

## INFLUÊNCIAS DE CONDICIONANTES SOCIODEMOGRÁFICOS, SOCIOECONÔMICOS E URBANÍSTICOS SOBRE OS IMPACTOS DA COVID-19 EM MATO GROSSO, BRASIL

### INFLUENCES OF SOCIODEMOGRAPHIC, SOCIOECONOMIC AND URBANISTIC CONDITIONINGS ON THE IMPACTS OF COVID-19 IN MATO GROSSO, BRAZIL

Ramon Lucato de Aguiar

Instituto de Geografia, História e Documentação (IGHD), Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT)  
[ramonlucato@yahoo.com](mailto:ramonlucato@yahoo.com)

#### RESUMO

Em vista das abordagens discordantes sobre as relações entre a pandemia de COVID-19 e características físicas, sociais e econômicas de áreas urbanas, a pesquisa proposta contribui para o avanço no esclarecimento de uma questão que se mostra cardinal para o planejamento de assentamentos humanos no futuro, ao investigar as relações entre indicadores sobre transmissão, hospitalização e óbitos associados à doença com indicadores sociodemográficos, socioeconômicos e urbanísticos em todos os municípios do estado de Mato Grosso (Brasil), desde o momento em que se confirmou o primeiro caso da afecção no estado – 16 de março de 2020 – até 31 de dezembro de 2021. Para tanto, foram efetuadas análises de regressão e examinados padrões espaciais locais, antes dos quais foi empregada técnica de Análise de Componentes Principais (ACP) a fim de se identificarem as variáveis explanatórias mais significativas. Encontraram-se correlações positivas significativas entre variáveis associadas à Difusão e variáveis associadas a fatores socioeconômicos, assim como entre Difusão e Importância do município e indicadores relativos à Morbidade (Mortalidade e Letalidade). Estes, por outro lado, foram negativamente correlacionados às variáveis socioeconômicas e de densidade (no que se refere à aglomeração intradomiciliar).

**Palavras-chave:** Geografia da Saúde. Análise Espacial. Epidemiologia. COVID-19. Mato Grosso.

#### ABSTRACT

In view of the discordant approaches on the relationship between COVID-19 pandemic and physical, social and economic attributes of urban areas, the proposed research contributes to the advance in the clarification of an issue that proves to be cardinal for the planning of human settlements in the future, as it was investigated the relationship between transmission, hospitalization and deaths indicators with sociodemographic, socioeconomic and urban indicators in all municipalities in the state of Mato Grosso (Brazil), from the moment the first case was confirmed in the state – 16 March 2020 – until 31 December 2021. To this aim, regression analyses were performed and local spatial patterns were examined, before which the Principal Component Analysis (PCA) technique was used in order to identify the most significant explanatory variables. Significant positive correlations were found between variables associated with Diffusion and variables associated with socioeconomic factors, as well as between Diffusion and Importance of the municipality and indicators related to Morbidity (Mortality and Lethality). These, on the other hand, were negatively correlated with socioeconomic and density variables (with regard to intradomiciliary agglomeration).

**Keywords:** Health Geography. Spatial Analysis. Epidemiology. COVID-19. Mato Grosso.

#### INTRODUÇÃO

Identificado na localidade de Wuhan (República Popular da China) em dezembro de 2019, o vírus da COVID-19 (*Coronavirus Disease 2019*) rapidamente propagou-se por todos os continentes e países, alcançando aproximadamente 288,23 milhões de casos confirmados e 5,44 milhões de óbitos a 31 de

---

Recebido em: 11/05/2022  
Aceito para publicação em: 20/10/2022.

dezembro de 2021, quando a Organização Mundial de Saúde (OMS) ainda considerava o planeta imerso na pandemia mais letal e disruptiva em um século (GRIPENET, 2021; OUR WORLD IN DATA, 2022).

Além de transtornos sobre a cadeia global de fornecimento de matérias-primas e mercadorias e sobre a liberdade de deslocamento de pessoas entre países ou no interior de um mesmo Estado, a pandemia impactou profundamente a vida cotidiana de bilhões de indivíduos. Na ausência de vacinas, a estratégia adotada pelas autoridades para lidar com a emergência sanitária no primeiro ano se baseou em intervenções não farmacêuticas (*Non-pharmaceutical interventions* – NPI), primeiramente estimulando e, posteriormente, compelindo as pessoas a utilizarem máscaras sanitárias, manterem as mãos permanentemente higienizadas, preservarem o distanciamento social, se submeterem a práticas mais ou menos rigorosas de quarentena, evitarem deslocamentos inter ou intraurbanos não urgentes, dentre outras (WELLS *et al.*, 2020).

A expansão desigualmente distribuída do vírus levantou questões sobre características do território, especialmente no que se refere ao modo como as populações distribuem-se em cidades, produzindo zonas de maiores ou menores densidades demográficas, uma vez que os epicentros iniciais da pandemia foram grandes e densas aglomerações urbanas como Milão, Londres e Nova York (TELLER, 2021). A densidade é intuitivamente vinculada a um contato mais próximo entre indivíduos, favorecendo a dispersão de doenças contagiosas, uma vez que estas dependem de aglomerações que possam sustentar uma cadeia de infecções baseada no contágio por interações físicas (ALI; KEIL, 2007). Essa constatação engendrou práticas discursivas que associavam a difusão da enfermidade aos processos de globalização e deslocamento de pessoas, bem como às grandes cidades, núcleos da economia mundializada (BOTERMAN, 2020). Uma vez que o vírus da COVID-19 se transmite através de partículas aéreas, bem como do contato com superfícies contaminadas, é razoável a suposição de que ambientes demograficamente mais densos, com índices superiores de compartilhamento de espaços comuns, possibilitem maiores probabilidades de comunicação com o patógeno (ACUTO, 2020).

De modo diverso, pode-se apreender a relação entre saúde e ambiente urbano desde uma perspectiva de vulnerabilidade, que parta da capacidade adaptativa das cidades: ao longo da história muitas inovações urbanas surgiram como respostas a distúrbios infecciosos, a exemplo da rede de saneamento básico e de projetos urbanísticos que alargaram as vias públicas e possibilitaram não apenas mais espaço para seus usuários como melhores condições de iluminação natural e ventilação aos edifícios lindeiros (PINHEIRO; LUÍS, 2020).

Desse modo, desde o início da pandemia de COVID-19 duas linhas divergentes de interpretação do comportamento da afecção em (e por causa de) centros urbanos têm se difundido. A primeira atribui às aglomerações humanas a responsabilidade pelo aumento explosivo dos contágios e sua mundialização no intervalo de algumas semanas. A segunda, de forma antagônica, embora reconheça as grandes e densas cidades como catalisadoras das transmissões em um primeiro momento, argumenta que esses locais foram fundamentais em seu controle e na contenção de sucessivas ondas, devido a melhores estruturas sanitárias e a um maior engajamento da população a medidas e políticas de distanciamento social (HAMIDI; SABOURI; EWING, 2020). Assim, para a segunda linha argumentativa, não é a disposição/concentração demográfica e das formas urbanas que determinam o impacto da pandemia sobre determinada população, mas o grau de vulnerabilidade de certos grupos, segundo suas características socioeconômicas, capacidade de adaptação laboral a formas remotas de trabalho, possibilidade de acesso a serviços eficientes de saúde e de testagem do vírus, grau de segregação socioespacial etc. (GARNIER *et al.*, 2021).

De modo a contribuir com essa discussão, a pesquisa proposta objetiva investigar como características do assentamento urbano podem estar relacionadas com a difusão da COVID-19 no estado de Mato Grosso, Brasil, desde 16 de março de 2020 (primeiro caso registrado no estado) até 31 de dezembro de 2021. Para tanto, são realizadas análises de regressão entre indicadores relativos à difusão do vírus e seus efeitos (variáveis dependentes) e indicadores caracterizadores das áreas urbanas dos 141 municípios do estado (variáveis independentes). Estes são agrupados em seis classes temáticas: sociodemográficos, socioeconômicos, urbanísticos, de conectividade externa e de saúde pública. Para tanto, esses indicadores foram antes submetidos a Análises de Componentes Principais (ACP), a fim de se encontrarem os fatores mais significativos relativos à COVID-19 e às características de ocupação do território. Por último, foi efetuada análise de autocorrelação espacial,

de modo a se localizarem clusteres de notável expressão, no âmbito do marco territorial estudado, de determinadas características associadas à pandemia.

Este artigo está estruturado em cinco seções. Além desta introdução, a seção seguinte apresenta o cenário das relações entre difusão da COVID-19 e indicadores sociodemográficos, socioeconômicos, urbanísticos e sanitários no Brasil e em outros países. A terceira seção apresenta a metodologia da pesquisa, incluindo a apresentação da área de estudo. Os resultados e discussões são expostos na penúltima parte, enquanto na última são delineadas as considerações finais.

## **EVIDÊNCIAS E CONTROVÉRSIAS SOBRE A EXPANSÃO DA COVID-19 NO MEIO URBANO: UMA EXPLORAÇÃO INCOMPLETA**

Desde o início da pandemia de COVID-19 muitos têm sido os estudos que correlacionam sua difusão a diferentes indicadores urbanísticos, sociais e econômicos relacionados a distintas formas de organização espacial da população. Aboukorin, Han e Mahran (2021), ao estudarem as correlações entre taxas de contágios do vírus de COVID-19 e indicadores urbanísticos de população absoluta, população relativa (densidade demográfica), forma do assentamento urbano, conectividade externa e modal predominante de deslocamento interno em grandes áreas urbanas do Reino Unido, Alemanha e Itália, concluíram por correlações significativas apenas entre taxas de contágio com o modal de deslocamento (principalmente quando preferencialmente por transporte público) e com a população absoluta. Densidade demográfica e, sobretudo, conectividade externa e forma do assentamento não estiveram fortemente relacionados à difusão da doença.

Gupte e Mitlin (2021), por sua vez, proclamam que a densidade em si não é o problema, mas a superlotação, que resulta da falta de recursos pessoais e de dotação de serviços públicos e infraestruturas. Nesse aspecto, Lo *et al.* (2021), por exemplo, após pesquisa realizada com uma amostra de mais de dois milhões de indivíduos distribuídos entre Estados Unidos e Reino Unido, alertam que as minorias étnicas e raciais têm sido desproporcionalmente afetadas pela pandemia, sofrendo os impactos de maiores taxas de infecção, hospitalização e óbito. Isso se explica pelas diferenças fundamentais na assistência médica e nas circunstâncias sociais, econômicas, laborais e ambientais relacionadas a essas populações. Indivíduos sujeitos a trabalhos menos qualificados possuem menores probabilidades de engajamento a medidas de distanciamento social e, portanto, estão mais propensos ao contato com o vírus. Além disso, o padrão de segregação residencial verificado nesses países, assim como no Brasil (RIBEIRO; RODRIGUES; CORRÊA, 2010), faz com que essa população se concentre em um mesmo setor urbano de bairros marginalizados, elevando a probabilidade de contatos entre pessoas mais expostas ao agente infeccioso.

Lamb, Kandula e Shaman (2020), igualmente, afirmam que a distribuição da COVID-19 em Nova York, embora heterogênea, está fortemente vinculada a características socioeconômicas do entorno urbano. Ainda nos Estados Unidos, Garnier *et al.* (2021) estendem a análise de relações entre aspectos socioeconômicos e impactos da pandemia ao nível extra-urbano ou nacional, trabalhando com dados por condado. Os autores concluíram que a doença sublinhou padrões já existentes de desigualdade no acesso a serviços de saúde, que repercute estruturas desiguais de distribuição de renda e de injustiça racial.

No Brasil, Figueiredo *et al.* (2020) concluíram, com base em dados estaduais sobre a primeira onda da pandemia, por correlações negativas significativas entre sua evolução e proporção de residentes em domicílios sem acesso à rede de esgoto, percentual de pessoas sem escolaridade e percentual de pessoas abaixo da linha de pobreza. Em outras palavras, o vírus se difundiu mais rapidamente em estados menos atendidos por um adequado sistema de saneamento básico, com população mais pobre e menos escolarizada.

Quando a taxa de incidência se considera como variável dependente, houve correlações positivas significativas com aglomeração intradomiciliar e Índice de Gini e correlação negativa significativa com o percentual de pessoas acima de sessenta anos. Assim, no Brasil, o número de contágios demonstra tendência crescente em estados mais desiguais e com maior número de habitantes por domicílio, enquanto populações mais idosas conseguiram reduzir sua exposição, minimizando as contaminações. A taxa de mortalidade se comportou de modo análogo, incluindo-se, entretanto, a variável taxa de desocupação, positivamente àquela correlacionada (proporção maior de óbitos em unidades federativas com maior desemprego) (FIGUEIREDO *et al.*, 2020).

Resultados semelhantes foram alcançados para a Região Metropolitana do Rio de Janeiro, onde indivíduos do sexo masculino, mais velhos, não brancos, sem nível superior e trabalhadores da

periferia são mais propensos ao falecimento em decorrência da COVID-19 (NEGRI et al., 2021). Esses autores encontraram ainda, para a mesma conjuntura espacial, que empregados dos setores sanitário, da segurança pública, de serviços essenciais e do setor público foram mais expostos a manifestações mais severas e letais da enfermidade.

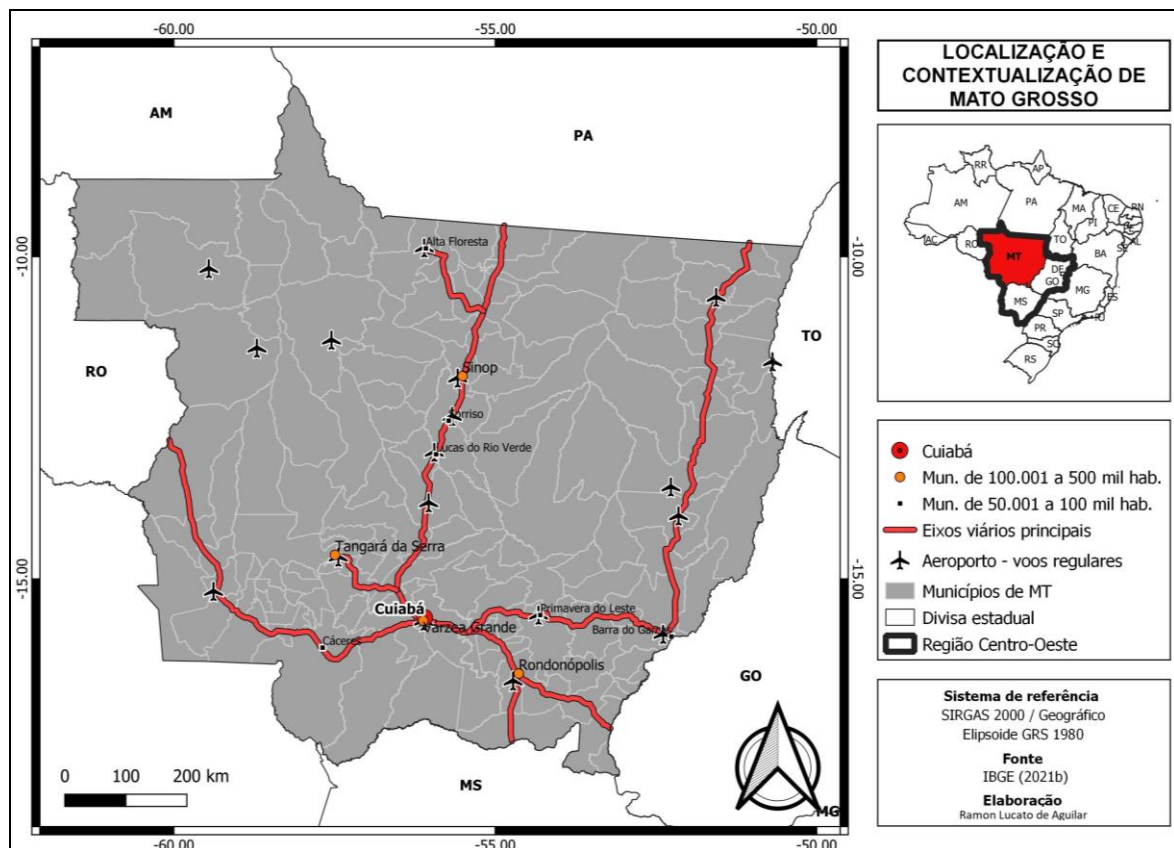
No contexto brasileiro, em síntese, variáveis relacionadas à propagação, à intensidade e aos efeitos da pandemia de COVID-19 parecem associar-se a aspectos socioeconômicos em medida proporcional à averiguada em outros países, com grupos sociais mais vulneráveis - especialmente trabalhadores em ocupações menos adaptáveis a formas remotas - mais sujeitos a contágios e óbitos. Variáveis demográficas e relacionadas à população e à densidade dos assentamentos urbanos, de outra parte, parecem demonstrar, em grande parte dos trabalhos publicados nacionalmente (RIBEIRO et al., 2020; SILVEIRA et al., 2020; SOUZA et al., 2021), maior relação com os efeitos da enfermidade do que em outras nações, provavelmente em função do baixo nível e duração de constrangimentos impostos no Brasil à mobilidade e às interações sociais, o que acarreta em maiores probabilidades de contaminação nas cidades maiores.

## METODOLOGIA

Mato Grosso é a terceira unidade federativa mais extensa do Brasil - 903.207 km<sup>2</sup>, embora sua população estimada em 2021, de apenas 3.567.234 habitantes, repercuta na terceira menor densidade demográfica do país, ou seja, 3,36 hab/km<sup>2</sup>. Seus 141 municípios compõem um Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) médio de 0,725, o 11º mais elevado do Brasil em 2010. O estado possui, ainda, o oitavo maior rendimento domiciliar per capita do país, ou R\$ 1.401,00 (IBGE, 2017).

O primeiro caso de COVID-19 em Mato Grosso foi registrado em 16 de março de 2020 (SES, 2020) e até 31 de dezembro de 2021 foram computados 557.686 casos e 13.852 óbitos (entre residentes do estado), o que perfaz taxa de incidência de 15,63% (a terceira maior do país em dezembro de 2021) e taxa de mortalidade de 0,4% (a segunda mais elevada) (BRASIL, 2022; SES, 2022). No mapa 1 o recorte territorial estudado é situado e contextualizado.

Figura 1 – Localização e contextualização do estado de Mato Grosso



Elaboração: o autor

Para os 141 municípios do estado foram levantados dados sobre 43 variáveis: dezoito dependentes, sobre o comportamento da COVID-19, e 25 independentes, agrupadas em cinco classes temáticas – sociodemográficas, socioeconômicas, urbanísticas, de conectividade externa e de saúde pública<sup>2</sup>. Todos os indicadores relativos ao comportamento da COVID-19 foram calculados a partir dos dados oferecidos pelo Painel COVID-19 da Secretaria de Estado de Saúde de Mato Grosso (SES, 2022) entre 16 de março de 2020 e 31 de dezembro de 2021.

Após padronização, as variáveis dependentes e independentes foram separadamente submetidas a Análise de Componentes Principais (ACP), de modo a se verificar quais são mais significativas na explicação do padrão investigado e excluir aquelas que estivessem significativamente autocorrelacionadas. A ACP é uma etapa da análise fatorial que reduz o número de variáveis de um banco de dados por meio da combinação linear entre elas, de modo que se obtenha um número menor de fatores derivados. Parte da variabilidade das variáveis originais é capturada por esses novos fatores (comunalidade) e parte não (singularidade) (ROGERSON, 2012). Em outros termos, o objetivo da ACP é gerar poucos componentes (ou fatores), a partir de um conjunto maior de variáveis de entrada, que resumam as características do conjunto de dados sem perda de informações significativas (NAVARRO; FOXCROFT, 2022).

Tanto a ACP como as subseqüentes análises de regressão foram efetuadas através do software livre Jamovi, versão 1.6.23. Primeiramente foram checadas as duas suposições preliminares para a factibilidade da análise: o teste de esfericidade de Bartlett e a medida de adequação amostral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). A primeira verifica se as variáveis são correlacionadas entre si a ponto de potencialmente poderem ser sumarizadas em um número menor de fatores. Se o teste de Bartlett é significativo ( $p < 0,05$ ), a matriz de correlações entre variáveis é significativamente divergente de zero e estas são adequadas para a ACP, condição satisfeita no presente trabalho para as duas classes de variáveis ( $p < 0,01$ ). O índice KMO, por sua vez, revela a proporção da variância dentre os indicadores que pode ser considerada variância comum. Correlações parciais (ou não comuns) revelam um conjunto de dados inadequado para a ACP (NAVARRO; FOXCROFT, 2022).

O passo seguinte envolveu o método de extração dos componentes principais, em que se optou pela análise paralela, processo que envolve a comparação entre os valores Eigen obtidos (que indica o peso do fator gerado na variância das variáveis originais) com aqueles que seriam auferidos a partir de dados randômicos. Este método possibilitou a redução das treze variáveis dependentes (após exclusões por índices KMO excessivamente baixos) a quatro componentes principais, e das 23 variáveis independentes (após KMO) a apenas três componentes. Como em ambos os casos nenhuma correlação entre estes componentes superou  $|0,3|$ , o método de rotação da solução final adequado foi o ortogonal (“Varimax”), o qual força as correlações a zero (NAVARRO; FOXCROFT, 2022). Em seguida, se descartaram as cargas fatoriais (correlação entre uma variável de entrada e o fator gerado, ou ainda, a medida de importância da variável para o fator) iguais ou inferiores a 0,4 e apenas se consideraram as variáveis com singularidade igual ou superior a 0,5, o que permitiu a redução das treze variáveis dependentes originais para nove variáveis dependentes significativas e das 23 variáveis independentes originais a catorze variáveis independentes significativas.

Consciente de que as variáveis relacionadas à COVID-19 podem apresentar algum padrão espacial não detectável pelas variáveis explicativas e de que a ausência de independência nos dados pode afetar as regressões, procedeu-se ao exame de dependência espacial para eventuais correções estatísticas. Para tanto, utilizou-se a Estatística de Morin, a qual mede a autocorrelação de dados de área. Índices próximos a +1 sugerem elevado padrão espacial, isto é, valores altos (ou baixos) de uma variável tendem a se localizar próximos um do outro, o que pode indicar uma causa de natureza espacial que subjaz às variáveis independentes e superestima conclusões apenas nelas baseadas. Valores próximos a -1 indicam autocorrelação espacial negativa, ou seja, valores altos (ou baixos) tendem a se localizar em áreas com predominância de valores baixos (ou altos), evento de reduzida probabilidade. Por outro lado, valores em torno a zero assinalam inexistência de dependência espacial dos dados (ROGERSON, 2012). Na presente pesquisa, o cálculo do Índice de Moran se baseou no método de “contigüidade rainha” de ordem um, isto é, se consideraram todos os municípios cujos limites tangenciem o município sob enfoque. Não foram encontradas autocorrelações superiores a  $|0,5|$ , concluindo-se pela ausência de dependência espacial expressiva

<sup>2</sup> Por economia de espaço, neste trabalho enumeramos apenas as variáveis significativas resultantes da Análise de Componentes Principais (ACP).

e não necessidade de uso de artifícios de correção dos dados. A Estatística de Morin (global e local, descrita a seguir) foi efetuada por meio do software livre GeoDa, versão 1.20.08.

A próxima etapa consistiu em análises de regressão entre os quatro fatores principais respostas (dependentes) e os três explicativos (independentes), assim como entre as variáveis significativas a eles subjacentes, o que possibilitou o desenvolvimento de modelos matemáticos que elucidem como se relacionam os distintos aspectos associados ao comportamento da COVID-19 com os relativos ao espaço e à sua ocupação. A regressão parte do pressuposto de que existe um relacionamento linear entre a variável resposta e a(s) explicativa(s), ajustando uma reta ao conjunto de dados. A partir desta e de seus atributos algébricos é possível a análise dos efeitos de uma ou mais variável(eis) sobre outra. Em síntese, a análise de regressão possibilita uma apreciação simplificada das relações entre as variáveis (fatores ou componentes principais), um modo de ajuste do modelo aos dados e uma forma de avaliação da importância das variáveis e da exatidão do modelo (ROGERSON, 2012).

A qualidade do ajuste é mensurada pelo coeficiente de determinação ( $R^2$ ), o qual quantifica a proporção da variabilidade da variável dependente explicada pela regressão. Em uma regressão linear simples ou bivariada, esse indicador é igual ao quadrado do coeficiente de correlação de Pearson ( $r$ ). Em uma regressão linear múltipla ou multivariada ele responde pela proporção da variância na variável dependente que é explicada pelo conjunto de variáveis independentes. Nesse caso, uma interpretação alternativa de  $R^2$  é que ele expõe a correlação máxima entre a variável dependente e uma combinação ponderada das variáveis independentes, em que a ponderação é lastreada pelos próprios coeficientes de regressão ( $b$ ), caso as variáveis estejam em sua forma padronizada, como no presente estudo (ROGERSON, 2012).

Cabe a observação de que a significância de um coeficiente de correlação é relativa ao tamanho da amostra e que, para valores amostrais ( $n$ ) superiores a trinta, o valor de  $r$  mínimo necessário para alcançar a significância de  $\alpha = 0,05$  (utilizada nesta pesquisa) equivale a  $2/\sqrt{n}$  (ROGERSON, 2012). Assim, neste trabalho foram consideradas significativas todas as correlações com coeficiente igual ou superior a 0,165 ( $n = 141$ ), o que resulta em um coeficiente de determinação mínimo de 0,0272 (2,72%).

Para cada modelo de regressão múltipla foi testada a hipótese nula (teste F) de que não há relação entre os preditores e o fator dependente, bem como a alternativa, de que o modelo se ajusta perfeitamente à distribuição dos dados. Para  $p \leq 0,05$  (probabilidade de aceitação da hipótese nula inferior a 5%), se considerou que o modelo possui boa performance. Subsequentemente, foi utilizado o teste t para testar a hipótese nula de que o coeficiente de regressão ( $b$ ) de cada preditor iguala-se a zero. Se  $p > 0,05$ , se excluiu o preditor do modelo.

Seguidamente, verificou-se a existência de observações que influenciem a regressão por discrepâncias acentuadas nos valores de X e Y (valores associados, respectivamente, às variáveis dependente e independente) em relação ao conjunto das demais observações. Essa mensuração é efetuada por meio da “Cook’s distance”, cujo limite, em recomendação de Navarro e Foxcroft (2022), é arbitrado em um. Não se detectaram valores superiores a essa medida no presente trabalho.

A normalidade dos resíduos foi interpretada com o auxílio do gráfico Q-Q plot, o qual subsidia o teste de Shapiro-Wilk, uma vez que este se revela demasiadamente sensível para populações elevadas, acusando significativo desvio da normalidade mesmo quando este possa ser desprezado. Por último, a adição indiscriminada de variáveis não significativas, ainda que eleve  $R^2$ , em geral prejudica a qualidade da regressão. Por isso, o desempenho relativo de modelos de regressão múltipla que incluam diversas combinações possíveis de variáveis foi medido por meio do *Akaike Information Criterion* (AIC). Quanto menor seu valor, melhor a performance do modelo. Assim, mesmo após sua validação, preditores podem ser excluídos da análise para que se obtenha um resultado mais preciso, o que foi efetuada mediante o método de “eliminação para trás” (*backward elimination*), ou seja, após a inserção de todas as variáveis predictoras com correlações significativas com a respectiva dependente, foram removidas as predictoras em ordem crescente de coeficiente de correlação, até que se minimizasse o AIC (NAVARRO; FOXCROFT, 2022).

A última etapa do trabalho, finalmente, envolveu o discernimento de eventuais padrões espaciais localizados dos fatores principais e variáveis significativas relacionados ao comportamento da COVID-19 em Mato Grosso. Para tanto, foi utilizada a Estatística de Morin Local, a qual detecta um cluster de eventos ao redor de um ponto ou conjunto de pontos predefinidos (ROGERSON, 2012).

## RESULTADOS E DISCUSSÕES

### *Análise de Componentes Principais (ACP)*

Por meio da tabela 1 são reveladas as variâncias individuais e a acumulada pelos quatro componentes dependentes e três independentes resultantes da ACP. No primeiro caso, o primeiro fator principal, sozinho, responde por 20,8% da variância dos dados originais, enquanto o quarto, menos representativo, responde por 16,1%. Juntos, os quatro fatores computam 69,9% da variância total. A ACP envolvendo as variáveis independentes, por seu turno, revelou que o primeiro fator principal representa 21% da variância dos dados originais e o segundo, com peso semelhante, responde por 20,4%, enquanto o terceiro fator, por outro lado, constitui apenas 9,9% da variância. Após a ACP foram descartadas as variáveis mal ajustadas ou não significativas, levando aos quatro fatores principais dependentes a sintetizar nove das treze variáveis de entrada enquanto os três fatores principais independentes respondem por catorze das 23 variáveis originais.

Tabela 1 – Proporção da variância dos dados originais computados por cada componente e variância acumulada

<b>Componentes dependentes</b>			
<b>Componente</b>	<b>Cargas</b>	<b>% de Variância</b>	<b>% Cumulativa</b>
1	2,71	20,8	20,8
2	2,15	16,5	37,3
3	2,14	16,4	53,8
4	2,10	16,1	<b>69,9</b>
<b>Componentes independentes</b>			
<b>Componente</b>	<b>Cargas</b>	<b>% de Variância</b>	<b>% Cumulativa</b>
1	4,83	21,02	21,0
2	4,70	20,41	41,4
3	2,28	9,91	<b>51,3</b>

Fonte: elaboração própria

A associação de cada variável a um componente ou fator principal foi arbitrada conforme a carga de módulo mais elevado, cuja magnitude indica a correlação (importância) da variável com aquele fator. Cada fator foi denominado segundo as variáveis que eles preferencialmente refletem (tabela 2). Nesse momento são pertinentes três comentários. Primeiramente, a densidade populacional urbana, indicador originalmente considerado, foi excluído por ausência de significância durante a ACP e por correlações inexpressivas com os indicadores relativos à COVID-19. Em segundo lugar, foram considerados quatro grupos étnicos: amarelos, brancos, indígenas e negros, mas apenas o último se apresentou significativamente impactado pelos indicadores referentes à doença. Por fim, a ACP excluiu os dois indicadores de saúde pública originalmente levantados, a saber, “Número de leitos hospitalares por mil habitantes” e “Proporção média de óbitos por causas de doenças do aparelho respiratório entre 2017 e 2019”.

Tabela 2 – Composição dos fatores ou componentes principais

<b>Cargas - Fatores dependentes</b>						
Variável	Fator	1	2	3	4	
		Difusão	Óbitos	Confirmação	Morbidade	
I		0,944	/	/	/	
Casos <sub>Ng</sub>		0,855	/	/	/	
Hygeia	Uberlândia - MG		v. 19	2023	e1913	7

TH	0,699	/	/	/
Obt <sub>F</sub>	/	-0,953	/	/
Obt <sub>M</sub>	/	0,953	/	/
Conf <sub>M</sub>	/	/	-0,975	/
Conf <sub>F</sub>	/	/	0,975	/
M	/	/	/	0,753
L	/	/	/	0,704

I: Incidência - (N° casos confirmados/população)\*1000;

**CasosNg**: Prop. casos confirmados dentre a população negra;

**TH**: Taxa de hospitalização/1000 hab.;

**Obt<sub>F</sub>**: Prop. óbitos do sexo feminino/ total de óbitos;

**Obt<sub>M</sub>**: Prop. óbitos do sexo masculino/total de óbitos;

**Conf<sub>M</sub>**: Prop. casos confirmados do sexo masculino/total de confirmados;

**Conf<sub>F</sub>**: Prop. casos confirmados do sexo feminino/total de confirmados;

**M**: Mortalidade (N° óbitos/população)\*1000;

**L**: Letalidade (N° óbitos/casos confirmados)\*100.

### Cargas - Fatores independentes

Variável	Fator	5	6	7
		Socioeconomia	Importância do município	Densidade do dormitório
\$PC1		-0,859	/	/
\$FM1		-0,829	/	/
PPC		0,768	/	/
Renda		0,739	/	/
Pop <sub>Ng</sub>		-0,694	/	/
Ocp		0,683	/	/
IDH		0,62	/	/
IDEb		0,542	/	/
Pop		/	0,892	/
HRU		/	0,864	/
PEA		/	0,754	/
Esg		/	0,73	/
Ef		/	0,676	/
Pop <sub>Dorm</sub>		/	/	0,797

**\$PC1**: Prop. população com rendimento nominal mensal per capita de até um salário mínimo (2010) (IBGE 2010a);

**\$FM1**: Prop. domicílios com rendimento nominal mensal familiar per capita de até um salário mínimo (2010) (IBGE 2010a);

**PPC**: Produto Interno Bruto (PIB) per capita - R\$ (2018) (IBGE, 2017);

**Renda**: Rendimento nominal médio mensal (2010) - valores corrigidos para jan. 2022 (IBGE, 2010a);

**PopNg**: Prop. população negra (IBGE, 2010a);

**Ocp**: Prop. população ocupada (2019) (IBGE, 2017);

**IDH**: Índice de Desenvolvimento Humano (2010) (IBGE, 2010a);

**IDEb**: Índice de Desenvolvimento da Educação Básica - anos finais do ensino fundamental, Rede Pública (2019) (IBGE, 2017);

**Pop**: População estimada em 2021 (IBGE, 2021a);

**HRU**: Hierarquia na rede urbana estadual (varia de 1 – centro local – a 8 – Capital Regional A, nível atribuído apenas à capital do estado) (IBGE, 2020);

**PEA**: Passageiros embarcados por aeroporto (2020) (ANAC, 2021);

**Esg**: Prop. domicílios com esgotamento sanitário adequado (2010) (IBGE, 2010a);

**Ef**: Prop. da população de dez anos ou mais de idade com no mínimo ensino fundamental completo (2010) (IBGE, 2010a);

**PopDorm**: Prop. domicílios com mais de dois moradores por dormitório (2010) (IBGE, 2010a).

Fonte: elaboração própria. A fonte das variáveis dependentes é SES (2022)



Seguidamente, se realizaram análises de regressão – cujos resultados são sintetizados na tabela 3 – entre os três fatores principais dependentes e os três fatores principais independentes. Nesse caso, se excluiu o fator 2 - “Óbitos”, bem como suas variáveis componentes, em função da ausência de correlações lineares significativas com quaisquer fatores ou indicadores subjacentes.

Tabela 3 – Análise de regressão – medidas de ajuste e coeficientes

Fator/Variável	Medidas de ajuste do modelo					Coeficientes do modelo					Cook's D.
	R	R <sup>2</sup>	AIC	F	p <sub>1</sub>	Preditor	b	DP	t	p <sub>2</sub>	Máx
<b>1 - DIFUSÃO</b>	0,297	0,088	/	11,90	< 0,001	5 - Socioeconomia	0,366	0,106	3,45	< 0,001	0,307
						Ocp	0,355	0,114	3,11	0,002	
<b>I</b>	0,489	0,240	374	10,70	< 0,001	IDH	0,323	0,124	2,61	0,010	0,364
						\$PC1	-0,298	0,146	-2,04	0,043	
						Pop <sub>Ng</sub>	-0,224	0,087	-2,58	0,011	
<b>Casos<sub>Ng</sub></b>	0,252	0,063	/	9,40	0,003	Ocp	0,252	0,082	3,07	0,003	0,385
<b>TH</b>	0,298	0,089	395	6,71	0,002	Ocp	0,192	0,085	2,27	0,025	0,420
						Esg	0,182	0,085	2,15	0,033	
<b>3 - CONFIRMAÇÃO</b>	0,204	0,042	/	6,03	0,015	7 - Dens. dormitório	-0,248	0,101	-2,45	0,015	0,232
						IDH	-0,466	0,098	-4,77	< 0,001	
<b>Conf<sub>M</sub></b>	0,454	0,206	378	11,90	< 0,001	Renda	0,297	0,111	2,68	0,008	0,234
<b>Conf<sub>F</sub></b>	0,320	0,103	393	7,90	< 0,001	PPC	0,282	0,094	3,00	0,003	0,169
						PPC	-0,259	0,081	-3,20	0,002	
						Pop <sub>Dorm</sub>	-0,173	0,081	-2,14	0,034	
<b>4 - MORBIDADE</b>	0,484	0,234	224	12,30	< 0,001	5 - Socioeconomia	-0,505	0,105	-4,83	< 0,001	0,097
						6 - Import. município	0,384	0,086	4,48	< 0,001	
						7 - Dens. dormitório	-0,246	0,069	-3,59	< 0,001	
						IDH	0,308	0,090	3,43	< 0,001	
<b>M</b>	0,418	0,175	383	9,67	< 0,001	PPC	-0,305	0,086	-3,55	< 0,001	0,068
						Esg	0,165	0,082	2,00	0,047	
						\$PC1	0,272	0,100	2,73	0,007	
<b>L</b>	0,458	0,210	377	12,10	< 0,001	Esg	0,206	0,078	2,64	0,009	0,086
						PPC	-0,197	0,099	-2,00	0,048	

R: Coeficiente de correlação linear de Pearson;

R<sup>2</sup>: Coeficiente de determinação;

AIC: *Akaike Information Criterion*;

F: Teste-F de existência de correlação entre fator/variável e preditor(es);

p<sub>1</sub>: Probabilidade de inexistência de correlação entre fator/variável e preditor(es);

b: Coeficiente de regressão;

DP: Desvio Padrão do coeficiente de regressão;

t: Teste-t de nulidade do coeficiente de regressão;

p<sub>2</sub>: probabilidade de nulidade do coeficiente de regressão;

Cook's D. Máx: Cook's Distance máximo para o respectivo fator/variável.

Fonte: elaboração própria

Em relação à “Difusão”, de pronto se excluiu da análise o fator independente “Densidade do dormitório”, pela correlação não significativa com aquela. Para o coeficiente de regressão (b) de “Importância do município”, o teste F revelou p de 0,264, o que impossibilitou a conclusão de que b é distinto de zero e de que esse fator teria significado no modelo. Assim, restou uma regressão linear

simples entre os fatores “Difusão” e “Socioeconomia”, cujo coeficiente de determinação ( $R^2$ ) de 0,0881 revela que a variação no fator independente “Socioeconomia” explica 8,81 % da variação da “Difusão” da pandemia de COVID-19 no estado de Mato Grosso. É importante recordar que, neste caso, os coeficientes de regressão (b) se referem aos valores padronizados dos respectivos fatores, assim um coeficiente de 0,3662 para o preditor indica que a elevação em um desvio padrão do fator “Socioeconomia” tende a responder pela elevação de 0,3662 desvio do fator “Difusão”.

Dentre as variáveis significativas que compõem esse fator, a “Incidência” demonstra predições bem ajustadas pelos indicadores independentes “Proporção de população ocupada”, “IDH”, “Proporção da população com rendimento nominal mensal per capita de até um salário mínimo” e “Proporção de população negra”. A partir do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) conclui-se que 24 % da “Incidência” de COVID-19 em Mato Grosso é explicada pelo conjunto dessas quatro variáveis. Dentre elas, a “Proporção de População ocupada” é o indicador mais significativo, uma vez que uma elevação de um desvio padrão dessa variável tende a promover o aumento de 0,355 desvio padrão na “Incidência”. O mesmo incremento da variável “IDH” supõe elevação de 0,323 desvio padrão na variável dependente.

Com relação à “Proporção da População com rendimento nominal mensal per capita de até um salário mínimo” e à “Proporção de população negra”, há tendência de que um desvio padrão de aumento no indicador implique redução de 0,298 e 0,224 desvio na “Incidência”, respectivamente. Para a “Proporção de casos confirmados entre negros”, o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) aponta que 6,3 % de sua variação é explicada pela “Proporção de População ocupada”. A partir do coeficiente de regressão (b), depreende-se que o aumento de um desvio padrão na taxa de ocupação tende a ser seguida por um aumento de 0,252 desvio padrão na proporção de casos entre negros. Por último, 8,9 % da variação na “Taxa de hospitalização” é explicada pela “Proporção de População ocupada” e pela “Proporção de Domicílios com esgotamento sanitário adequado”. A elevação de um desvio padrão em ambas variáveis tende a repercutir no aumento de 0,192 e de 0,182 desvio padrão, respectivamente, na “Taxa de hospitalização”.

Uma vez que somente foram detectadas correlações significativas entre “Confirmação” e “Densidade do dormitório”, se procedeu a uma regressão linear bivariada apenas com este fator independente. O coeficiente de determinação demonstra que 4,16 % da variação do fator dependente “Confirmação” é explicada pela variação do fator independente “Densidade do dormitório”. O coeficiente de regressão (b) de -0,248 para o fator preditivo sugere que o aumento de um desvio padrão da “Densidade do dormitório” tende a rebaixar em 0,248 desvio a “Confirmação” de casos em Mato Grosso.

No que se refere a este fenômeno, deve-se examinar com cautela a relação negativa entre ambos indicadores: compõem o fator “Confirmação” as variáveis “Proporção de Casos confirmados do sexo feminino sobre o total de casos confirmados” e “Proporção de Casos confirmados do sexo masculino sobre o total de casos confirmados”. A correlação (carga) entre a proporção de mulheres e o fator “Confirmação” é positiva, enquanto no caso masculino é negativa (tabela 2), o que significa, em realidade, que maiores densidades de homens em um dormitório condicionam proporções superiores de casos confirmados entre pessoas do sexo masculino. Evidentemente, não se depreende que um número superior de mulheres compartilhando um mesmo dormitório leve à situação oposta, isto é, de menor número de casos confirmados entre pessoas do sexo feminino. A explicação provável para a correlação negativa apresentada é que existiria no estado uma taxa de compartilhamento de dormitórios superior entre os homens.

No que se refere às variáveis significativas relacionadas ao fator “Confirmação”, os indicadores “IDH”, “PIB per capita” e “Rendimento nominal médio mensal” se ajustam com significância à variável dependente “Proporção de Casos confirmados do sexo masculino sobre o total de casos confirmados”, explicando 20,6 % de sua variação. O IDH revela-se como a variável preditiva mais importante, pois a elevação de um desvio padrão neste indicador tende a supor a redução de 0,466 desvio naquela. De outra parte, a mesma elevação de um desvio padrão no “Rendimento nominal médio mensal” ou no “PIB per capita” supõem crescimento de 0,297 e 0,282 desvio padrão, respectivamente, na proporção de casos do sexo masculino.

Dois indicadores, por seu turno, se ajustam significativamente à “Proporção de Casos confirmados do sexo feminino sobre o total de casos confirmados”: “PIB per capita” e “Proporção de Domicílios com

mais de dois moradores por dormitório”. Os dois preditores explicam 10,3 % da variação da proporção de contágios entre mulheres. Destes, o “PIB per capita” é o mais significativo, pois um acréscimo de um desvio padrão no índice supõe o decréscimo de 0,259 desvio na proporção de mulheres contaminadas, enquanto o mesmo acréscimo na “Proporção de Domicílios com mais de dois moradores por dormitório” pressupõe a redução de 0,173 desvio na variável dependente.

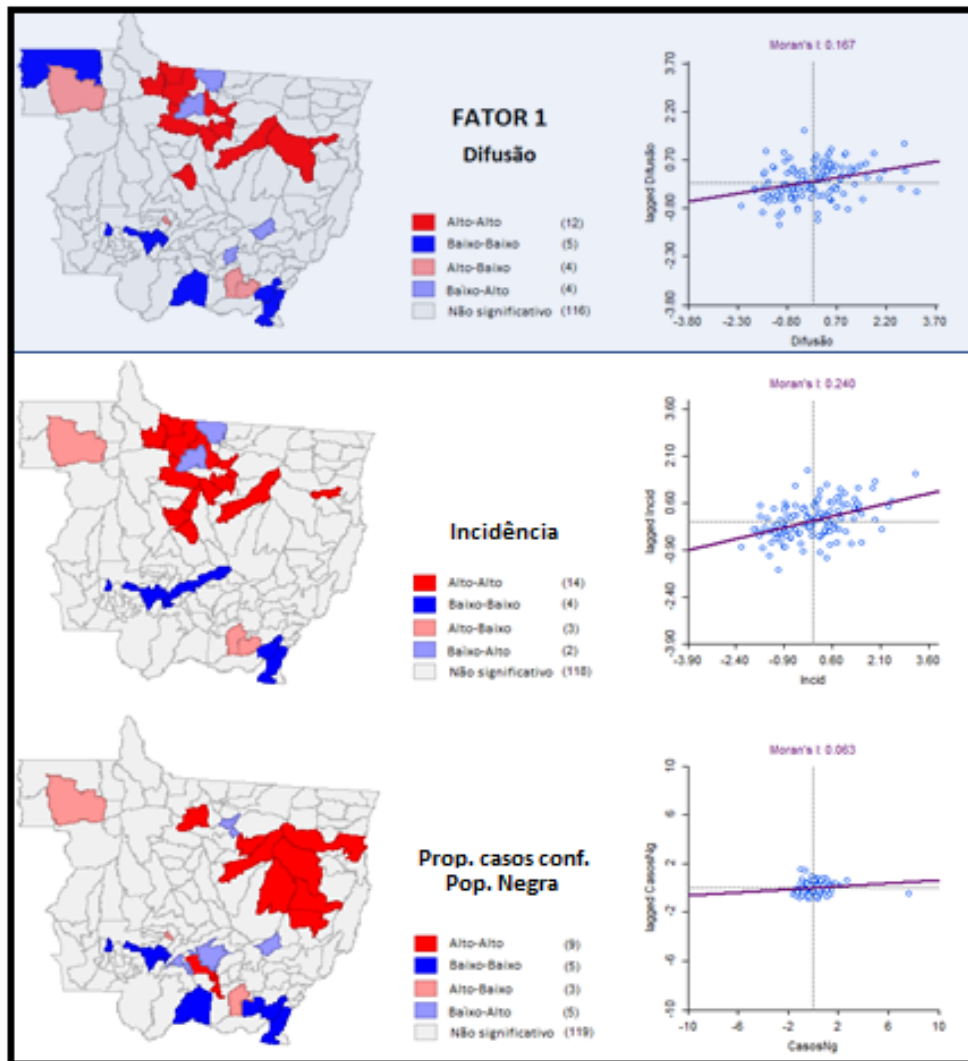
O fator “Morbidade” foi satisfatoriamente explicado pelos três fatores independentes – “Socioeconomia”, “Importância do município” e “Densidade do dormitório”, cujas variações respondem por 23,4% da variação do primeiro. Os coeficientes de regressão são -0,505 para a “Socioeconomia”, 0,384 para a “Importância do município” e -0,246 para a “Densidade do dormitório”, valores que atestam que em Mato Grosso a “Morbidade” em função da COVID-19 eleva-se em 0,505 e em 0,246 desvio padrão à proporção que os fatores “Socioeconomia” e “Densidade do dormitório” reduzem um desvio, respectivamente. De modo antagônico, a “Morbidade” é acrescida de 0,384 desvio padrão quando se eleva a “Importância do município” em um desvio.

Dentre as variáveis integrantes de “Morbidade”, a “Mortalidade” é explicada adequadamente por “IDH”, “Renda per capita” e “Proporção de domicílios com esgotamento sanitário adequado”, cujas variações se vinculam a 17,5% da variação da variável dependente. Um desvio padrão de incremento no IDH e no esgotamento sanitário supõem acréscimo, respectivamente, de 0,308 e 0,165 desvio na mortalidade. O “PIB per capita”, de modo diverso, inverte essa relação, pois um desvio padrão de aumento no indicador implica em redução de 0,305 na mortalidade. A “Letalidade”, por sua vez, é satisfatoriamente explicada pela “Proporção da população com rendimento nominal mensal per capita de até um salário mínimo”, “Proporção de Domicílios com esgotamento sanitário adequado” e “PIB per capita”, as quais deslindam 21% da variação do indicador dependente. Quando a “Proporção da população com rendimento nominal mensal per capita de até um salário mínimo” e a “Proporção de Domicílios com esgotamento sanitário adequado” aumentam em um desvio padrão a “Letalidade” igualmente se eleva em 0,272 e 0,206 desvio, na mesma ordem. Por sua vez, um acréscimo de um desvio padrão no “PIB per capita” do município implica na redução da “Letalidade” em 0,197 desvio.

### ***Padrões espaciais locais***

Embora as análises de autocorrelação espacial não tenham detectado padrões espaciais apreciáveis dentre fatores principais e variáveis significativas derivadas da ACP, foram encontrados alguns agrupamentos locais, a partir do Índice de Morin Local Univariado, que sugerem concentração de determinados fenômenos relacionados aos impactos da pandemia em algumas regiões do estado. A seguir, são examinados fenômenos dessa natureza para os fatores “Difusão” e “Morbidade”. São exibidos, por meio da figura 2, padrões para o fator “Difusão” e suas variáveis significativas associadas. Pontua-se que não se encontraram padrões locais de importância para a “Taxa de hospitalização/1000 hab.”.

Figura 2 – Padrões espaciais localizados para o fator “Difusão” e variáveis significativas associadas.

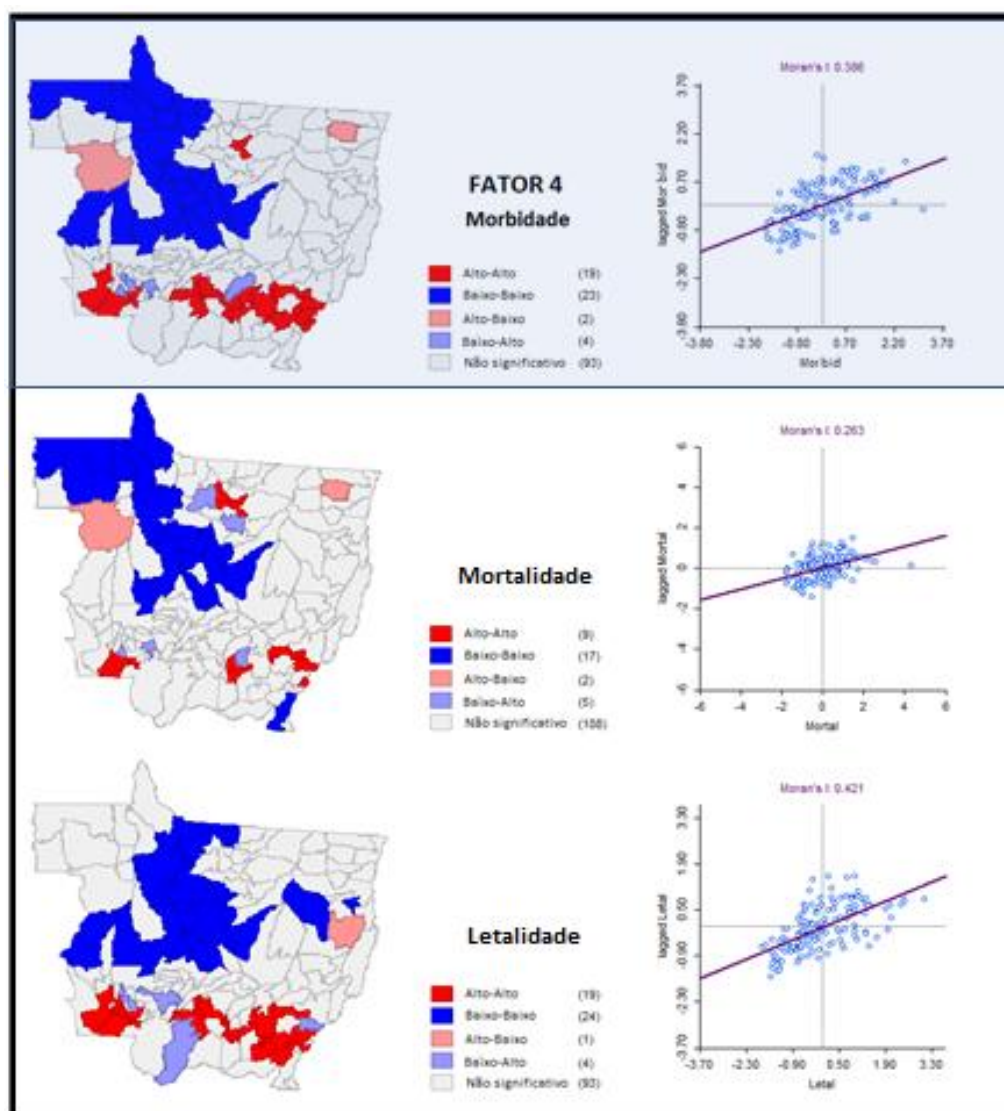


Elaboração: o autor

Pese ao baixo Índice de Morin para o fator 1 (baixa dependência espacial a nível estadual), percebe-se certa aglomeração de municípios com elevados valores, com vizinhos igualmente caracterizados por altos valores – padrão “Alto-Alto” – na faixa que se estende do norte ao centro-leste de Mato Grosso, abrangendo os municípios de Paranatinga, Nova Monte Verde, Alta Floresta, Tabaporã, Colíder, Nova Santa Helena, Sinop, Cláudia, Lucas do Rio Verde, Feliz Natal, Querência e Alto Boa Vista. Nota-se que essa distribuição espacial é fortemente influenciada pela “Incidência” e em muito menor grau pela “Proporção de casos confirmados entre negros”. Destaca-se igualmente uma área de vulnerabilidade da população negra aos contágios na região centro-nordeste de Mato Grosso, com abrangência dos municípios de União do Sul, Feliz Natal, São Félix do Araguaia, Querência, Gaúcha do Norte, Canarana e Água Boa.

Indubitavelmente, o fator com padrões espaciais mais discerníveis é a “Morbidade”, especialmente quando confrontada com o comportamento espacial do fator “Difusão” ou, mais especificamente, da variável “Incidência”, pois, ainda que intuitivamente estejam diretamente relacionados, os dois fenômenos se mostram espacialmente divergentes no estado de Mato Grosso, conforme se discute em seguida. Conforme mostrado na figura 3, a variável “Letalidade” se mostrou mais dependente de atributos espaciais do que “Mortalidade”, ainda que ambas desvelem índices baixos à escala estadual.

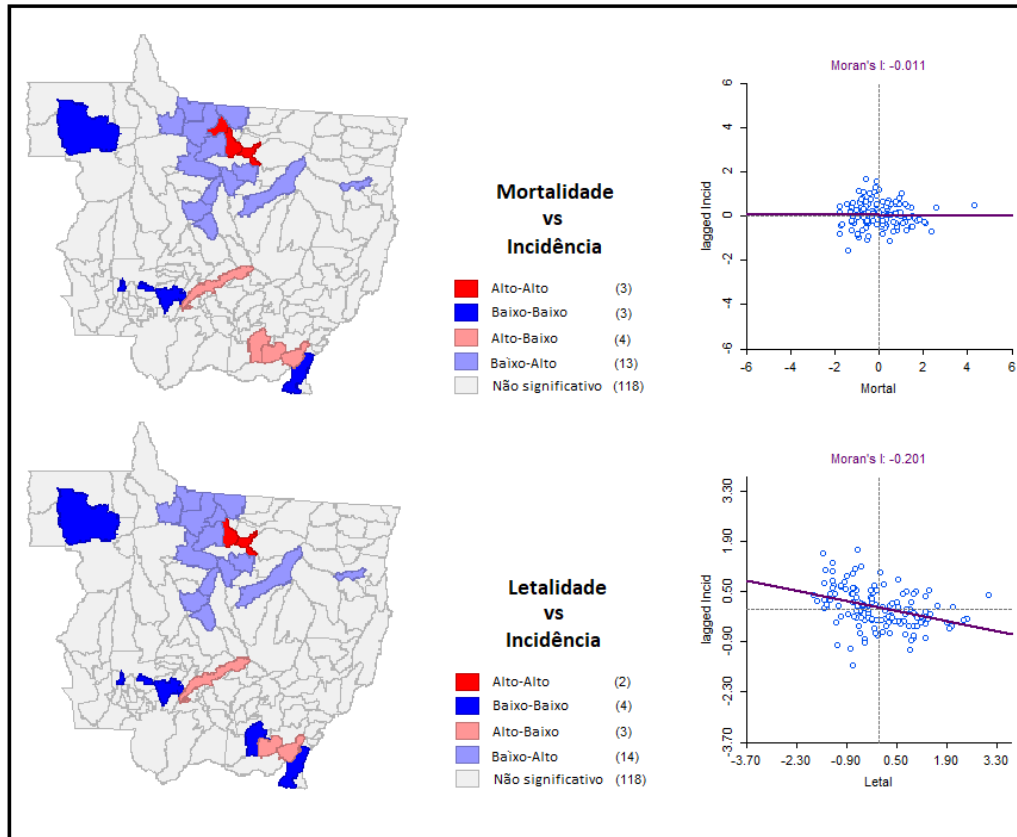
Figura 3 – Padrões espaciais localizados para o fator “Morbidade” e variáveis significativas associadas



Elaboração: o autor

Evidencia-se o contraste entre “morbidades” elevadas em zonas meridionais do estado e reduzidas em zonas setentrionais. Ainda que não se revele um padrão espacial claro de elevada “Mortalidade” (mortes devido à pandemia em relação à população total), é inquestionável o fato de o quadrante noroeste de Mato Grosso ser singularizado por municípios com baixas taxas vizinhos a outros igualmente com baixas taxas, ainda que muitos destes revelem elevada “Incidência”, conforme demonstrado nas figuras 3 e 4.

Figura 4 – Padrões espaciais contrastantes entre “Mortalidade”/“Letalidade” e “Incidência” no norte de Mato Grosso



Elaboração: o autor

A figura 4 foi gerada a partir do cálculo do Índice de Morin bivariado com as variáveis “Mortalidade” ou “Letalidade” e “Incidência” e exibem um agrupamento de treze municípios no norte do estado onde o primeiro indicador é baixo, ainda que o segundo se mostre alto. Comprova-se que Nova Monte Verde, Paranaíta, Alta Floresta, Novo Mundo, Nova Canaã do Norte, Tabaporã, Cláudia, Sinop, Feliz Natal, Ipiranga do Norte, Tapurah e Lucas do Rio Verde (além de Alto Boa Vista, em localização mais remota) conformam um cluster no qual este fenômeno é verificado. De modo antagônico, é chamativo um pequeno agrupamento de três municípios no sudeste do estado – Rondonópolis, Pedra Preta e Alto Garças – no qual a “Mortalidade” tenha sido elevada, ainda que a “Incidência” não.

Padrão muito semelhante é observado para a “Letalidade” (mortes devido à COVID-19 entre pessoas contagiadas): o centro-norte do estado é caracterizado por baixos índices, ainda que em catorze municípios onde o fato se constata (adiciona-se Carlinda à enumeração efetuada para a “Mortalidade”) a “Incidência” tenha sido significativa. Adicionalmente, é preocupante como na faixa centro-sul de Mato Grosso, abrangendo dezenove municípios, desde as proximidades da fronteira com a Bolívia até a divisa com Goiás (incluindo a capital), patenteia-se zona de “Letalidade” elevada. Isso ocorre, ainda que grande parte desses municípios, exceto os do vale do rio Cuiabá e aqueles junto ao rio Araguaia, contem com índices relativamente elevados de PIB per capita - indicador inversamente relacionado à “Letalidade” - e com proporções baixas de indivíduos ou famílias com rendimento per capita inferior a um salário mínimo - indicador diretamente relacionado à variável dependente.

## DISCUSSÃO

Os resultados obtidos demonstram que a difusão da COVID-19 em Mato Grosso foi mais profunda em municípios com indicadores de renda, ocupação e nível de vida superiores, fato explicável pela maior dinamicidade econômica e constante afluxo de indivíduos de outros locais, mesmo durante os

momentos mais agudos da crise sanitária, uma vez que menos de um mês após a identificação dos primeiros casos o estado assinou decretos de flexibilização de viagens intra-estaduais, bem como de atividades não essenciais (ASSIS *et al.*, 2020). Importa considerar que a proporção de negros contaminados foi incluída durante a ACP no fator “Difusão”, o que sugere a importância da disseminação do vírus nesse grupo. Em realidade, nos municípios com elevada proporção de negros – tendencialmente mais pobres e com menores taxas de ocupação – a incidência foi inferior, enquanto em municípios mais ricos, com elevada taxa de ocupação, demonstrou-se tendência a maior difusão do vírus no âmbito do grupo, o que indica a possibilidade de, nesses locais, a população negra expor-se em maior medida a trabalhos de maior risco sanitário.

Interessante a observação de relações positivas entre “Proporção de domicílios com esgotamento sanitário adequado” com “Taxa de hospitalização”, “Mortalidade” e “Letalidade”. Municípios mais ricos, com maiores taxas de ocupação, são melhor servidos por esse tipo de infraestrutura, ao passo que sofreram com maiores proporções de casos e internações. No que concerne aos dois últimos indicadores, cidades antigas localizadas em zonas de tradicional ocupação – vales dos rios Paraguai e Cuiabá – ainda que econômica e demograficamente estagnadas e tendo sofrido especialmente com elevadas proporções de óbitos, são beneficiadas por maior cobertura de rede de esgoto, de instalação pioneira no estado.

No que se refere aos casos confirmados, descobriu-se que condições de aglomeração intradomiciliar não levam ao aumento da proporção de casos dentre a população de um modo geral, embora indivíduos do sexo masculino tenham sido os mais negativamente afetados nessa circunstância, possivelmente pela maior frequência de fenômenos de aglomeração no âmbito desse grupo. Uma vez que as proporções de incidência por sexo são complementares, esse resultado indica que a concentração de mulheres em dormitórios é menos importante em Mato Grosso do que a de homens, uma vez que não caberia a suposição de que, ao contrário destes, essa aglomeração as tornaria mais resistentes.

De modo geral, os homens foram mais vulneráveis a contágios em municípios de baixo Índice de Desenvolvimento Humano, embora com elevados PIB per capita e rendimento nominal médio mensal. Essa combinação de atributos é encontrada em cidades coincidentes com a expansão da fronteira agrícola, às margens dos principais eixos históricos de urbanização associados às rodovias BR-070/364, BR-163 e BR-158. Esses municípios, embora tenham verificado rápida expansão produtiva e acentuado crescimento demográfico em anos recentes, não dispuseram com a mesma celeridade de infraestruturas e serviços que garantam elevado padrão de vida (VOLOCHKO, 2013). Uma explicação possível para o fenômeno observado nesses locais é de que os homens tenham sido mais reticentes que as mulheres em adotar medidas preventivas de não contaminação. As mulheres, de modo antagônico, estiveram mais suscetíveis a contágios em municípios mais pobres.

No que concerne ao fator “Morbidade”, incluindo as variáveis “Mortalidade” e “Letalidade”, é manifesto como a pobreza constitui-se em elemento balizador de uma maior vulnerabilidade a expressões mais mortais da COVID-19, uma vez que os indicadores socioeconômicos dos municípios mato-grossenses se apresentam em relação inversa a esse fator, além de a “Letalidade” ter exibido maior expressividade entre indivíduos de rendimento inferior. A “Morbidade” foi mais elevada, ainda, em municípios de maior importância - no que se refere principalmente à população, posição hierárquica na rede urbana estadual e conectividade aérea-, fato compreensível pela incidência maior da doença nesses locais.

Deve-se registrar que causa certa consternação a correlação negativa entre “Morbidade” e “Densidade do dormitório”. Uma explicação para o fato reside em que municípios de maior hierarquia e melhor IDH tendem a expor maiores “Morbidade” e “Mortalidade”, ao passo que menor proporção de domicílios com dormitórios compartilhados por mais de dois indivíduos. Outra possível causa seria a existência de mecanismos de “vigilância” e de apoio mútuo entre pessoas que compartilham um mesmo ambiente, com rápida tomada de providências quando se confirma o contágio por um dos moradores.

O exame dos padrões espaciais locais revelou zona de elevada “Incidência” no norte do estado. Conforme esclarecido, esse indicador se correlaciona positiva e fortemente com a taxa de ocupação e IDH, além de negativa e significativamente com a proporção de famílias e de indivíduos que recebem até um salário mínimo e com a proporção de pessoas negras. Com algumas exceções, a maioria dos municípios da área não se destaca – positiva ou negativamente – nessas variáveis, fato sugestivo de que regionalmente a dispersão do vírus por deslocamentos de indivíduos entre cidades

vizinhas – e a partir de cidades maiores, com esses indicadores em magnitudes mais elevadas – foi fator de importância nas taxas locais de “Incidência”.

Ainda no que se refere à “Incidência”, quando se consideram seus impactos sobre a população negra ressalta-se um grupo de municípios na região centro-nordeste do estado, os quais exibem proporções notavelmente baixas desse grupo populacional. Pode-se supor, portanto, que ocorreria nesses contextos maior exposição dos negros a trabalhos nos quais a segurança sanitária é menor, especialmente quando se constata a existência de correlação positiva entre “Proporção de casos confirmados dentre a população negra” e “Proporção da população ocupada”. O mesmo fenômeno é notado no entorno da capital do estado.

Por último, destaca-se o padrão contraditório de elevada “Incidência” e baixa “Mortalidade” no norte de Mato Grosso, manifestação a qual pode ser devida às condições de vida de sua população, com possível menor aderência a medidas restritivas de contatos interpessoais, conjugada com uma estrutura médico-sanitária que lhe favoreça maior resistência ao patógeno.

### CONSIDERAÇÕES FINAIS

A pesquisa apresentada objetivou investigar o comportamento da pandemia de COVID-19 em Mato Grosso, a partir de análises de regressão entre indicadores associados à enfermidade e indicadores relacionados a aspectos sociodemográficos, socioeconômicos, urbanísticos, de conectividade externa e de saúde pública em todos os seus municípios, de modo a contestar quais características urbanas foram mais importantes na explicação da dispersão da doença e de seus impactos no estado. De forma geral, os resultados sustentaram aqueles encontrados na literatura de referência, excetuando-se as relações inversas entre variáveis de morbidade e de aglomeração em dormitórios, não encontradas em pesquisas anteriores, bem como as associações positivas entre esgotamento sanitário e taxas de hospitalização, mortalidade e letalidade.

Em síntese, e retomando a polêmica exposta na *Introdução* sobre a medida de responsabilidade atribuída às grandes, densas e complexas cidades no alastramento, intensificação e reverberação da pandemia e de suas consequências, as conclusões que emanam deste estudo permitem o posicionamento em favor da segunda linha de argumentação, para a qual não é a disposição ou o adensamento demográfico que determinam a intensidade dos impactos da COVID-19, mas a vulnerabilidade de certos grupos, segundo seus atributos socioeconômicos, possibilidade de adaptação laboral a formas remotas de trabalho, acessibilidade a serviços eficientes de saúde e de testagem viral, grau de segregação socioespacial etc.

Este trabalho contribuiu, assim, para o avanço na compreensão de como doenças infectocontagiosas se comportam diante de distintas conjunturas espaciais e socioeconômicas. As investigações nessa temática oferecem subsídios para um mais previdente manejo de elementos associados aos assentamentos humanos, possibilitando aos planejadores e gestores de entidades territoriais uma almejada e necessária transição das políticas mitigadoras (ou remediadoras) atuais para políticas preventivas, as quais se antecedem a impactos desproporcionalmente nocivos a grupos mais vulneráveis e são, por isso, não apenas mais inteligentes desde a perspectiva da ordenação territorial, como mais justas socialmente.

### REFERÊNCIAS

ABOUKORIN, S.; HAN, H; MAHRAN, M. G. N. Role of urban planning characteristics in forming pandemic resilient cities – Case study of Covid-19 impacts on European cities within England, Germany and Italy. *Cities*, v. 118, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2021.103324>

ACUTO, M. COVID-19: Lessons for an urban(izing) world. *One Earth*, Cambridge, v. 2, n. 4, p. 317-319, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.oneear.2020.04.004>

AGÊNCIA NACIONAL DE AVIAÇÃO CIVIL (ANAC). *Anuário do Transporte Aéreo*: 2020. Brasília, 2021. Disponível em: <https://www.gov.br/anac/pt-br/assuntos/dados-e-estatisticas/mercado-de-transporte-aereo/anuario-do-transporte-aereo/anuario-do-transporte-aereo>. Acesso em: 01 dez. 2021.

ALI, S. H.; KEIL, R. Contagious city. *Geography Compass*, Hoboken, v. 1, p. 1207-1226, 2007. <https://doi.org/10.1111/j.1749-8198.2007.00060.x>

ASSIS, J. M. V.; CALÓ, R. S.; GUENKKA, T. M.; PIRES, J. C. S.; SOUZA, R. A. G.; ANDRADE, A. C. S. Perfil dos óbitos por coronavírus (COVID-19) em Mato Grosso (MT): reflexos da flexibilização no



estado. **Saúde Coletiva**, v. 10, n. 56, p. 3034-3038, 2020.

<https://doi.org/10.36489/saudecoletiva.2020v10i56p3034-3043>

BOTERMAN, W. R. Urban-rural polarization in times of the Corona outbreak? The early demographic and geographic patterns of the SARS-CoV-2 epidemic in the Netherlands. **Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie**, v. 111, n. 3, p. 513-529, 2020.

<https://doi.org/10.1111/tesg.12437>

BRASIL. **Coronavírus Brasil**. Brasília, 2022. Disponível em: <https://covid.saude.gov.br/>. Acesso em: 19 jan. 2022.

FIGUEIREDO, A. M.; FIGUEIREDO, D. C. M. M.; GOMES, L. B.; MASSUDA, A.; GIL-GARCÍA, E.; VIANNA, R. P. T.; DAPONTE, A. Determinantes sociais da saúde e infecção por COVID-19 no Brasil: uma análise da epidemia. **Revista Brasileira de Enfermagem**, v. 73, sup. 2, 2020.

<https://doi.org/10.1590/0034-7167-2020-0673>

GARNIER, R.; BENETKA, J.; KRAEMER, J.; BANSAL, S. Socioeconomic Disparities in Social Distancing During the COVID-19 Pandemic in the United States: Observational Study. **Journal of Medical Internet Research**, v. 23, n. 1, 2021. <https://doi.org/10.2196/24591>

GRIPENET. **História das Pandemias desde o século XX**. Lisboa, 2021. Disponível em:

<http://www.gripenet.pt/pt/sobre-gripe/historia-da-gripe/pandemias/#:~:text=Hist%C3%B3ria%20das%20Pandemias%20desde%20o%20s%C3%A9culo%20XX.%20Houve,Foi%20provocada%20por%20um%20v%C3%ADrus%20do%20subtipo%20H1N1.>  
Acesso em: 01 nov. 2021.

GUPTE, J.; MITLIN, D. COVID-19: What is not being addressed. **Environment and Urbanization**, v. 33, n. 1, p. 211-228, 2021. <https://doi.org/10.1177/0956247820963961>

HAMIDI, S.; SABOURI, S.; EWING, R. Does density aggravate the COVID-19 pandemic? **Journal of the American Planning Association**, Chicago, v. 86, n. 4, p. 495-509, 2020.

<https://doi.org/10.1080/01944363.2020.1777891>

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo 2010**: resultados. Rio de Janeiro, 2010a. Disponível em: <https://censo2010.ibge.gov.br/resultados.html>. Acesso em: 30 nov. 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Conheça cidades e estados do Brasil**. Rio de Janeiro, 2017. Disponível em: <https://cidades.ibge.gov.br/>. Acesso em: 01 dez. 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Regiões de influência das cidades 2018**. Rio de Janeiro: IBGE, Coordenação de Geografia, 2020.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Estimativas da população residente no Brasil e Unidades da Federação com data de referência em 01º de julho de 2021**. Rio de Janeiro, 2021a. Disponível em:

[https://ftp.ibge.gov.br/Estimativas\\_de\\_Populacao/Estimativas\\_2021/estimativa\\_dou\\_2021.pdf](https://ftp.ibge.gov.br/Estimativas_de_Populacao/Estimativas_2021/estimativa_dou_2021.pdf). Acesso em: 30 nov. 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Malha Municipal**. Rio de Janeiro, 2021b. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/malhas-territoriais/15774-malhas.html?=&t=acesso-ao-produto>. Acesso em: 11 abr. 2022.

LAMB, M. R.; KANDULA, S.; SHAMAN, J. Differential COVID-19 case positivity in New York City neighborhoods: Socioeconomic factors and mobility. **Influenza and Other Respiratory Viruses**, v. 15, p. 209-217, 2021. <https://doi.org/10.1111/irv.12816>

LO, C.; NGUYEN, L. N.; DREW, D. A.; WARNER, E. T. Race, ethnicity, community-level socioeconomic factors, and risk of COVID-19 in the United States and the United Kingdom. **EClinical Medicine**, v. 38, jul. 2021. <https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2021.101029>

NAVARRO, D. J.; FOXCROFT, D. R. **Learning Statistics with Jamovi**: a tutorial for psychology students and other beginners. Oxford, 2022. Disponível em: <http://learnstatswithjamovi.com>. Acesso em: 15 mar 2022.

NEGRI, F. D.; GALIEZZ, R.; MIRANDA, P.; KOELLER, P.; ZUCOLOTO, G.; COSTA, J.; FARIAS, C. M.; TRAVASSOS, G. H.; MEDRONHO, R. A. Socioeconomic factors and the probability of death by Covid-19 in Brazil. **Journal of Public Health**, v. 43, n. 3, 2021.

<https://doi.org/10.1093/pubmed/fdaa279>

OUR WORLD IN DATA. **Coronavirus Pandemic (COVID-19)**. Oxford, 2022. Disponível em:

<https://ourworldindata.org/coronavirus>. Acesso em 20 jan. 2022.

PINHEIRO, M. D.; LUÍS, N. C. COVID-19 could leverage a sustainable built environment.

**Sustainability**, v. 12, n. 5863, 2020. <https://doi.org/10.3390/su12145863>

RIBEIRO, L. C. Q.; RODRIGUES, J. M.; CORRÊA, F. S. Segregação residencial e emprego nos grandes espaços urbanos brasileiros. **Cadernos Metrôpole**, v. 12, n. 23, p. 15-41, 2010.

RIBEIRO, H. V.; SUNAHARA, A., S.; SUTTON, J.; PERC, M.; HANLEY, Q. S. City size and the spreading of COVID-19 in Brazil. **Plos One**, v. 15, n. 9, p. 1-12, 2020.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0239699>

ROGERSON, P. A. **Métodos estatísticos para Geografia: um guia para o estudante**. 3ª ed. Porto Alegre: Bookman, 2012.

SECRETARIA DE ESTADO DE SAÚDE DE MATO GROSSO (SES). **SES confirma primeiro caso de coronavírus em MT**. Cuiabá, 2020. Disponível em: <http://www.mt.gov.br/-/13984939-ses-confirma-primeiro-caso-de-coronavirus-em-mt>. Acesso em: 25 nov. 2021.

SECRETARIA DE ESTADO DE SAÚDE DE MATO GROSSO (SES). **Painel COVID-19**. Cuiabá, 2022. Disponível em: <http://www.saude.mt.gov.br/painelCovidmt2/>. Acesso em: 19 jan. 2022.

SILVEIRA, M. R.; FELIPE JR., N. F.; COCCO, R. G.; FELÁCIO, R. M.; RODRIGUES, L. A. Novo coronavírus (SARS-COV-2): difusão espacial e outro patamar para a socialização do investimento no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais**, v. 22, 2020. Disponível em:

<https://www.scielo.br/j/rbeur/a/pBgPxPCQbtRZQNmzJ97sYv/>. Acesso em: 17 nov. 2021.

SOUZA, A.; ABREU, M. C.; OLIVEIRA-JR, J. F.; FERNANDES, W. A.; ARISTONE, F.; SOUZA, D. M.; SILVA, S. D.; SILVA, E. B. Generalized models and the impacts of population density on COVID-19 transmission. **Journal Health NPEPS**, v. 6, n. 2, 2021. <https://doi.org/10.30681/252610105597>

TELLER, J. Urban density and COVID-19: towards an adaptative approach. **Buildings & Cities**, London, v. 2, n. 1, p. 150-165, 2021. <https://doi.org/10.5334/bc.89>

VOLOCHKO, D. Da extensão do campo à centralização do urbano: elementos para o debate da produção do espaço em Mato Grosso. **Revista Mato-Grossense de Geografia**, n. 16, p. 18-38, 2013.

WELLS, C. R.; SAH, P.; MOGHADAS, S. M.; PANDEY, A.; SHOUKAT, A.; WANG, Y.; WANG, Z.; MEYERS, L. A.; SINGER, B. H., GALVANI, A. P. Impact of international travel and border control measures on the global spread of the novel 2019 coronavirus outbreak. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 117, n. 13, p. 7504-7509, 2020. <https://doi.org/10.1073/pnas.2002616117>