormais. Alba Zaluar (1994) e Marcos Alvito (2001), por exemplo, em etnografias feitas nas favelas cariocas de Cidade de Deus e Acari, respectivamente, perceberam que a trajetória de líderes criminosos nesses espaços é propulsionada pela exclusão sofrida pela população favelada, que desenvolve muitas vezes relações de confiança com essas figuras, por terem com ela relações de proximidade e vizinhança, mesmo com a não rara ocorrência de práticas de violência e abuso de poder dessas lideranças. Contudo, Boaventura de Sousa Santos (2018) e Alex Ferreira Magalhães (2010) observaram, respectivamente, nas favelas cariocas do Jacarezinho (que o sociólogo português chamou pelo pseudônimo “Pasárgada”) e do Parque Royal, que as normas comunitárias que regem a vida desses espaços emulam a juridicidade estatal, dando a elas maior legitimidade.

Muito foi discutido sobre fatores historicamente relacionados com o surgimento de aglomerados subnormais e os elementos que os caracterizam. Contudo, pouco foi discutido sobre fatores conjunturais que estão quantitativamente associados ao crescimento desses assentamentos. A partir da literatura revisada, parte-se da hipótese segundo a qual a desigualdade social e a pobreza estão associadas a um maior contingente populacional em aglomerados subnormais, sendo a desigualdade de renda o principal fator associado a esse crescimento, pois uma maior concentração de renda induziria o mercado formal de imóveis urbanos a buscar consumidores de maior poder aquisitivo, restando à população pobre recorrer ao mercado informal de imóveis urbanos, o que não ocorreria da mesma forma, por exemplo, em municípios pobres, mas pouco desiguais.

METODOLOGIA

Visto o teor da pergunta que motivou esta pesquisa, a forma mais adequada de chegar a resultados é por meio de uma análise de dados quantitativos. Foram, então, colhidos resultados do Censo Demográfico de 2010 do IBGE⁷, por ter sido o primeiro e único, até a conclusão deste trabalho, a abordar aglomerados subnormais (IBGE, 2010). Dados adicionais também foram coletados do Atlas do Desenvolvimento⁸, realizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), pela Fundação João Pinheiro e pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) a partir dos dados do Censo de 2010. Foram utilizados apenas dados baseados neste censo para utilizar apenas informações provenientes de uma única fonte e um único método de coleta. Como busca-se compreender que fatores conjunturais estão relacionados ao crescimento de aglomerados subnormais, foram utilizados apenas dados municipais do universo de 323 municípios⁹ nos quais foram identificados aglomerados subnormais em 2010¹⁰.

VARIÁVEIS

VARIÁVEL DEPENDENTE

Mais de uma informação contida no Censo de 2010 permite averiguar a proporção de aglomerados subnormais dentro de cada município brasileiro. Neste trabalho, foi escolhido como parâmetro o percentual de habitantes de um município que habitam em aglomerados subnormais. Esse índice foi escolhido como parâmetro por ser melhor capaz de mostrar impactos da irregularidade fundiária aos sujeitos diretamente afetados por ela do que, por exemplo, o percentual de área municipal ocupada por aglomerados subnormais.

⁷ Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>>. Último acesso em 19/01/2020.

⁸ Disponível em: <<http://atlasbrasil.org.br/2013/pt/consulta/>>. Último acesso em 20/01/2020.

⁹ Os dados já indicam sensíveis desigualdades regionais. A maior parcela desses municípios localiza-se na região Sudeste, com 145 casos. Já a região Centro-Oeste tem o menor número de casos, apenas 9 (ver Apêndice).

¹⁰ Há limitações nesses dados. Conforme observado por Maia *et al.* (2019) a partir de observações na cidade de Palmas, há aglomerados subnormais não detectados pelos pesquisadores do IBGE já existentes em 2010. Mesmo assim, os dados do Censo de 2010 continuam os mais confiáveis e completos para analisar esse fenômeno nas cidades brasileiras.

VARIÁVEIS INDEPENDENTES PRINCIPAIS

Os dois principais índices a serem testados foram desigualdade de renda e pobreza. Para a desigualdade de renda, foi utilizado o Coeficiente Gini municipal. Trata-se de medida de desigualdade que varia de 0 a 1¹¹, sendo 0 um cenário em que todos os indivíduos têm a mesma renda e 1 um cenário em que toda a renda é concentrada em apenas um indivíduo¹². Para medir o segundo índice, foi usada a “taxa de pobreza”, correspondente ao percentual de habitantes do município com renda domiciliar *per capita* inferior à linha da pobreza, a qual corresponde à metade do salário mínimo à época. Esses índices foram extraídos do Atlas do Desenvolvimento.

VARIÁVEIS DE CONTROLE

Para medir outras variáveis que podem impactar o crescimento de aglomerados subnormais e controlar os efeitos das variáveis independentes principais, uma série de variáveis de controle foram testadas, correspondentes a dados demográficos e socioeconômicos municipais. São elas: porte da cidade (variável ordinal com valores 1- cidade pequena para as com menos e 100.000 habitantes, 2- cidade média para as com população entre 100.000 e 300.000 habitantes, 3- cidade grande para as com população entre 300.000 e 10.000.000 de habitantes, 4- megacidade, para cidades com mais de 10.000.000 de habitantes); densidade demográfica (hab/km²); macrorregião no país (variável categórica, foi utilizada como categoria de referência a região Sul); Índice de Desenvolvimento Humano (IDH); índice de trabalho infantil (percentual de pessoas com idade entre 10 e 17 anos com ocupação na semana de referência); taxa de ocupação (em percentual de habitantes com mais e 10 anos); rendimento médio mensal das pessoas com ocupação (em reais); rendimento mediano mensal das pessoas com ocupação (em reais); taxa de urbanização (percentual de habitantes em zona urbana); rendimento domiciliar *per capita* médio (em reais); razão entre a renda de brancos e pretos; razão entre a renda

¹¹ Para uma melhor leitura dos resultados, foi calculada uma variável correspondente a pontos percentuais no Coeficiente Gini.

¹² Testes de solidez foram feitos com outros três índices de desigualdade, para confirmar que os resultados obtidos não eram em decorrência de especificidades o Coeficiente Gini: o Índice Theil municipal, a razão entre a renda dos 10% mais ricos e os 40% mais pobres e a razão entre a renda dos 20% mais ricos e os 40% mais pobres. Todos os resultados foram similares e estatisticamente significantes.

de brancos e pardos; taxa de analfabetismo (percentual de pessoas com mais de 15 anos que não sabem ler ou escrever); anos de estudo (expectativa de ciclos escolares anuais completos aos 18 anos de idade)¹³.

PROCEDIMENTO

Para avaliar como se dá a interação entre as variáveis independentes principais e o percentual municipal de habitantes em aglomerados subnormais, foram feitas uma regressão linear simples para o Coeficiente Gini e uma para a taxa de pobreza. Na sequência, foi feita uma regressão linear utilizando as duas variáveis independentes principais. Esses procedimentos permitem comparar o quanto a variância de cada uma delas está associada à variância da variável dependente (R^2) e, em seguida, comparar diretamente o efeito da interação simultânea de ambas as variáveis independentes com a dependente. Em seguida, foi feita uma regressão linear multivariada considerando as variáveis de controle. Adotou-se o método *stepwise*, acrescentando-se manualmente cada variável ao modelo, mantendo-se no modelo final apenas aquelas que contribuíram em aumentar o coeficiente de determinação (R^2), construindo um modelo capaz de explicar o máximo possível, com os dados disponíveis, a variância da variável dependente.

RESULTADOS

A primeira regressão linear simples mostrou, como esperado, que a desigualdade de renda está significativamente associada a um maior percentual médio de habitantes em aglomerados subnormais. O resultado foi o seguinte:

¹³ Estatísticas descritivas das variáveis usadas no modelo final no Apêndice. As que tiveram distribuição anormal foram convertidas em logaritmo.

Coefficientes^a

Modelo	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	t	Sig.
	B	Erro Padrão	Beta		
1 (Constante)	-,719	,541		-1,328	,185
Coeficiente Gini municipal (multiplicado por 100)	,044	,010	,232	4,264	,000

a. Variável Dependente: Percentual logaritmizado de habitantes em aglomerados subnormais

A regressão indica que, a cada variação positiva média de 1% no Coeficiente Gini municipal, há em média cerca de 0,044% mais habitantes de um município em aglomerados subnormais. Esse efeito é significativo na ordem de 0,1%¹⁴, sendo muito baixa a probabilidade de o resultado não repetir-se em outras amostras. O R² teve o valor de 0,051, indicando que 5,1% da variância do percentual de habitantes em aglomerados subnormais é explicado unicamente pela variância do Coeficiente Gini. A segunda regressão linear simples revelou que, também conforme esperado, uma associação positiva entre pobreza e percentual médio de habitantes de um município em aglomerados subnormais. Os seguintes resultados foram obtidos:

Coefficientes^a

Modelo	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	t	Sig.
	B	Erro Padrão	Beta		
1 (Constante)	,785	,176		4,465	,000
Taxa de pobreza logaritmizada	,337	,070	,260	4,816	,000

a. Variável Dependente: Percentual logaritmizado de habitantes em aglomerados subnormais

¹⁴ Apesar de os dados incluírem todo o universo estudado, a significância permanece importante diante dos já esperados baixos coeficientes de determinação, visto a complexidade do fenômeno social estudado e as amplas especificidades de cada caso tratado.

Os resultados indicam que, a cada 1% médio a mais de habitantes abaixo da linha da pobreza em um município, há em média mais 0,337% pessoas morando em aglomerados subnormais. Essa relação é altamente significativa (na ordem de 0,1%). O R² ajustado obtido indicou que apenas a taxa de pobreza explica cerca de 6,5% da variância da variável dependente, isto é, mais do que o Coeficiente Gini, o que contraria a hipótese deste trabalho. Interagindo ambas as variáveis independentes principais com a variável dependente, os seguintes resultados foram obtidos:

Coeficientes^a

Modelo	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	t	Sig.
	B	Erro Padrão	Beta		
1 (Constante)	-,453	,543		-,834	,405
Taxa de pobreza logaritimizada	,253	,078	,195	3,249	,001
Coeficiente Gini municipal (multiplicado por 100)	,027	,011	,145	2,409	,017

a. Variável Dependente: Percentual logaritimizado de habitantes em aglomerados subnormais

Os resultados que, a cada aumento médio de 1% na taxa de pobreza municipal controlada pelo Coeficiente Gini, há um aumento médio de 0,253% no percentual da população habitante em aglomerados subnormais, com significância na ordem de 1%. Já um aumento de 1% no Coeficiente Gini municipal (controlado pela taxa de pobreza), há um aumento médio de 0,027% da população habitante em aglomerados subnormais, com significância estatística na ordem de 5%. Ambos os índices em conjunto explicam 7,8% da variância da variável dependente. Os coeficientes padronizados (Beta) indicam que o efeito da taxa de pobreza sobre a irregularidade fundiária é superior ao da desigualdade de renda, o que contraria a hipótese desse trabalho conforme a qual o Coeficiente Gini teria um maior efeito. As variáveis de controle evidenciaram essa relação, sendo o modelo final obtido o seguinte:

Coeficientes^a

Modelo	Coeficientes não padronizados		Coeficientes padronizados	t	Sig.
	B	Erro Padrão	Beta		
1 (Constante)	-,279	2,163		-,129	,897
Taxa de pobreza logaritmizada	,781	,277	,603	2,819	,005
Coefficiente Gini municipal (multiplicado por 100)	-,020	,014	-,107	-1,412	,159
Porte da cidade	,338	,108	,217	3,120	,002
Expectativa média de anos de estudo aos 18 anos	-,289	,110	-,220	-2,619	,009
Índice de Desenvolvimento Humano em percentuais	,044	,020	,267	2,225	,027
Nível de ocupação (pessoas a partir de 10 anos)	-,009	,018	-,052	-,501	,616
Rendimento mediano mensal de pessoas com mais de 10 anos e fonte de renda	,001	,001	,195	1,606	,109
Taxa de analfabetismo logaritmizada.	-,240	,236	-,137	-1,017	,310
Município da região Norte	,431	,362	,125	1,191	,234

Município da região Nordeste	,281	,322	,095	,873	,384
Município da região Sudeste	,077	,207	,031	,373	,709
Município da região Centro-Oeste	-1,196	,441	-,152	-2,713	,007

a. Variável Dependente: Percentual logaritmizado de habitantes em aglomerados subnormais

As variáveis de controle não incluídas no modelo foram testadas, mas seus efeitos geraram reduções no coeficiente de determinação e, por isso, foram desconsideradas. Os resultados indicam que cada aumento médio de 1% na taxa de pobreza (controlado pelas demais variáveis) está associado a um aumento médio de 0,789% no percentual de habitantes em aglomerados subnormais, resultado esse significativo na ordem de 1%. O Coeficiente Gini controlado pelas demais variáveis passou a ter uma associação negativa com a variável dependente, porém sem significância estatística. Cada aumento na escala de 1 a 4 relativa ao porte da cidade é associado a um aumento médio de 0,338% do percentual da população municipal em aglomerados subnormais, com significância na ordem de 1%. Um aumento médio em um ano na expectativa de anos de estudos aos 18 anos de idade é associado a uma redução média de 0,289% no percentual populacional em aglomerados subnormais, com significância estatística na ordem de 1%. Cada aumento médio em 1% no IDH municipal está associado a um aumento médio de 0,044% no percentual de habitantes em aglomerados subnormais, com significância estatística na ordem de 5%. O nível de ocupação e a taxa de analfabetismo apresentaram uma associação negativa com a variável dependente e o rendimento mediano mensal da população com mais de 10 anos e fonte de renda uma associação positiva, mas sem significância estatística. O município estar localizado nas regiões Norte, Nordeste ou Sudeste está associado a maiores médias da variável dependente que municípios da região Sul, porém sem significância estatística. Entretanto, municípios localizados na região Centro-Oeste têm em média menos 1,196% habitantes em aglomerados subnormais que municípios localizados na região Sul, com significância estatística na ordem de 1%. O conjunto dessas variáveis explica 17,9% da variância da variável dependente. De todas as variáveis, o coeficiente padronizado indica

que a que produz maiores efeitos na variável dependente é a taxa de pobreza, com um coeficiente padronizado muito maior que o de qualquer outra variável inserida no modelo.

DISCUSSÃO

Os resultados obtidos a partir dos dados coletados no Censo Demográfico de 2010 confirmaram apenas parcialmente a hipótese deste trabalho. Por um lado, conforme esperado, tanto a desigualdade de renda quanto a taxa de pobreza estão positiva e significativamente associadas a maiores percentuais médios da população de um município habitando em aglomerados subnormais. Contudo, a hipótese deste trabalho também foi parcialmente provada errada. Ao contrário do esperado, a taxa de pobreza mostrou-se consideravelmente mais associada à variável dependente: seu potencial explicativo em relação ao fenômeno do crescimento populacional de aglomerados subnormais (6,5%) é mais alto do que o apresentado pelo Coeficiente Gini (5,1%); interagindo simultaneamente ambas as variáveis com a dependente, os efeitos da taxa de pobreza também foram maiores; a taxa de pobreza manteve-se altamente significativa (na ordem de 1%) mesmo com o acréscimo de uma série de variáveis de controle, ao contrário do Coeficiente Gini; mesmo em relação às demais variáveis inseridas, o coeficiente padronizado observado na taxa de pobreza é substancialmente maior. Assim, dentre todas as variáveis elencadas, a pobreza é a que melhor explica o crescimento populacional em favelas.

Ao contrário do que foi previamente suposto – que maior concentração de renda induz o mercado imobiliário formal a buscar seus consumidores nas camadas de maior poder aquisitivo –, os resultados aqui obtidos trazem uma outra possibilidade de discussão. Esse efeito pode, de fato, ocorrer, conforme observado pela associação entre o Coeficiente Gini municipal. Contudo, os resultados apontam que esse efeito pode ser limitado pelo fato de o valor dos imóveis residenciais serem essencialmente de valores elevados no mercado formal de terras urbanas no Brasil. Assim, embora a concentração de renda dificulte o acesso à moradia, esta, tratada como mercadoria, já é dotada de um valor monetário inalcançável para uma grande parcela da população – em especial a que situa-se abaixo da linha da pobreza. A partir desses resultados, pode-se considerar que as políticas públicas mais estratégicas para reduzir o crescimento populacional de aglomerados subnormais devem priorizar a erradicação da pobreza, e não primordial ou imediatamente

a distribuição de renda. A nível imediato, a ampliação de subsídios estatais no acesso a compra ou aluguel de imóveis, conforme é feito, por exemplo, em alguns países europeus (DEWILDE; LANCEE, 2013, p. 1190), pode minimizar os efeitos da taxa de pobreza no crescimento de assentamentos irregulares urbanos. Futuras pesquisas podem explorar o impacto desse tipo de política pública na expressão percentual de aglomerados subnormais em municípios brasileiros.

É importante salientar, contudo, que a perda de significância da desigualdade de renda no modelo multivariado obtido não significa, necessariamente, que não haja associação entre desigualdade de renda e crescimento de aglomerados subnormais nas cidades brasileiras. O coeficiente de determinação de 5,1% obtido na regressão linear simples é um indicativo de que a concentração de renda está por trás de uma parcela nada desprezível do crescimento de aglomerados subnormais. Portanto, políticas públicas de distribuição de renda podem ser eficazes em conter esse fenômeno. Assim, o mais provável é que o impacto do índice de desigualdade de renda medido pelo Coeficiente Gini tenha sido “absorvido” pela associação entre as demais variáveis do modelo e a variável dependente¹⁵. Essas relações e os efeitos das demais variáveis serão discutidas a seguir.

Não surpreende que o porte da cidade tenha uma associação positiva com a variável dependente. Se o espaço urbano pode ser definido como sobreposições complexas de atividades humanas em um só tempo fragmentadas e articuladas (CORRÊA, 1989, p. 7), é de se esperar que, quanto mais populosa for uma cidade, mais complexas as suas dinâmicas. O crescimento e a densificação sem controle e planejamento das cidades brasileiras intensifica os seus problemas como trânsito, poluição e desigualdade, configurando o que Erminia Maricato (2015) chamou de crise urbana. Por isso, cidades de maior porte tendem a ter em média maiores percentuais de sua população habitando aglomerados subnormais.

As variáveis que provavelmente absorveram parte dos efeitos da variável referente à desigualdade de renda são as que dizem respeito à educação e ao desenvolvimento humano. Lilia Moritz Schwarcz (2019) argumenta que, historicamente, baixos índices de

¹⁵ De fato, o Coeficiente Gini municipal tem uma associação considerável e significativa com todas as variáveis quantitativas inseridas no modelo. Na verdade, todas as variáveis quantitativas têm um considerável e significativo grau de correlação umas com as outras. A única exceção é o percentual de habitantes de um município em aglomerados subnormais em relação ao IDH médio, que não apresentaram correlação nos resultados, porém sem significância estatística. A matriz de correlação bivariada está disponível no Apêndice.

qualidade da educação brasileira são reprodutores de desigualdade social no país, sendo, simultaneamente sua causa e consequência. Por isso, maiores expectativas médias de anos de estudo são associadas a menores índices de irregularidade fundiária. A taxa de analfabetismo, embora tenha apresentado resultados sem significância no modelo multivariado, apresenta uma correlação bivariada positiva com a variável dependente, isto é, municípios com maiores taxas de analfabetismo tendem a ter maiores percentuais populacionais em aglomerados subnormais. O acesso à educação proporciona aos indivíduos mais e melhores oportunidades de emprego, representando uma saída da condição de pobreza e um redutor de desigualdades sociais. Por esse motivo, também, tanto o nível de ocupação quanto a mediana da renda salarial da população ocupada, embora sem efeitos estatisticamente significativos no modelo multivariado, apresentam associação bivariada negativa com o índice de irregularidade fundiária.

Assim, é essencial ter em conta que menores índices de inserção social via educação e emprego também estão associados ao crescimento de aglomerados subnormais. Esse resultado pode indicar caminhos para solucionar o dilema latino-americano descrito por Júlio Calderón Cockburn (2014): a dificuldade em delimitar enfoques em programas de regularização fundiária que efetivamente contribuam para conter o crescimento de assentamentos urbanos irregulares. Nesse sentido, parece produtor o conceito de regularização fundiária de assentamentos de baixa renda proposta por Betânia de Moraes Alfonsin (1997, p. 24) como

processo de intervenção pública, sob os aspectos jurídico, físico e social, que objetiva legalizar a permanência de populações moradoras de áreas urbanas ocupadas em desconformidade com a lei para fins de habitação, implicando acessoriamente melhorias no ambiente urbano do assentamento, no resgate da cidadania e da qualidade de vida da população beneficiária.

O resgate da cidadania proposto necessariamente precisa dizer respeito à inserção dos habitantes de aglomerados subnormais no espaço urbano como um todo¹⁶. Emprego e

¹⁶ Feler e Henderson (2011) mostram que, durante a ditadura militar brasileira, um caminho oposto foi tomado para evitar o crescimento de aglomerados subnormais: excluí-los do restante das cidades limitando serviços públicos essenciais para que esses assentamentos não se tornassem atrativos para migrantes de baixa renda recém-chegados nas cidades. A história mostra, contudo, que essa estratégia foi ineficaz, expondo essa população a condições precárias de vida, retroalimentando as dinâmicas de crescimento desses assentamentos.

educação de qualidade podem indicar o caminho mais adequado e eficaz de implementar esse resgate da cidadania¹⁷.

Já o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) curiosamente mostrou-se positivamente associado ao crescimento de aglomerados subnormais. Vale salientar que o IDH médio é um índice que combina três elementos: produto interno bruto (PIB) *per capita*, educação e longevidade populacional. Como as variáveis taxa de analfabetismo e expectativa de anos de estudo completos aos 18 anos estão controlando os efeitos do IDH sobre a variável dependente, é possível que essa associação positiva se dê em relação aos demais elementos. Supõe-se que o PIB *per capita* é a principal causa desse resultado: maior geração de renda por atividades lucrativas não significa, necessariamente, mais distribuição de renda ou menores taxas de pobreza. Pelo contrário: podem indicar maior concentração de renda. Assim, os resultados da variável de IDH médio podem ter tomado parcialmente os efeitos da variável de desigualdade de renda.

Este trabalho apresenta certas limitações. Em primeiro lugar, o R² máximo obtido, de 17.9%, embora mais alto que o esperado para explicar, com dados limitados ao Censo de 2010, um fenômeno social complexo em um universo profundamente diverso, mostra que há muitas variáveis não descobertas associadas ao crescimento do percentual de habitantes de municípios brasileiros em aglomerados subnormais. Futuras pesquisas podem explorar, por exemplo, se, como em outros países (MATLACK; VIDGOR, 2008, DEWILDE; LANCEE, 2013 e ZHANG; SHEN; YANG, 2016), a desigualdade social provoca maiores preços no mercado formal de imóveis urbanos no Brasil, mostrando um efeito indireto em, conforme consideram Brueckner, Mation e Nadalin (2019), maiores índices de irregularidade fundiária. Novas investigações podem, também, encontrar outras variáveis associadas ao fenômeno aqui estudado.

Em segundo lugar, também há limitações temporais. Como apenas o Censo de 2010 do IBGE, até o momento em que este trabalho foi concluído, explorou amplamente os aglomerados subnormais no Brasil, os resultados são limitados àquele contexto histórico. Futuras pesquisas podem analisar efeitos quantitativos de programas habitacionais como o Minha Casa Minha Vida, recém criado em 2010. A análise de aglomerados subnormais em

¹⁷ Complementando os estudos de Akinbobola (2004), Ogun (2010) concluiu que a construção de infraestruturas públicas sociais (como escolas) na Nigéria tem efeitos mais poderosos em reluzir a pobreza que outros tipos de infraestrutura, por, simultaneamente, gerarem emprego e inserção social.

futuras aplicações do Censo Demográfico possibilitará, também, a evolução temporal do fenômeno, melhor percebendo as variáveis associadas a ele.

Em terceiro lugar, este trabalho analisa unicamente o crescimento de aglomerados subnormais, e não condicionantes estatísticas de seu surgimento. Pesquisando ocupações irregulares rurais brasileiras, Hidalgo *et al.* (2010) identificou concentração de terras e condições climáticas adversas (como secas ou inundações) como determinantes econômicas do fenômeno. Futuras pesquisas podem investigar quais as condicionantes das ocupações irregulares em zona urbana. Supõe-se que a concentração de terras urbanas ou a concentração de renda possa exercer uma influência não-linear, havendo um “ponto de tolerância” de desigualdade, controlada por outros fatores, que desencadearia o surgimento de aglomerados subnormais.

Por fim, em quarto lugar, é válido salientar que os resultados dessa pesquisa apontam associações estatísticas, e não relações de causa e consequência. Por exemplo, se é possível que menores taxas de ocupação provoquem maiores contingentes populacionais habitando em aglomerados subnormais, é possível, igualmente que maiores percentuais de indivíduos em assentamentos irregulares impliquem em menos dessas pessoas conquistando vagas de emprego, dada a discriminação social sofrida pela população favelada. Pesquisas qualitativas como estudos de caso podem melhor investigar relações de causa e consequência envolvendo inclusão social e irregularidade fundiária.

CONCLUSÕES

Pobreza, desigualdade e irregularidade fundiária são problemas sociais crescentes nas cidades brasileiras, que podem afetar não apenas a população de baixa renda, mas a sociedade como um todo. Neste trabalho, investigou-se em que medida os dois primeiros índices associam-se ao terceiro. A partir de regressões feitas com dados colhidos no Censo de 2010 realizado pelo IBGE, percebeu-se que pobreza, mais que desigualdade ou qualquer outra variável considerada, está fortemente associada ao crescimento de aglomerados subnormais em municípios brasileiros. Mesmo assim, maiores índices de desigualdade social também estão associados a maiores percentuais populacionais em assentamentos irregulares. Maior expectativa média de realização de ciclos escolares, por outro lado, está associada a menores índices de irregularidade fundiária.

Os resultados obtidos sugerem que a erradicação da pobreza é prioritária para quaisquer políticas públicas ou estratégias governamentais que visem reduzir o crescimento de aglomerados subnormais no Brasil. Se a relação observada entre taxa pobreza e irregularidade fundiária relaciona-se aos valores essencialmente altos de imóveis urbanos no mercado brasileiro, subsídios governamentais no acesso à moradia direcionados à população abaixo da linha da pobreza pode trazer bons resultados imediatos. Políticas de redistribuição de renda como maior progressividade na cobrança de impostos, também pode vir a propiciar menores índices de irregularidade fundiária. Por fim, a inserção social completa da população habitante de assentamentos irregulares urbanos é essencial para minimizar esse fenômeno, sendo inevitável, a custo de perder a eficácia, que políticas públicas e programas de regularização fundiária propiciem o pleno acesso dos sujeitos beneficiados ao espaço urbano como um todo, sendo a educação e o emprego dois caminhos para esse resgate da cidadania.

REFERÊNCIAS

- ABRAMO, Pedro. A cidade COM-FUSA: a mão inoxidável do mercado e a produção da estrutura urbana nas grandes metrópoles latino-americanas. **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais**, São Paulo, v. 9, n. 2, 2007. p. 25-53.
- AKINBOBOLA, T. O.; SAIBU, M. O. O. Income inequality, unemployment, and poverty in Nigeria: a vector autoregressive approach. **The Journal of Policy Reform**, [S.l.], v. 7, n. 3, p. 175-183, set. 2004.
- ALFONSIN, Betânia de Moraes. **Da invisibilidade à regularização fundiária: a trajetória legal da moradia de baixa renda em Porto Alegre - século XX**. 233 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Planejamento Urbano e Regional, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2000.
- ALVITO, Marcos. **As cores de Acari: uma favela carioca**. Rio de Janeiro: FGV, 2001.
- BARROS, Ricardo Paes de; HENRIQUES, Ricardo; MENDONÇA, Rosane. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, São Paulo, v. 15, n. 42, p. 123-142, fev. 2000.
- BERG, Maarten; VEENHOVEN, Ruut. Income inequality and happiness in 119 nations: in search for an optimum that does not appear to exist. In: GREVE, Bent (Ed.). **Happiness and social policy in Europe**. Cheltenham (Reino Unido): Edward Elgar, 2010. p. 174-194.
- BLAU, Judith R.; BLAU, Peter M.. The cost of inequality: metropolitan structure and violent crime. **American Sociological Review**, [S.l.], v. 47, p. 114-129, fev. 1982.
- BRUECKNER, Jan K.; MATION, Lucas; NADALIN, Vanessa G.. Slums in Brazil: where are they located, who lives in them, and do they 'squeeze' the formal housing market?. **Journal Of Housing Economics**, [S.l.], v. 44, p. 48-60, jun. 2019.
- CAMPELLO, Tereza et al. Faces da desigualdade no Brasil: um olhar sobre os que ficam para trás. **Saúde Debate**, Rio de Janeiro, v. 42, n. especial 3, p.54-66, nov. 2018.
- CASÉ, Paulo. **Favela: uma exegese a partir da Mangueira**. Rio de Janeiro: Relume-Dumará, 1996.
- COCKBURN, Júlio Calderón. **Planificando la ciudad informal: lecciones desde abajo**. 2014. Disponível em: <<https://pt.scribd.com/document/400136293/Calderon-Cockburn-Planificando-la-ciudad-informal-Lecciones-desde-abajo-pdf>>. Acesso em: 24 maio 2019.
- CORRÊA, Roberto Lobato. **O espaço urbano**. São Paulo: Ática, 1989.
- EASTERLIN, Richard A.. Income and happiness: towards a unified theory. **The Economic Journal**, Oxford (Reino Unido), Malden (Estados Unidos), v. 111, p. 465-484, jul. 2001.

FELER, Leo; HENDERSON, J. Vernon. Exclusionary policies in urban development: under-servicing migrant households in Brazilian cities. **Journal of Urban Economics**, [S.l.], v. 69, n. 3, p. 253-272, maio 2011.

FERRER-I-CARBONELL, Ada. Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect. **Journal of Public Economics**, Amsterdã, v. 89, n. 5-6, p. 997-1019, jun. 2005.

HIDALGO, F. Daniel et al. Economic determinants of land invasions. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge (Estados Unidos), v. 92, n. 3, p. 505-523, ago. 2010.

IACONO, Roberto; RANALDI, Marco. Perceptions of inequality and redistribution: a note. **Documents de Travail du Centre d'Économie de la Sorbonne**, Paris, p. 1-22, jul./dez. 2019. Halshs-02042330.

IBGE. **Agglomerados subnormais**. 2010. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/tipologias-do-territorio/15788-aglomerados-subnormais.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em: 5 nov. 2019.

ISHITANI, Lenice Harumi et al. Desigualdade social e mortalidade precoce por doenças cardiovasculares no Brasil. **Saúde Pública**, São Paulo, v. 40, n. 4, p. 684-691, 2006.

KAWACHI, Ichiro et al. Social capital, income inequality and mortality. **American Journal Of Public Health**, Washington, D.C., v. 87, n. 9, p.1491-1498, set. 1997.

LEFEBVRE, Henri. **O direito à cidade**. São Paulo: Centauro, 2008.

LUTTMER, Erzo F. P.. Neighbors as negatives: relative earnings and well-being. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge (Estados Unidos), v. 120, n. 3, p. 963-1002, ago. 2005.

MAGALHÃES, Alex Ferreira. **O Direito da Favela no contexto pós-Programa Favela-Bairro**: uma recolocação do debate a respeito do 'Direito de Pasárgada'. 2 v. Tese (Doutorado) - Curso de Planejamento Urbano e Regional, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.

MAIA, Olívia Campos et al. A exceção como regra: irregularidade, segregação e violência na cidade planejada. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE DIREITO URBANÍSTICO, 10, 2019, Palmas.

MARICATO, Erminia. Conhecer para resolver a cidade ilegal. In: CASTRIOTA, Leonardo Barci (Org.). **Urbanização brasileira**: redescobertas. Belo Horizonte: Arte, 2003. p. 78-96.

_____. **Para entender a crise urbana**. São Paulo: Expressão Popular, 2015.

_____. Metr pole, legisla o e desigualdade. **Estudos Avan ados**, S o Paulo, v. 48, n. 17, p. 151-167, 2003.

MATLACK, Janna L.; VIGDOR, Jacob L.. Do rising tides lift all prices?: income inequality and housing affordability. **Journal of Housing Economics**, [S.l.], v. 17, n. 3, p. 212-224, set. 2008.

MEDEIROS, Marcelo; SOUZA, Pedro Herculano G. Ferreira de. Estado e desigualdade de renda no Brasil: fluxos de rendimentos e estratifica o social. **Revista Brasileira de Ci ncias Sociais**, S o Paulo, v. 28, n. 83, p. 141-150, out. 2013.

MIQUILIN, Isabella de Oliveira Campos et al. Desigualdades no acesso e uso dos servi os de sa de entre trabalhadores informais e desempregados: an lise da PNAD 2008, Brasil. **Cadernos de Sa de P blica**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 7, p. 1392-1406, jul. 2013.

NEUSTADT, M nica Nunes. A favela como lugar: a representa o da comunidade no curta *Acende a luz*. **Revista Eletr nica do Programa de P s-gradua o em M dia e Cotidiano**, Niter i, n. 2, p. 124-138, jun. 2013.

OGUN, T. P.. Infrastructure and poverty reduction: implications for urban development in Nigeria. **Urban Forum**, [S.l.], v. 21, n. 3, p. 249-266, maio 2010.

OISHI, Shigehiro; KESEBIR, Selin; DIENER, Ed. Income inequality and happiness. **Psychological Science**, Washington, D.C., v. 22, n. 9, p. 1095-1100, 12 ago. 2011.

PAQUOT, Thierry. La culture du bidonville. In: PAQUOT, Thierry (Org.). **Le monde des villes: Panorama urbain de la plan te**. Bruxelas (B lgica):  ditions Complexe, 1996. p. 459-466.

PIKETTY, Thomas; SAEZ, Emmanuel. Income inequality in the United States, 1913-1998. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 118, n. 1, p. 1-39, fev. 2003.

ROLNIK, Raquel. Exclus o territorial e viol ncia. **S o Paulo em Perspectiva**, S o Paulo, v. 4, n. 13, p. 100-111, 1999.

SANTOS, Boaventura de Sousa. **Pela m o de Alice: o social e o pol tico na p s-modernidade**. S o Paulo: Cortez, 1996.

SANTOS, Jos  Alcides Figueiredo. Desigualdade racial de sa de e contexto de classe no Brasil. **Dados: Revista de Ci ncias Sociais**, Rio de Janeiro, v. 54, n. 1, p. 5-40, 2011.

_____. **Notas sobre a Hist ria Jur dico-Social de Pas rgada**. Dispon vel em: <<http://www.geocities.ws/b3centaurus/livros/s/boavpassar.pdf>>. Acesso em: 20 maio 2018.

SCHWARCZ, Lilia Moritz. **Sobre o autoritarismo brasileiro**. S o Paulo: Companhia das Letras, 2019.

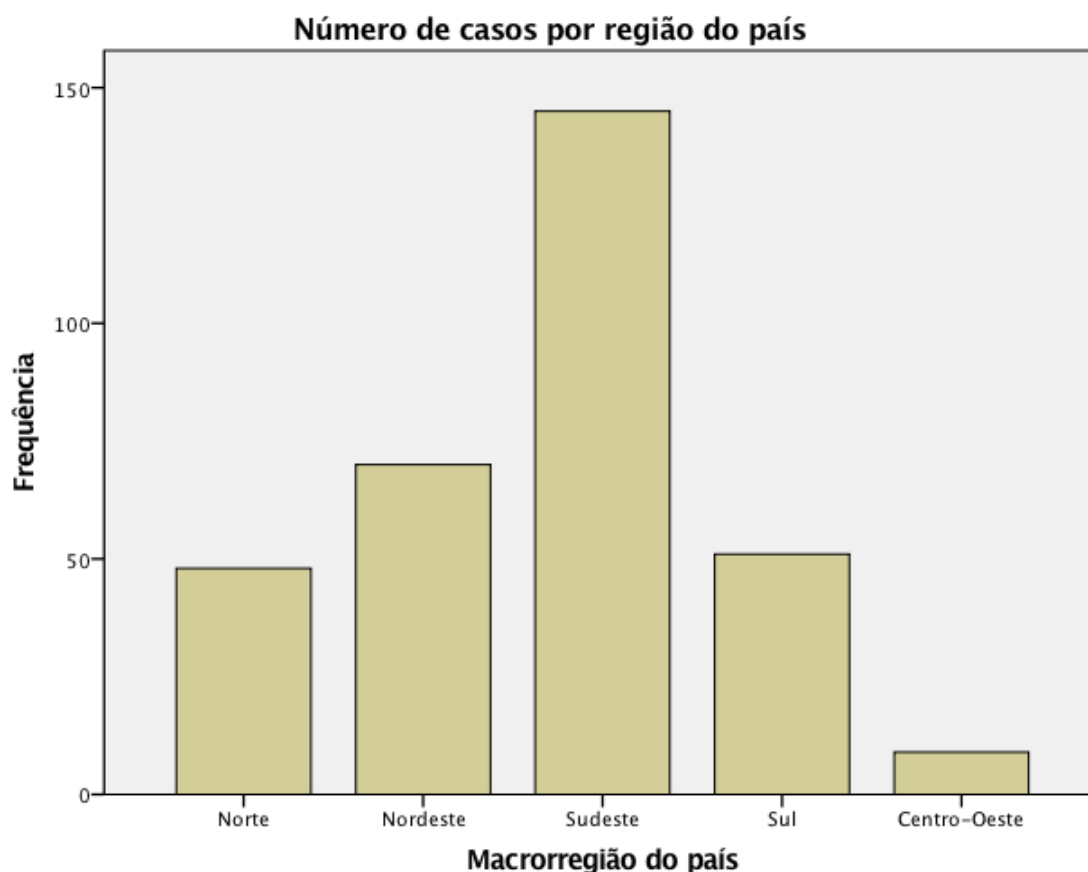
THERBORN, Göran. Globalização e desigualdade: questões de conceituação e esclarecimento. **Sociologias**, Porto Alegre, v. 3, n. 6, p. 122-169, jul./dez. 2001. Original em inglês traduzido por Roberto Costa e revisado por Eurídice Baumgarten.

WOLKMER, Antonio Carlos. **Pluralismo jurídico**: fundamentos de uma nova cultura no Direito. São Paulo: Alfa Omega, 2001.

ZALUAR, Alba. **A máquina e a revolta**: as organizações populares e o significado da pobreza. São Paulo: Brasiliense, 1994.

ZHANG, Chuanchuan; SHEN, Jia; YANG, Rudai. Housing affordability and housing vacancy in China: the role of income inequality. *Journal of Housing Economics*, [S.I.], 2016. Disponível em: <
<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1051137716301085?via%3Dihub>

APÊNDICE



Número e percentual de casos por macrorregião do país

	Frequência	Porcentagem	Porcentagem válida	Porcentagem cumulativa
Norte	48	14,9	14,9	14,9
Nordeste	70	21,7	21,7	36,5
Sudeste	145	44,9	44,9	81,4
Sul	51	15,8	15,8	97,2
Centro-Oeste	9	2,8	2,8	100,0
Total	323	100,0	100,0	

Estatísticas

	Percentual de habitantes residentes em aglomerados subnormais	Percentual de pessoas abaixo do nível da pobreza (meio salário mínimo per capita familiar).	Expectativa média de anos de estudo aos 18 anos	Coefficiente Gini municipal (multiplicado por 100)	Índice de Desenvolvimento Humano em percentuais	Nível de ocupação (pessoas a partir de 10 anos)	Rendimento mediano mensal de pessoas com mais de 10 anos e fonte de renda	Taxa de analfabetismo o (% da população com mais de 15 anos que não sabe ler ou escrever),
N Válido	323	323	323	323	323	323	323	323
Omisso	0	0	0	0	0	0	0	0
Média	8,8886	15,7766	9,4201	52,6232	71,1842	51,450	684,0836	9,334
Desvio Padrão	10,53503	15,33258	,93326	6,51487	7,40863	7,0087	186,28709	7,6730

Correlações

	Percentual logaritimizado de habitantes em aglomerados subnormais	Taxa de pobreza logaritimizada	Coefficiente Gini municipal (multiplicado por 100)	Índice de Desenvolvimento Humano em percentuais	Expectativa média de anos de estudo aos 18 anos	Taxa de analfabetismo logaritimizada.	Rendimento mediano mensal de pessoas com mais de 10 anos e fonte de renda	Nível de ocupação (pessoas a partir de 10 anos)
Percentual logaritimizado de habitantes em aglomerados subnormais	Correlação de Pearson Sig. (bilateral) N	1 ,260** ,000 323	,232** ,000 ,000 323	-,088 ,114 ,000 323	-,203** ,000 ,000 323	,128* ,021 ,006 323	-,152** ,006 ,000 323	-,245** ,000 ,000 323
Taxa de pobreza logaritimizada	Correlação de Pearson Sig. (bilateral) N	,260** ,000 322	1 ,450** ,000 322	-,790** ,000 ,000 322	-,645** ,000 ,000 322	,873** ,000 ,000 322	-,875** ,000 ,000 322	-,842** ,000 ,000 322
Coefficiente Gini municipal (multiplicado por 100)	Correlação de Pearson Sig. (bilateral) N	,232** ,000 323	1 ,450** ,000 323	-,135* ,015 ,000 323	-,334** ,000 ,000 323	,265** ,000 ,000 323	-,207** ,000 ,000 323	-,341** ,000 ,000 323
Índice de Desenvolvimento Humano em percentuais	Correlação de Pearson Sig. (bilateral) N	-,088 ,114 323	-,790** ,000 322	1 ,135* ,015 323	-,721** ,000 ,000 323	-,834** ,000 ,000 323	,744** ,000 ,000 323	,665** ,000 ,000 323
Expectativa média de anos de estudo aos 18 anos	Correlação de Pearson Sig. (bilateral) N	-,203** ,000 323	-,645** ,000 322	-,334** ,000 323	1 ,721** ,000 323	-,617** ,000 ,000 323	,579** ,000 ,000 323	,531** ,000 ,000 323
Taxa de analfabetismo logaritimizada.	Correlação de Pearson Sig. (bilateral) N	,128* ,021 323	,873** ,000 322	-,265** ,000 323	-,834** ,000 323	1 ,617** ,000 323	-,821** ,000 ,000 323	-,739** ,000 ,000 323
Rendimento mediano mensal de pessoas com mais de 10 anos e fonte de renda	Correlação de Pearson Sig. (bilateral) N	-,152** ,006 323	-,875** ,000 322	-,207** ,000 323	,744** ,000 323	,579** ,000 323	1 ,821** ,000 323	,698** ,000 ,000 323
Nível de ocupação (pessoas a partir de 10 anos)	Correlação de Pearson Sig. (bilateral) N	-,245** ,000 323	-,842** ,000 322	-,341** ,000 323	,665** ,000 323	,531** ,000 323	-,739** ,000 323	1 ,698** ,000 323

** A correlação é significativa no nível 0,01 (bilateral).

* A correlação é significativa no nível 0,05 (bilateral).