



TEXTO PARA DISCUSSÃO

ISSN 0103-9466

484

**Proteção social, negacionismo e distanciamento
social no Brasil durante a pandemia de COVID-19:
uma análise empírica longitudinal**

**Bernardo Geraldini
Marcelo Justus**

Setembro 2025



ie Instituto de
economia

Proteção social, negacionismo e distanciamento social no Brasil durante a pandemia de COVID-19: uma análise empírica longitudinal

Bernardo Geraldini^{1,2}

Marcelo Justus^{1,3}

¹Centro de Estudos em Economia Aplicada, Agrícola e do Meio Ambiente (CEA), Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), Campinas, Brasil.

²ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9132-8575>; bernardo.geraldini@gmail.com

³ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8660-1779>

Resumo

Há divergência na literatura sobre o papel de transferências de renda e crenças políticas na adesão ao distanciamento social durante a pandemia de COVID-19. Utilizando microdados da PNAD COVID-19, identificamos prováveis beneficiários do Auxílio Emergencial e pareamos os indivíduos por escore de propensão. Combinamos esses dados a informações do Portal da Transparência e do Tribunal Superior Eleitoral, formando um painel mensal de julho a novembro de 2020. Por meio de modelos de regressão logística, estimamos a adesão ao distanciamento em função do recebimento do Auxílio e do desempenho eleitoral de Jair Bolsonaro em 2018 no estrato geográfico do indivíduo, controlando por variáveis socioeconômicas, demográficas e epidemiológicas. Os resultados indicam que receber uma parcela do Auxílio (R\$ 600) elevou em cerca de 20% a razão de chances de adesão. Um aumento do gasto per capita com o Auxílio por estrato geográfico esteve associado a acréscimo semelhante, sugerindo um efeito de transbordamento comunitário. Por outro lado, maior votação em Bolsonaro implicou menor adesão ao distanciamento.

Palavras-chave: pandemia, COVID-19, distanciamento social, transferências de renda, seguridade social, Auxílio Emergencial

Códigos JEL: I10, I14, I18

Abstract

There is disagreement in the literature regarding the role of income transfers and political beliefs in shaping adherence to social distancing during the COVID-19 pandemic. Using micro-data from the PNAD COVID-19 survey, we identified likely beneficiaries of the Emergency Aid program and applied propensity score matching. These data were combined with information from Brazil's Transparency Portal and the Superior Electoral Court, resulting in a monthly panel from July to November 2020. Logistic regression models were used to estimate adherence to distancing as a function of Emergency Aid receipt and Jair Bolsonaro's 2018 electoral performance in the individual's geographic stratum, while controlling for socioeconomic, demographic, and epidemiological variables. Results indicate that receiving one Emergency Aid installment (R\$600, about US\$ 100) increased the odds of adherence by about 20%. Higher per capita spending on Emergency Aid within a geographic stratum was associated with a similar increase, suggesting a community spillover effect. By contrast, greater Bolsonaro vote shares implied lower adherence to distancing.

Keywords: pandemic, COVID-19, social distancing, cash transfers, social security, Emergency Aid

JEL codes: I10, I14, I18

1 Introdução

Durante pandemias, medidas de distanciamento social são fundamentais para frear a disseminação da doença, ao menos até que a vacinação esteja disponível (Rizvi et al., 2021; Hatchett; Mecher; Lipsitch, 2007). No entanto, essas medidas afetam o bem-estar da sociedade, impondo custos econômicos e sociais significativos (Nicola et al., 2020; Brodeur et al., 2021). Trabalhadores informais são particularmente afetados, pois dependem do trabalho diário para garantir sua subsistência (Costa, 2020). Além disso, o isolamento prolongado pode gerar efeitos adversos na saúde mental da população, como aumento de casos de depressão e ansiedade (Hawryluck et al., 2004; Both et al., 2021).

Nesse contexto, instrumentos de política pública que diminuam os custos individuais do distanciamento se tornam essenciais. Entre esses instrumentos, destacam-se as transferências de renda emergenciais, como o Auxílio Emergencial promovido pelo Estado brasileiro durante a pandemia de COVID-19. Hipoteticamente, essas políticas podem facilitar a adesão ao distanciamento social ao compensar a perda de renda das famílias mais pobres, reduzindo a necessidade de trabalho presencial. Para além da questão mais imediata associada à renda, há outra hipótese mais ligada a normas sociais: programas e/ou benefícios sociais podem favorecer determinados comportamentos mesmo entre indivíduos que não se beneficiam diretamente deles.

Apesar dessas possibilidades teóricas, a efetividade das transferências de renda na promoção do distanciamento social não está demonstrada. Embora exista certo consenso sobre a relevância das políticas de proteção social em tempos de crise sanitária (Aquino et al., 2020), não há evidências robustas que sustentem a eficácia direta dessas transferências na promoção do distanciamento, e alguns estudos sugerem que elas tiveram pouco sucesso, como veremos adiante. Essa falta de conhecimento é ainda mais crítica para o Brasil, dado que a sociedade brasileira é marcada por alta informalidade laboral e pela vulnerabilidade socioeconômica de ampla parcela da população.

Ainda, para analisar o efeito dessas políticas de transferência de renda é necessário considerar um fator político relevante: o bolsonarismo¹. Essa vertente de alinhamento político esteve ligada ao questionamento da gravidade da pandemia e da própria existência de uma pandemia. Tanto

¹Segundo Pinheiro-Machado (2019), o bolsonarismo pode ser definido como “um fenômeno político (...) que transcende a figura de Jair Bolsonaro, e que se caracteriza por uma visão de mundo ultraconservadora, que prega o retorno aos ‘valores tradicionais’ e assume uma retórica nacionalista e ‘patriótica’.”

profissionais da política pertencentes (ou alinhados) ao bolsonarismo quanto indivíduos adeptos a ele minimizaram a crise sanitária ou, pior, atuaram no sentido de sabotar sua contenção (Malta et al., 2021; Rennó; Avritzer; Carvalho, 2021). Mas essa hipótese não foi empiricamente testada. Assim, buscamos avaliar empiricamente o efeito do Auxílio Emergencial na promoção do distanciamento social durante a pandemia de COVID-19 no Brasil, considerando o posicionamento político.

Para isso, utilizamos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc), suplemento COVID-19, conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) ao longo de 2020. Esses microdados são combinados com dados agregados em nível de estrato geográfico, referentes i) a gastos com o Auxílio Emergencial; ii) à situação epidemiológica da COVID-19; e iii) aos resultados das eleições presidenciais de 2018. A base de dados construída constitui um painel, que permite acompanhar mensalmente indivíduos ao longo dos meses de julho a novembro de 2020. Por meio desse painel, verificamos a relação entre diversos determinantes socioeconômicos individuais e a adesão ao distanciamento social.

Dado o caráter não aleatório da concessão do Auxílio Emergencial, que foi destinado preferencialmente a trabalhadores informais e pessoas em situação de vulnerabilidade econômica, optamos pela aplicação do método de pareamento por escore de propensão (*Propensity Score Matching* - PSM). Esse procedimento permite balancear os grupos de beneficiários e não beneficiários do programa em relação a diversas características observáveis, reduzindo potenciais vieses de seleção (Rosenbaum; Rubin, 1983; Abadie; Imbens, 2016). A partir dos microdados pareados, estimamos modelos econométricos de painel para avaliar os determinantes da adesão ao distanciamento social. Além do recebimento do Auxílio Emergencial como variável principal de interesse, os modelos foram controlados por fatores socioeconômicos, demográficos e epidemiológicos. Dessa forma, isolamos o efeito do benefício financeiro sobre a adesão ao distanciamento, considerando fatores que também influenciam esse comportamento.

Este estudo traz duas contribuições principais. Primeiro, traz evidências robustas que mostram que transferências incondicionais implementadas no âmbito de crises sanitárias atuam como instrumento de promoção da saúde pública. Ao facilitar o distanciamento social, o Auxílio Emergencial contribuiu para frear a disseminação do vírus, preservando vidas. Esse efeito se deu tanto em nível individual como em nível agregado.

A segunda contribuição do estudo é de natureza metodológica: o uso de microdados longitu-

dinais é inovador para avaliar o impacto do Auxílio Emergencial. Ao combinar esse painel com o pareamento por escore de propensão, é possível realizar uma análise mais rigorosa do programa, revelando que seus efeitos foram mais significativos do que os apontados na literatura.

O trabalho está organizado em mais três seções. Na seção 2, descrevemos o modelo econométrico e definimos as variáveis utilizadas. Os resultados e a discussão são tratados na seção 3. Por fim, concluímos o texto e apontamos limitações do estudo.

2 Metodologia

Especificação do modelo em nível individual

A variável dependente (*distanc*) é a probabilidade de o indivíduo respeitar o distanciamento social, medida pelo grau de distanciamento autorreferido seguido pelo respondente. A pergunta feita pelo entrevistador foi “Na semana passada, devido à pandemia do Coronavírus, em que medida o(a) sr(a) restringiu o contato com as pessoas?”. As respostas possíveis foram: a) “Não fez restrição, levou vida normal como antes da pandemia” (referência); b) “Reduziu o contato com as pessoas, mas continuou saindo de casa para trabalho ou atividades não essenciais e/ou recebendo visitas”; c) “Ficou em casa e só saiu em caso de necessidade básica (comprar comida, remédio, ir ao médico etc.)”; e d) “Ficou rigorosamente isolado em casa”. A partir dessas categorias, construímos uma variável binária que assume valor 1 quando a resposta corresponde às opções c) ou d), indicando um distanciamento social significativo.

O modelo inicial é composto apenas pelas variáveis em nível individual, cuja descrição sumária é feita a seguir. A descrição precisa e as estatísticas descritivas de todas as variáveis, incluindo as agregadas, consta nos **apêndices A e C**. Assim, temos:

$$\begin{aligned}
P(\text{distanc}_{it} = 1) = & \beta_0 + \beta_1 \text{aux}_{it} + \beta_2 \text{idade}_{it} + \beta_3 \text{idade}_{it}^2 + \beta_4 \text{mulher}_{it} \\
& + \beta_5 \text{ppi}_{it} + \beta_6 \text{fundamental}_{it} + \beta_7 \text{medio}_{it} + \beta_8 \text{superior}_{it} \\
& + \beta_9 \text{casado}_{it} + \beta_{10} \text{naotrab}_{it} \\
& + \beta_{11} \log(\text{rendahora}_{it}) + \beta_{12} \text{doenprev}_{it} + \beta_{13} \text{COVIDposit}_{it} \\
& + \beta_{14} \text{COVIDsus}_{it} + \beta_{15} \text{depress}_{it} \\
& + \beta_{16} \text{UF}_{it} + \beta_{17} \text{rural}_{it} + \beta_{18} \log(\text{npessoas}_i) \\
& + \beta_{19} \text{responsavel}_{it} + \beta_{20} \text{mulher}_{it} \times \text{responsavel}_{it} \\
& + \beta_{21} \text{mes} + \beta_{22} \text{mes} \times \text{aux}_{it} + \beta_{23} \text{rural}_{it} \times \text{aux}_{it} + \epsilon_{it}
\end{aligned}$$

em que aux_{it} representa o valor per capita do Auxílio Emergencial recebido pelo domicílio; idade_{it} e idade_{it}^2 capturam possíveis efeitos não lineares da idade; mulher_{it} indica o sexo feminino; ppi_{it} é uma binária que indica se o indivíduo é preto, pardo ou indígena; fundamental_{it} , medio_{it} e superior_{it} representam os níveis educacionais do indivíduo; casado_{it} indica se o indivíduo é casado; naotrab_{it} indica se o indivíduo não trabalhou na semana de referência; $\log(\text{rendahora}_{it})$ é o logaritmo da renda horária individual; doenprev_{it} indica a presença de doenças pré-existentes; COVIDposit_{it} indica se o indivíduo apresentou teste positivo para COVID-19; COVIDsus_{it} indica se o indivíduo apresentou suspeita de COVID-19; depress_{it} indica se houve diagnóstico prévio de depressão; UF_i é uma variável categórica para a unidade federativa; rural_i identifica se o domicílio está localizado em área rural; $\log(\text{npessoas}_i)$ representa o logaritmo do número de moradores no domicílio; responsavel_{it} indica se o indivíduo é responsável pelo domicílio; mes corresponde a um conjunto de dummies mensais; e ϵ_{it} é um erro aleatório, com as hipóteses usuais.

Note-se que o modelo incorpora duas interações principais. A primeira, entre o Auxílio Emergencial e as binárias de tempo, permite capturar variações mensais no impacto do programa sobre o comportamento de isolamento. A segunda interação é entre o Auxílio e a variável de localização (urbana ou rural). O objetivo é identificar heterogeneidades territoriais no efeito do programa, considerando que áreas rurais podem apresentar características socioeconômicas, padrões de mobilidade e condições de acesso a serviços distintos em relação às áreas urbanas.

Especificação do modelo com variáveis agregadas

O modelo acima é incrementado com as seguintes variáveis agregadas:

$$\begin{aligned} & \beta_{15} \text{ auxestrato}_{et} + \beta_{16} \text{ votbolsonaro}_{e,2018} \\ & + \beta_{17} \text{ auxestrato}_{et} \times \text{mes} + \beta_{18} \text{ auxestrato}_{et} \times \text{votbolsonaro}_{e,2018} \\ & + \beta_{19} \log(\text{mortesCOVID}_{et}) + \beta_{20} \log(\text{casosCOVID}_{et}) \end{aligned}$$

em que o subscrito e indica o estrato geográfico²; auxestrato representa o valor médio per capita do Auxílio Emergencial recebido no estrato geográfico de residência do indivíduo, capturando possíveis efeitos agregados ou de transbordamento do programa; votbolsonaro corresponde à proporção de votos obtida por Jair Bolsonaro no primeiro turno das eleições presidenciais de 2018, no mesmo estrato; e casosCOVID e mortesCOVID representam, respectivamente, o número de casos e de mortes por COVID-19 por 100 mil habitantes, registrados no mês da entrevista, também no estrato geográfico do indivíduo. Em alguns modelos, incluímos uma defasagem das variáveis epidemiológicas com o objetivo de capturar efeitos defasados da evolução da pandemia sobre o comportamento de isolamento.

Também no caso do Auxílio agregado, são usadas interações. Optou-se por não duplicar as interações entre mês e ambas as variáveis de auxílio simultaneamente, uma vez que isso aumentaria excessivamente a complexidade do modelo e criaria multicolinearidade. Em vez disso, são testadas versões alternativas do modelo com diferentes formas de interação, o que permite avaliar a robustez dos resultados. Ainda é incluída uma interação entre o valor do Auxílio recebido no domicílio e a proporção de votos em Bolsonaro no estrato geográfico, o que permite verificar se o efeito do Auxílio sobre o distanciamento varia conforme a inclinação política da região.

Todos os modelos são de efeitos individuais aleatórios. Essa escolha se justifica pelo desenho amostral e pela natureza das variáveis analisadas. Nos microdados da PNAD COVID-19, há grande variação entre indivíduos e relativamente pouca repetição temporal para cada unidade amostral, o que torna sem sentido identificar efeitos fixos individuais (Croissant; Millo, 2018). Os efeitos aleatórios permitem explorar tanto a variação temporal quanto a transversal, assumindo que o efeito

²O estrato geográfico corresponde a um nível de agregação intermediário entre o nível municipal e o nível estadual. Cf. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2022) e Geraldini e Justus (2025).

específico de cada indivíduo é não correlacionado com as covariáveis explicativas. Essa suposição é plausível neste caso, pois parte das variáveis-chave (como valores do Auxílio Emergencial no domicílio e no estrato geográfico, indicadores de contexto político e epidemiológico) varia no tempo ou entre estratos, e não se espera que o componente inobservado individual esteja sistematicamente associado a elas após o controle pelas demais covariáveis (Baltagi, 2021). Para a aproximação numérica da integral da função de verossimilhança, utilizamos a quadratura de Gauss-Hermite com $R = 5$ pontos de avaliação. Valores maiores de R produzem resultados muito semelhantes, mas aumentam significativamente o tempo de processamento. O pacote utilizado foi o *pglm* (Croissant, 2021). Todos os modelos fazem uso do peso amostral disponibilizado nos microdados da PNAD COVID-19.

Pareamento por escore de propensão

Para estimar o efeito do recebimento do Auxílio Emergencial sobre a adesão ao distanciamento, utilizamos o método de pareamento por escore de propensão, a fim de controlar o viés de seleção associado a diferenças observáveis entre os indivíduos beneficiários e não beneficiários. O escore de propensão representa a probabilidade de um indivíduo ter recebido o benefício dadas as variáveis observadas.

O pareamento foi feito com o pacote MatchIt (Ho et al., 2011). Inicialmente, testamos a estimação da distância com o método tradicional de regressão logística. Contudo, o modelo não convergiu, possivelmente por conta do número elevado de preditores. Para contornar esse problema, especificamos a distância com base em regressão penalizada por *glmnet* (com penalidade LASSO). Isso permitiu maior estabilidade na estimação do escore de propensão diante da alta dimensionalidade da base.

A especificação final do pareamento foi *nearest neighbor* (vizinho mais próximo), com razão 1:1, sem reposição, e restrição de *caliper* igual a 0,1 no escore de propensão, a fim de evitar pareamentos entre unidades com escores muito distantes. As variáveis incluídas na estimação do escore de propensão foram: região do país, faixa etária, situação ocupacional e faixa de renda, sexo, escolaridade, presença de doença prévia, diagnóstico prévio de depressão, tipo de área (urbana/rural), estado civil, cor ou etnia, número de moradores no domicílio em julho de 2020, e papel desempenhado pela pessoa no domicílio. Utilizamos os pesos amostrais normalizados

da PNAD COVID-19 durante o pareamento para preservar a representatividade populacional da amostra. A amostra final incluiu todos os indivíduos tratados e seus respectivos controles pareados. Unidades fora do suporte comum, ou seja, sem contrapartida dentro do *caliper* especificado, foram descartadas da análise. Após o procedimento de pareamento, restaram na base 140.020 observações, compostas por 28.004 indivíduos acompanhados ao longo dos cinco meses. Desses, 14.002 receberam o Auxílio Emergencial. Foram excluídos os indivíduos que não responderam à pesquisa em todos os meses e/ou que mudaram seu *status* no que diz respeito ao recebimento do Auxílio (isto é, foram mantidas apenas as pessoas que o receberam em todos os meses e as que não o receberam em nenhum mês). Detalhes do pareamento se encontram no **apêndice B**.

3 Resultados e discussão

Conforme se vê na Figura 1, a avaliação do balanceamento indicou melhora substancial após o pareamento: as diferenças médias padronizadas para a maioria das variáveis ficaram abaixo de 0,1, indicando balanceamento aceitável.

Consta na Tabela 1 o resultado das estimações³. As variáveis referentes ao valor do Auxílio Emergencial recebido pelo indivíduo (*aux*) e ao valor gasto com o Auxílio no estrato (*auxestrato*) foram divididas por 100. Assim, seus coeficientes estimados representam, respectivamente, a variação na probabilidade de distanciamento associada a um aumento de R\$ 100 per capita e a variação na probabilidade de distanciamento associada a um aumento de R\$ 100 no gasto médio per capita por estrato. A Figura 2 traz as razões de chances implicadas pelos coeficientes do Modelo 2.

Os resultados mostram que o recebimento individual do Auxílio Emergencial aumentou significativamente a probabilidade de distanciamento. Os valores obtidos são consistentes e relevantes: no Modelo 1, por exemplo, o recebimento de R\$ 100 aumentou a probabilidade de cumprir o distanciamento em cerca de 3,2%. Assim, o recebimento de uma parcela do Auxílio (R\$ 600) implica aumento de cerca de 20% na razão de chances de cumprir o distanciamento.

Esse resultado tem significado prático importante e indica que o Auxílio Emergencial foi mais benéfico do que apontam outros estudos que focam no Brasil. A pesquisa de De Leon, Malde e McQuillin (2023), por exemplo, se baseia em um questionário online e indica que medidas de

³Os coeficientes relativos às unidades federativas constam no apêndice C.

precaução em relação à doença já estavam sendo adotadas por boa parte da população, de forma que o Auxílio não teria tido impacto na adoção do distanciamento. Nosso resultado também contrasta com o estudo de Morais et al. (2024): nesse trabalho, também usando dados da PNAD COVID-19 pareados por *escore de propensão* (porém sem empregar metodologia de *painel*), os autores não encontram nenhum efeito do recebimento do Auxílio sobre a adesão ao distanciamento moderado ou rigoroso⁴. Ainda, nossos resultados também são diferentes dos de Barberia e Piazza (2021), que não encontram efeito do Auxílio sobre o distanciamento. Por fim, mas levando em conta a literatura que versa sobre outros países, nossos resultados também diferem dos de Hsiao, Ko e Zhou (2022), que mostram que transferências de renda vinculadas ao CARES Act nos Estados Unidos da América (EUA) aumentaram a mobilidade.

Por outro lado, nossos resultados são condizentes com diversos estudos. Em termos de pesquisas que utilizam *microdados*, Karlan et al. (2022), por exemplo, mostram que um programa de transferência de renda aplicado em Gana foi eficaz para induzir o distanciamento social. Alvarez, Gallego e Pecha (2022), por sua vez, mostram que um programa de transferência incondicional de renda foi eficaz para reduzir a mobilidade em grandes cidades na Colômbia. Ainda, estudos baseados em transferências de renda condicionais (basicamente, licenças médicas remuneradas) também mostram a eficácia na indução ao distanciamento (Schneider; Harknett; Vivas-Portillo, 2021; Andersen et al., 2023). Já em termos de pesquisas que usam dados agregados (e em níveis de granularidade diferente), Razafindrakoto et al. (2022), Aminjonov, Bargain e Bernard (2023) e Wright et al. (2020) também mostram que as transferências de renda facilitaram a adesão ao distanciamento e a redução da mobilidade.

As binárias de tempo refletem o momento da pandemia no Brasil. Em julho de 2020, a incidência de COVID-19 atingia seu pior momento até então (Bastos et al., 2021), e a adesão ao distanciamento, que caíra desde abril até junho, aumenta levemente em fins de junho e em julho (Moraes, 2021). Os resultados mostram que essa adesão cai muito entre julho e novembro: neste mês, a probabilidade cai cerca de 70%. Já a interação do Auxílio com as binárias de tempo mostra que sua eficácia na indução ao distanciamento diminuiu ao longo dos meses. Por um lado, isso mostra a persistência da eficácia do benefício; por outro, evidencia o esgotamento das medidas restritivas e também os

⁴Conforme indicamos na seção de metodologia, codificamos o distanciamento como uma variável binária, de forma que cumprir o distanciamento equivale precisamente ao distanciamento moderado ou rigoroso utilizado pelos autores.

limites do próprio Auxílio em sustentar o isolamento.

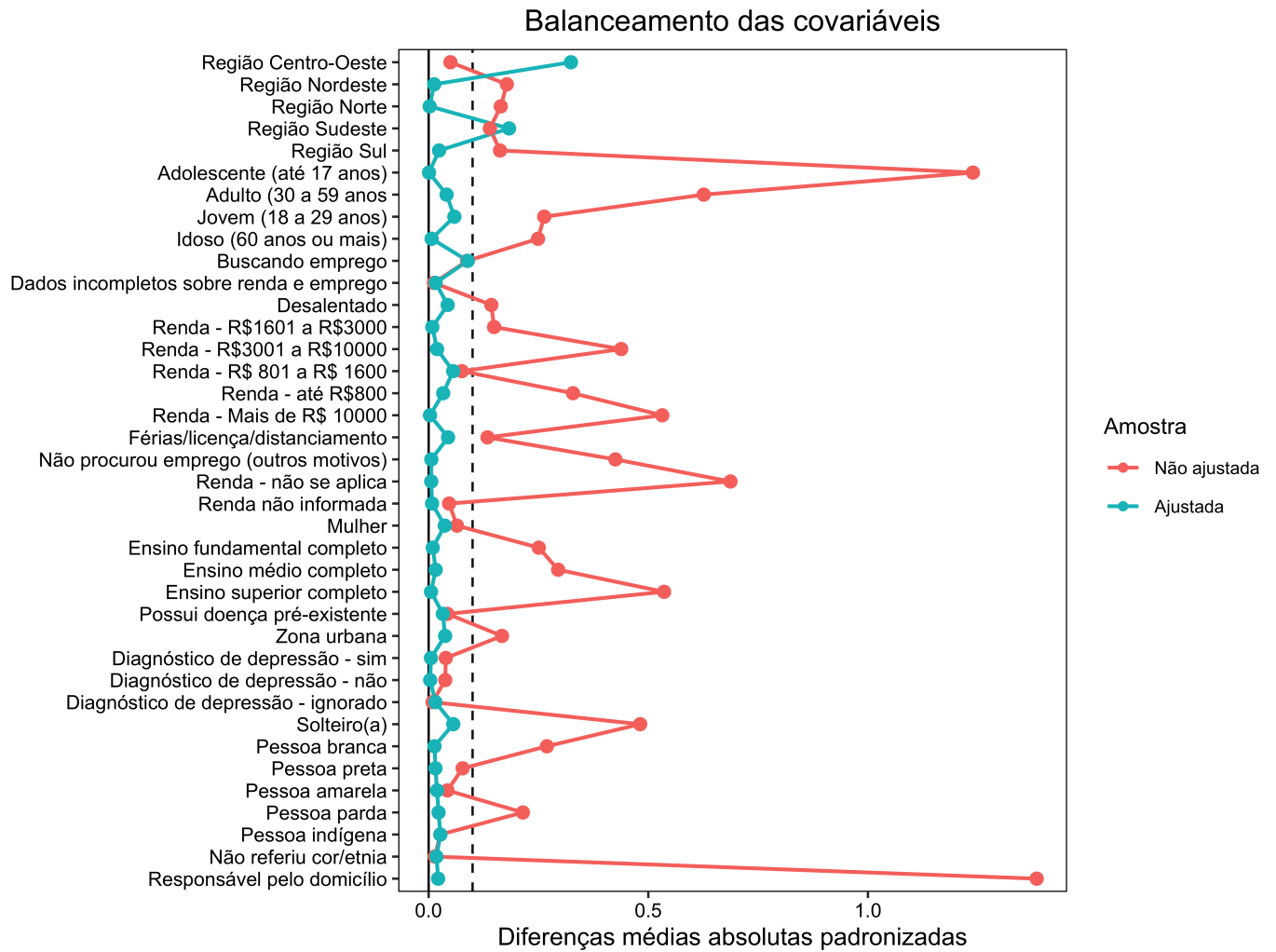


Figura 1: Gráfico com balanceamento das covariáveis após pareamento por escore de propensão.
Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 1: Efeito das variáveis selecionadas sobre o distanciamento social

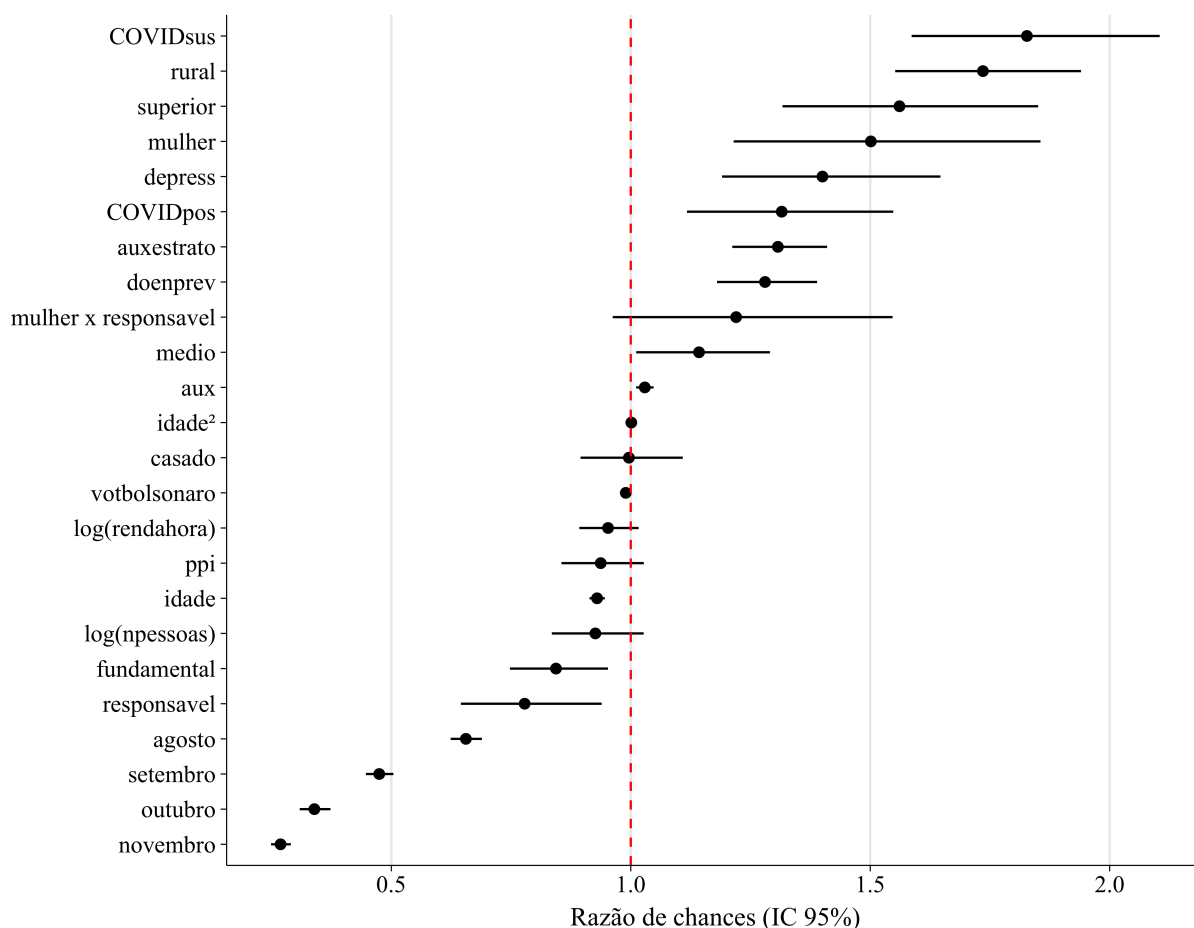
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
aux	0.032*** (0.009)	0.029** (0.009)	0.065* (0.029)	0.103*** (0.031)	0.029** (0.009)	0.035*** (0.010)
auxextrato		0.268*** (0.039)	0.216*** (0.041)	0.164** (0.053)	0.343*** (0.058)	0.144* (0.069)
votbolsonaro		-0.010** (0.003)	-0.010** (0.004)	-0.012** (0.004)	-0.011** (0.004)	-0.014** (0.005)
aux × agosto			0.019 (0.012)			
aux × setembro			-0.001 (0.012)	-0.023* (0.011)		
aux × outubro			-0.000 (0.012)	-0.024* (0.012)		
aux × novembro			-0.020 (0.013)	-0.047*** (0.012)		
aux × rural			-0.036 (0.021)	-0.034 (0.023)		
aux × votbolsonaro			-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)		
auxestrato × agosto					-0.234*** (0.054)	
auxestrato × setembro					-0.021 (0.092)	0.236* (0.107)
auxestrato × outubro					-0.174 (0.152)	0.068 (0.173)
auxestrato × novembro					0.115 (0.117)	0.402** (0.132)
auxestrato × rural					-0.031 (0.042)	-0.012 (0.056)
auxestrato × votbolsonaro					-0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)
log(casosCOVID)			0.097*** (0.028)	0.137*** (0.032)	0.094*** (0.028)	0.140*** (0.032)
log(casosCOVID _{t-1})				-0.079 (0.041)		-0.071 (0.042)
log(mortesCOVID)			0.014 (0.029)	-0.028 (0.037)	-0.006 (0.030)	-0.047 (0.037)
log(mortesCOVID _{t-1})				0.012 (0.036)		0.030 (0.036)
agosto	-0.478*** (0.024)	-0.422*** (0.025)	-0.470*** (0.034)		0.048 (0.115)	
setembro	-0.881*** (0.024)	-0.745*** (0.031)	-0.731*** (0.038)	-0.297*** (0.036)	-0.650*** (0.161)	-0.751*** (0.184)

outubro	−1.369*** (0.025)	−1.081*** (0.048)	−1.069*** (0.053)	−0.721*** (0.056)	−0.772*** (0.166)	−0.885*** (0.188)
novembro	−1.520*** (0.026)	−1.314*** (0.039)	−1.257*** (0.047)	−0.923*** (0.050)	−1.382*** (0.170)	−1.591*** (0.188)
COVIDposit	0.276*** (0.084)	0.274*** (0.083)	0.268** (0.083)	0.298** (0.109)	0.270** (0.083)	0.300** (0.109)
COVIDsus	0.603*** (0.072)	0.603*** (0.072)	0.596*** (0.072)	0.676*** (0.091)	0.597*** (0.072)	0.676*** (0.092)
doenprev	0.245*** (0.042)	0.247*** (0.042)	0.246*** (0.042)	0.263*** (0.056)	0.247*** (0.042)	0.264*** (0.056)
depress	0.338*** (0.082)	0.337*** (0.083)	0.335*** (0.083)	0.322** (0.117)	0.338*** (0.083)	0.326** (0.117)
rural	0.569*** (0.056)	0.551*** (0.057)	0.614*** (0.068)	0.614*** (0.076)	0.603*** (0.090)	0.582*** (0.106)
casado	−0.000 (0.055)	−0.004 (0.055)	−0.003 (0.055)	0.002 (0.061)	−0.003 (0.055)	0.003 (0.061)
idade	−0.073*** (0.009)	−0.073*** (0.009)	−0.073*** (0.009)	−0.078*** (0.010)	−0.073*** (0.009)	−0.078*** (0.010)
idade ²	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
log(rendahora)	−0.053 (0.033)	−0.049 (0.033)	−0.048 (0.033)	−0.063 (0.042)	−0.049 (0.033)	−0.064 (0.042)
naotrab	3.070*** (0.080)	3.077*** (0.080)	3.081*** (0.080)	3.266*** (0.098)	3.079*** (0.080)	3.262*** (0.098)
ppi	−0.059 (0.047)	−0.065 (0.047)	−0.065 (0.047)	−0.080 (0.053)	−0.065 (0.047)	−0.080 (0.053)
mulher	0.405*** (0.109)	0.406*** (0.108)	0.410*** (0.108)	0.398*** (0.121)	0.407*** (0.108)	0.394** (0.120)
responsavel	−0.253** (0.096)	−0.251** (0.096)	−0.252** (0.095)	−0.263* (0.106)	−0.251** (0.096)	−0.263* (0.106)
fundamental	−0.172** (0.062)	−0.170** (0.062)	−0.173** (0.062)	−0.215** (0.070)	−0.172** (0.062)	−0.215** (0.070)
medio	0.131* (0.062)	0.133* (0.062)	0.137* (0.062)	0.148* (0.071)	0.135* (0.062)	0.146* (0.071)
superior	0.449*** (0.087)	0.445*** (0.087)	0.445*** (0.087)	0.439*** (0.098)	0.445*** (0.087)	0.437*** (0.098)
log(npessoas)	−0.075 (0.053)	−0.077 (0.053)	−0.079 (0.053)	−0.103 (0.059)	−0.077 (0.053)	−0.100 (0.059)
mulher ×responsavel	0.197 (0.122)	0.199 (0.121)	0.195 (0.121)	0.220 (0.136)	0.199 (0.121)	0.225 (0.135)
Log-likelihood	−62782.700	−62743.748	−62723.626	−49888.566	−62719.856	−49891.400
AIC	125667.401	125593.497	125569.252	99899.132	125561.711	99904.800
Pseudo R ² (McFadden)	0.187	0.188	0.188	0.354	0.188	0.354

Notas: *** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$.

N = 140020 observações.

Erros-padrão clusterizados por indivíduo.



Nota: foram excluídos os coeficientes relativos ao intercepto, à variável *naotrab*, e ao desvio-padrão do termo de efeito aleatório.

Figura 2: Gráfico com razões de chances associadas ao Modelo 2. Fonte: Elaborada pelos autores.

A binária que indica se o indivíduo habita região rural é significativa, implicando um aumento de 80% na chance de adesão ao distanciamento. Esse efeito é inesperado: em estudos baseados em questionários aplicados no Brasil e nos EUA, notou-se que residentes de regiões rurais tinham menor probabilidade de adotar medidas protetivas em relação à COVID-19 (Callaghan et al., 2021; Villela et al., 2021; Greteman et al., 2022). Entre as explicações para essa diferença estão a menor percepção de risco de contrair a doença no meio rural, a maior informalidade laboral nesse meio, a impossibilidade de realizar remotamente trabalhos tipicamente rurais, e o maior ceticismo em relação à gravidade da doença por parte dos habitantes dessas regiões. Os resultados apresentados aqui mostram que esses fatores que dificultam o distanciamento são contrabalançados por outros determinantes: se por um lado, como mostram Milbourne e Kitchen (2014) e Ogushi, Roy e

Kaski (2025), a maior dispersão espacial do meio rural impele seus habitantes a se movimentar mais, por outro lado essa configuração espacial é, por si só, uma barreira à mobilidade (Mseke; Jessup; Barnett, 2024). Assim, mesmo que fatores atitudinais (como a menor percepção de risco) desfavoreçam a adesão consciente às medidas protetivas, a dispersão espacial pode servir como um fator protetor não intencional.

Por outro lado, a interação entre a variável **rural** e o recebimento do Auxílio Emergencial indica que o efeito protetor do benefício foi menor em áreas rurais. Habitantes dessas regiões que receberam o Auxílio tenderam a respeitar menos o distanciamento social, o que está em consonância com os achados de Callaghan et al. (2021), Villela et al. (2021) e Greteman et al. (2022). É plausível supor que muitos desses indivíduos exerciam ocupações que não podiam ser realizadas de forma remota, o que os levou a manter seus deslocamentos apesar do suporte financeiro.

O Auxílio apresentou efeitos agregados positivos significativos sobre o distanciamento social no nível de estrato geográfico, indicando forte associação entre o recebimento do benefício e o aumento da adesão às medidas de isolamento. Esse efeito pode ser explicado por, pelo menos, dois canais principais. O primeiro é o efeito multiplicador de renda: como mostramos anteriormente (Geraldini; Justus, 2025), o programa aumentou substancialmente a renda do trabalho de domicílios beneficiários, especialmente nos estratos mais pobres. Para muitos trabalhadores informais, ficar em casa significava perda de renda; ao oferecer compensação financeira que atenuou essas perdas, o Auxílio reduziu a pressão econômica que forçava a saída para atividades externas.

O segundo canal envolve mecanismos comportamentais e de normas sociais, conforme discutido por Bicchieri e Xiao (2009) e corroborado por evidências de Tarry et al. (2022), Falco e Zaccagni (2021) e Bavel et al. (2020). A teoria das normas sociais sustenta que a conformidade depende de expectativas empíricas (crença de que a maioria seguirá a norma) e normativas (crença de que a maioria considera que se deve segui-la). O Auxílio reduziu barreiras econômicas centrais à adesão ao distanciamento, permitindo que as pessoas permanecessem em casa sem comprometer (tanto) sua subsistência. Isso pode ter facilitado o alinhamento entre expectativas empíricas e normativas, reforçando a percepção de que o distanciamento estava sendo de fato adotado e era socialmente esperado.

A variável **votbolsonaro** apresenta coeficiente negativo e estatisticamente significativo em todos os modelos em que foi incluída, sugerindo que indivíduos em municípios com maior proporção

de votos para Bolsonaro tenderam a respeitar menos o distanciamento social. Os coeficientes estimados para essa variável são próximos a $-0,012$, o que significa que cada aumento de 1 ponto percentual na proporção de votos para Bolsonaro no estrato esteve associado a uma redução de 1,2% na chance relativa de adesão ao distanciamento social. Assim, por exemplo, em dois municípios idênticos em todos os demais aspectos, mas onde a diferença de votos em Bolsonaro é de 10 pontos percentuais (por exemplo, 40% vs. 50%), espera-se que o município com maior votação apresente uma redução de aproximadamente 12% na chance de adesão ao distanciamento. Além disso, a interação $\text{aux} \times \text{votbolsonaro}$ apresenta coeficientes negativos, sugerindo que o efeito positivo do Auxílio Emergencial sobre o distanciamento foi enfraquecido em localidades mais alinhadas politicamente com Bolsonaro.

Esses resultados são corroborados por outros estudos. Com base em dados de dimensão temporal mais curta, Gagete-Miranda, Mariani e Retzl (2020) concluíram que o comportamento de Bolsonaro — particularmente sua participação nas manifestações de 15 de março de 2020 — levou a um aumento de 19% no número diário de novos casos de COVID-19 em cidades com maior proporção de seus eleitores, em grande parte provavelmente devido à redução do distanciamento social. Ajzenman, Cavalcanti e Da Mata (2023) confirmaram essa queda imediata no distanciamento social em municípios pró-governo após Bolsonaro minimizar publicamente os riscos da pandemia, observando um aumento consistente nos gastos presenciais com cartão de crédito. Esse efeito foi mais pronunciado em áreas com maior penetração da mídia local, atividade no Twitter e presença de população evangélica. Por fim, Rache et al. (2021) e Razafindrakoto et al. (2022) encontraram uma correlação positiva direta entre o apoio eleitoral a Bolsonaro e taxas mais aceleradas de mortalidade por COVID-19, destacando que a retórica presidencial influenciou seus apoiadores a adotarem comportamentos mais arriscados. Esse “efeito Bolsonaro” demonstrou um impacto persistente nos resultados de saúde pública (Rache et al., 2021). Nossos resultados complementam essa literatura ao quantificar, de forma distinta, o impacto do bolsonarismo sobre a adesão ao distanciamento social.

Os resultados indicam que indivíduos com diagnóstico prévio de depressão apresentaram probabilidade significativamente maior de aderir ao distanciamento social. Pessoas com condições de saúde preexistentes, com diagnóstico ou com suspeita de COVID-19 também mostraram maior propensão ao distanciamento. Esse padrão é coerente com a expectativa lógica de que grupos com

saúde ou bem-estar mental comprometidos percebem maior vulnerabilidade a desfechos graves da COVID-19, adotando comportamentos mais cautelosos. Esse achado é condizente com os de Villela et al. (2021) e Alicea-Planas, Trudeau e Vásquez Mazariegos (2021), que também têm por foco a população brasileira. Papageorge et al. (2021), no entanto, não encontraram efeito robusto para condições pré-existent nos EUA. Embora os autores ressaltem que isso pode significar que sua amostra não era representativa, pode-se argumentar que em locais com pouca proteção social o imperativo econômico acaba por predominar.

O estado ocupacional também se mostrou determinante: estar desempregado ou não trabalhar esteve fortemente associado a maior probabilidade de distanciamento social. Este efeito expressivo reforça que a impossibilidade de suspender atividades remuneradas é uma barreira central à adesão, sobretudo entre trabalhadores informais. Esse resultado é amplamente corroborado por outras pesquisas (Razafindrakoto et al., 2022; Wright et al., 2020; Aminjonov; Bargain; Bernard, 2023).

Em termos de raça/etnia, indivíduos que se identificam como negros, pardos ou indígenas apresentaram menor probabilidade de aderir ao distanciamento social. Esse resultado converge com Razafindrakoto et al. (2022), Souza, Dumont-Pena e Patrocino (2022) e Souza (2021), que mostram maior incidência e mortalidade por COVID-19 em populações não-brancas, explicada por sua maior presença em serviços essenciais, trabalho informal e moradias densamente povoadas. Papageorge também destacam que desigualdades raciais estruturais limitam a capacidade de adoção de comportamentos protetivos. Quanto ao gênero, mulheres foram mais propensas a praticar o distanciamento, o que também se acorda com a literatura (Okten; Gollwitzer; Oettingen, 2020; Villela et al., 2021). Ainda, enquanto homens responsáveis pelo domicílio praticaram menos distanciamento, a interação entre mulher e chefe de domicílio tendeu a anular esse efeito. Isso pode ser lido como outra faceta de algo bem descrito na literatura: a sobrecarga de mulheres com trabalhos domésticos e trabalhos de cuidado (Alloatti; Oliveira, 2023).

Como esperado, a relação com a idade revelou padrão quadrático, e a menor probabilidade de distanciamento foi encontrada para indivíduos com cerca de 32 anos. Esse resultado está de acordo com o que colocam Razafindrakoto et al. (2022), que associam maior disseminação da doença a municípios mais jovens, e com Villela et al. (2021), que ressaltam que a percepção de risco cresce com idade. Em termos de educação, verificou-se efeito negativo para ensino fundamental, positivo para ensino médio e positivo para ensino superior, reforçando a correlação positiva entre

escolaridade e adesão, já observada também por Villela et al. (2021). Em geral, os coeficientes para tamanho do domicílio não atingem significância estatística, mas sugerem que há maior dificuldade de isolamento em lares maiores e possivelmente superlotados. Esse padrão também identificado por Brandily et al. (2021) na França. Ser responsável pelo domicílio esteve negativamente associado ao distanciamento, provavelmente por maior necessidade de atividades externas.

Por fim, o achado de que um aumento do número de casos de COVID-19 em um estrato se correlaciona com maior distanciamento social é esperado (Giordani et al., 2022). O fato inesperado de as mortes por COVID-19 não aumentarem significativamente o distanciamento pode ser explicado pela colinearidade entre as variáveis: é razoável supor que mortes podem ser consideradas um subconjunto de casos. Logo, é possível que o número de casos absorva o efeito das mortes.

4 Conclusão

Este trabalho apresenta algumas limitações. O uso de dados da PNAD COVID-19, embora abrangente, está sujeito a vieses de mensuração e a problemas inerentes a dados autorreportados. O algoritmo utilizado para identificar beneficiários do Auxílio também pode ser impreciso, como apontam Costa et al. (2022). Além disso, apesar de termos realizado o pareamento por escore de propensão, não é possível descartar completamente a presença de variáveis não observadas que afetem simultaneamente a probabilidade de receber o benefício e de aderir ao isolamento. Por fim, o estudo captura apenas um período específico da pandemia: o da segunda onda. Isso pode limitar a generalização dos resultados para outros contextos ou fases da crise sanitária.

Os resultados deste estudo indicam que o Auxílio Emergencial teve papel relevante na promoção do distanciamento social durante a pandemia de COVID-19 no Brasil, tanto em nível individual quanto em nível agregado. O recebimento do valor padrão do benefício esteve associado a um aumento nas chances de adesão ao isolamento, enquanto acréscimos médios per capita no Auxílio por estrato geográfico também apresentaram efeito positivo significativo, sugerindo a presença de um mecanismo de reforço comunitário. Sugerimos que o impacto do benefício se deu não apenas via alívio econômico direto, mas também por meio do fortalecimento de normas sociais pró-distanciamento.

Esses resultados corroboram as hipóteses iniciais levantadas no estudo: primeiro, que a redução

dos custos econômicos individuais decorrentes do Auxílio Emergencial facilitaria a adesão ao distanciamento social. Segundo, que o benefício poderia gerar efeitos indiretos por meio de seu efeito multiplicador sobre a renda (Geraldini; Justus, 2025) e também por meio de mecanismos sociais, reforçando normas de comportamento em nível comunitário.

Além disso, a análise das interações entre o Auxílio e variáveis de contexto (como área rural/urbana e alinhamento político local) permite avaliar a validade das hipóteses levando em conta heterogeneidades territoriais e comportamentais. Observamos que o efeito do Auxílio foi mais limitado em áreas rurais e em estratos com maior apoio a Bolsonaro, indicando que barreiras estruturais e fatores políticos podem moderar a eficácia de políticas emergenciais de transferência de renda. Isso reforça a importância de se considerar contextos locais ao desenhar e implementar políticas públicas voltadas à saúde e à proteção social.

Agradecimentos

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

Bernardo Geraldini agradece ao CNPq pela bolsa de doutorado (processo 142249/2024-6). Marcelo Justus agradece ao CNPq pela bolsa de produtividade em pesquisa (processo 312685/2021-1). Os autores agradecem ao professor Thomas Victor Conti pelos comentários e sugestões à versão preliminar. Erros ou omissões são de inteira responsabilidade dos autores.

Referências bibliográficas

- Abadie, A.; Imbens, G. W. Matching on the Estimated Propensity Score. en. **Econometrica**, v. 84, n. 2, p. 781–807, 2016. ISSN 0012-9682. DOI: 10.3982/ECTA11293. Disponível em: <<https://www.econometricsociety.org/doi/10.3982/ECTA11293>>. Acesso em: 12 ago. 2025.
- Ajzenman, N.; Cavalcanti, T.; Da Mata, D. More than Words: Leaders' Speech and Risky Behavior during a Pandemic. en. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 15, n. 3, p. 351–371, ago. 2023. ISSN 1945-7731, 1945-774X. DOI: 10.1257/pol.20210284. Disponível em: <<https://pubs.aeaweb.org/doi/10.1257/pol.20210284>>. Acesso em: 11 ago. 2025.
- Alicea-Planas, J.; Trudeau, J. M.; Vásquez Mazariegos, W. F. COVID-19 Risk Perceptions and Social Distancing Practice in Latin America. en. **Hispanic Health Care International**, v. 19, n. 4, p. 254–259, dez. 2021. ISSN 1540-4153, 1938-8993. DOI: 10.1177/1540415320985141. Disponível em: <<https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/1540415320985141>>. Acesso em: 27 ago. 2025.
- Alloatti, M. N.; Oliveira, A. L. M. d. Deepening and widening the gap: The impacts of the COVID-19 pandemic on gender and racial inequalities in Brazil. en. **Gender, Work & Organization**, v. 30, n. 1, p. 329–344, jan. 2023. ISSN 0968-6673, 1468-0432. DOI: 10.1111/gwao.12909. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/gwao.12909>>. Acesso em: 12 ago. 2025.
- Alvarez, E.; Gallego, J.; Pecha, C. Can Cash Transfers Increase Social Distancing During COVID-19? Evidence from Colombia. **UNDP LAC Working Paper**, v. 34, 2022.
- Aminjonov, U.; Bargain, O.; Bernard, T. Gimme shelter. Social distancing and income support in times of pandemic. en. **European Economic Review**, v. 157, p. 104507, ago. 2023. ISSN 00142921. DOI: 10.1016/j.eurocorev.2023.104507. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0014292123001368>>. Acesso em: 12 ago. 2025.
- Andersen, M.; Maclean, J. C.; Pesko, M. F.; Simon, K. Does paid sick leave encourage staying at home? Evidence from the United States during a pandemic. en. **Health Economics**, v. 32, n. 6, p. 1256–1283, jun. 2023. ISSN 1057-9230, 1099-1050. DOI: 10.1002/hec.4665. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/hec.4665>>. Acesso em: 11 ago. 2025.
- Aquino, E. M. L. et al. Medidas de distanciamento social no controle da pandemia de COVID-19: potenciais impactos e desafios no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, suppl 1, p. 2423–2446, jun. 2020. ISSN 1678-4561, 1413-8123. DOI: 10.1590/1413-81232020256.1.10502020. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-81232020006702423&tlng=pt>. Acesso em: 12 ago. 2025.

Assunção, G.; Hidalgo, L. **COVIDIBGE: Downloading, Reading and Analyzing PNAD COVID19 Microdata**. [S.l.], 2024. R package version 0.2.2. DOI: 10.32614/CRAN.package.COVIDIBGE. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=COVIDIBGE>>.

Baltagi, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. Cham: Springer International Publishing, 2021. (Springer Texts in Business and Economics). ISBN 978-3-030-53952-8 978-3-030-53953-5. DOI: 10.1007/978-3-030-53953-5. Disponível em: <<https://link.springer.com/10.1007/978-3-030-53953-5>>. Acesso em: 13 ago. 2025.

Barberia, L. G.; Piazza, K. S. The auxílio emergencial and stringent social distancing policies in Brazil: the impact on mobility and non-work travel outside the home. **Revista Latinoamericana de Opinión Pública**, v. 10, n. 2, p. 93–135, nov. 2021. ISSN 2660-700X, 1852-9003. DOI: 10.14201/rlop.26591. Disponível em: <<https://revistas.usal.es/index.php/1852-9003/article/view/26591>>. Acesso em: 11 ago. 2025.

Bastos, L. S. et al. COVID-19 hospital admissions: Brazil's first and second waves compared. en. **The Lancet Respiratory Medicine**, v. 9, n. 8, e82–e83, ago. 2021. Publisher: Elsevier BV. ISSN 2213-2600. DOI: 10.1016/s2213-2600(21)00287-3. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S2213260021002873>>. Acesso em: 26 jul. 2025.

Bavel, J. J. V. et al. Using social and behavioural science to support COVID-19 pandemic response. en. **Nature Human Behaviour**, v. 4, n. 5, p. 460–471, abr. 2020. ISSN 2397-3374. DOI: 10.1038/s41562-020-0884-z. Disponível em: <<https://www.nature.com/articles/s41562-020-0884-z>>. Acesso em: 14 ago. 2025.

Bicchieri, C.; Xiao, E. Do the right thing: but only if others do so. en. **Journal of Behavioral Decision Making**, v. 22, n. 2, p. 191–208, abr. 2009. ISSN 0894-3257, 1099-0771. DOI: 10.1002/bdm.621. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/bdm.621>>. Acesso em: 14 ago. 2025.

Both, L. M. et al. COVID-19 pandemic and social distancing: economic, psychological, family, and technological effects. **Trends in Psychiatry and Psychotherapy**, 2021. Publisher: EDITORA SCIENTIFIC. ISSN 2237-6089, 2238-0019. DOI: 10.47626/2237-6089-2020-0085. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/trends/a/cZNSn9kYFmd5ZNsgtk4dnYm/?lang=en>>. Acesso em: 21 jul. 2025.

Brandily, P.; Brébion, C.; Briole, S.; Khoury, L. A poorly understood disease? The impact of COVID-19 on the income gradient in mortality over the course of the pandemic. en. **European Economic Review**, v. 140, p. 103923, nov. 2021. ISSN 00142921. DOI: 10.1016/j.euroecorev.2021.103923. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0014292121002257>>. Acesso em: 14 ago. 2025.

Brodeur, A.; Gray, D.; Islam, A.; Bhuiyan, S. A literature review of the economics of COVID-19. en. **Journal of Economic Surveys**, v. 35, n. 4, p. 1007–1044, set. 2021. Publisher: Wiley. ISSN 0950-0804, 1467-6419. DOI: 10.1111/joes.12423. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/joes.12423>>. Acesso em: 21 jul. 2025.

Callaghan, T.; Lueck, J. A.; Trujillo, K. L.; Ferdinand, A. O. Rural and Urban Differences in COVID-19 Prevention Behaviors. en. **The Journal of Rural Health**, v. 37, n. 2, p. 287–295, mar. 2021. ISSN 0890-765X, 1748-0361. DOI: 10.1111/jrh.12556. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/jrh.12556>>. Acesso em: 6 ago. 2025.

Costa, J.; Foguel, M.; Reis, M.; Russo, F. Análise da incidência do Auxílio Emergencial e do Benefício Emergencial ao longo da distribuição de renda com base nos dados da PNAD Covid-19. pt. **Boletim Mercado de Trabalho**, n. 74, p. 81–95, nov. 2022. ISSN 1676-0883. DOI: 10.38116/bmt74/pf1. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/11654/1/BMT74_analise_incidencia.pdf>. Acesso em: 12 ago. 2025.

Costa, S. Pandemia e desemprego no Brasil. **Revista de Administração Pública**, v. 54, n. 4, p. 969–978, jul. 2020. Publisher: Fundação Getulio Vargas. ISSN 0034-7612. DOI: 10.1590/0034-761220200170. Disponível em: <<https://doi.org/10.1590/0034-761220200170>>.

Cota, W. **Monitoring the number of COVID-19 cases and deaths in Brazil at municipal and federative units level**. [S.l.]: FapUNIFESP (SciELO), mai. 2020. DOI: 10.1590/scielopreprints.362. Disponível em: <<https://preprints.scielo.org/index.php/scielo/preprint/view/362/version/371>>. Acesso em: 24 jul. 2025.

Croissant, Y. **pglm: Panel Generalized Linear Models**. [S.l.], 2021. R package version 0.2-3. DOI: 10.32614/CRAN.package.pglm. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=pglm>>.

Croissant, Y.; Millo, G. **Panel data econometrics with R**. First edition. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2018. ISBN 978-1-118-94917-7 978-1-118-94918-4.

De Leon, F. L. L.; Malde, B.; McQuillin, B. The effects of emergency government cash transfers on beliefs and behaviours during the COVID pandemic: Evidence from Brazil. en. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 208, p. 140–155, abr. 2023. ISSN 01672681. DOI: 10.1016/j.jebo.2023.01.006. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0167268123000070>>. Acesso em: 11 ago. 2025.

Falco, P.; Zaccagni, S. Promoting social distancing in a pandemic: Beyond good intentions. en. Edição: Nikolaos Askitas. **PLOS ONE**, v. 16, n. 12, e0260457, dez. 2021. ISSN 1932-6203. DOI: 10.1371/journal.pone.0260457. Disponível em: <<https://dx.plos.org/10.1371/journal.pone.0260457>>. Acesso em: 14 ago. 2025.

Gagete-Miranda, J.; Mariani, L. A.; Retzl, P. **Words can hurt: how political communication can change the pace of an epidemic**. [S.l.]: Open Science Framework, ago. 2020. DOI: 10.31219/osf.io/ps2wx. Disponível em: <<https://osf.io/ps2wx>>. Acesso em: 11 ago. 2025.

Geraldini, B.; Justus, M. Impacto do Auxílio Emergencial na renda do trabalho: proteção social como política anticíclica na pandemia da COVID-19. **Texto para Discussão (Campinas)**, n. 475, 2025. ISSN 0103-9466.

Giordani, R. C. F.; Giolo, S. R.; Zandoni Da Silva, M.; Muhl, C. Risk perception of COVID-19: Susceptibility and severity perceived by the Brazilian population. en. **Journal of Health Psychology**, v. 27, n. 6, p. 1365–1378, mai. 2022. ISSN 1359-1053, 1461-7277. DOI: 10.1177/13591053211044536. Disponível em: <<https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/13591053211044536>>. Acesso em: 14 ago. 2025.

Greteman, B. B. et al. Rural and urban differences in perceptions, behaviors, and health care disruptions during the COVID-19 pandemic. en. **The Journal of Rural Health**, v. 38, n. 4, p. 932–944, set. 2022. ISSN 0890-765X, 1748-0361. DOI: 10.1111/jrh.12667. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/jrh.12667>>. Acesso em: 6 ago. 2025.

Hatchett, R. J.; Mecher, C. E.; Lipsitch, M. Public health interventions and epidemic intensity during the 1918 influenza pandemic. en. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 104, n. 18, p. 7582–7587, mai. 2007. Publisher: Proceedings of the National Academy of Sciences. ISSN 0027-8424, 1091-6490. DOI: 10.1073/pnas.0610941104. Disponível em: <<https://pnas.org/doi/full/10.1073/pnas.0610941104>>. Acesso em: 21 jul. 2025.

Hawryluck, L. et al. SARS Control and Psychological Effects of Quarantine, Toronto, Canada. **Emerging Infectious Diseases**, v. 10, n. 7, p. 1206–1212, jul. 2004. Publisher: Centers for Disease Control and Prevention (CDC). ISSN 1080-6040, 1080-6059. DOI: 10.3201/eid1007.030703. Disponível em: <http://wwwnc.cdc.gov/eid/article/10/7/03-0703_article.htm>. Acesso em: 21 jul. 2025.

Ho, D. E.; Imai, K.; King, G.; Stuart, E. A. MatchIt: Nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference. **Journal of Statistical Software**, v. 42, n. 8, p. 1–28, 2011. DOI: 10.18637/jss.v042.i08.

Hsiao, C. Y.-L.; Ko, S. I.-M.; Zhou, N. Financial relief policy and social distancing during the COVID-19 pandemic. en. Edição: Ener Cagri Dinleyici. **PLOS Global Public Health**, v. 2, n. 6, e0000663, jun. 2022. ISSN 2767-3375. DOI: 10.1371/journal.pgph.0000663. Disponível em: <<https://dx.plos.org/10.1371/journal.pgph.0000663>>. Acesso em: 11 ago. 2025.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estimativas para estratos de Municípios na PNAD Contínua**. [S.l.], 2022. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101933.pdf>. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101933.pdf>>. Acesso em: 12 ago. 2025.

Karlan, D. et al. **Social Protection and Social Distancing During the Pandemic: Mobile Money Transfers in Ghana**. en. Cambridge, MA, jul. 2022. w30309. DOI: 10.3386/w30309. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w30309.pdf>>. Acesso em: 11 ago. 2025.

Malta, M. et al. Political neglect of COVID-19 and the public health consequences in Brazil: The high costs of science denial. en. **EClinicalMedicine**, v. 35, p. 100878, mai. 2021. ISSN 25895370. DOI: 10.1016/j.eclim.2021.100878. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S2589537021001589>>. Acesso em: 7 ago. 2025.

Milbourne, P.; Kitchen, L. Rural mobilities: Connecting movement and fixity in rural places. en. **Journal of Rural Studies**, v. 34, p. 326–336, abr. 2014. ISSN 07430167. DOI: 10.1016/j.jrurstud.2014.01.004. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0743016714000175>>. Acesso em: 7 ago. 2025.

Moraes, R. **A segunda onda da pandemia (mas não do distanciamento físico): COVID-19 e políticas de distanciamento social dos governos estaduais no Brasil**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) - Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (DINTE). Nota Técnica 31. [S.l.: s.n.], 2021. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/server/api/core/bitstreams/15c66dd7-e117-431e-a7fb-d506954c4eff/content>.

Morais, G. A. d. S. et al. Impact of emergency financial support program on testing demand, SARS-CoV-2 prevalence, and social isolation during COVID-19 outbreak in Brazil: a quasi-experimental study. en. **BMC Public Health**, v. 24, n. 1, p. 3435, dez. 2024. ISSN 1471-2458. DOI: 10.1186/s12889-024-20877-z. Disponível em: <<https://bmcpublichealth.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12889-024-20877-z>>. Acesso em: 13 ago. 2025.

Mseke, E.; Jessup, B.; Barnett, T. Impact of distance and/or travel time on healthcare service access in rural and remote areas: A scoping review. en. **Journal of Transport & Health**, v. 37, p. 101819, jul. 2024. ISSN 22141405. DOI: 10.1016/j.jth.2024.101819. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S2214140524000653>>. Acesso em: 7 ago. 2025.

Nicola, M. et al. The socio-economic implications of the coronavirus pandemic (COVID-19): A review. en. **International Journal of Surgery**, v. 78, p. 185–193, jun. 2020. Publisher: Ovid Technologies (Wolters Kluwer Health). ISSN 1743-9191. DOI: 10.1016/j.ijssu.2020.04.018. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1743919120303162>>. Acesso em: 21 jul. 2025.

Ogushi, F.; Roy, C.; Kaski, K. Differences of communication activity and mobility patterns between urban and rural people. en. **Journal of Computational Social Science**, v. 8, n. 2, p. 51, mai. 2025. ISSN 2432-2717, 2432-2725. DOI: 10.1007/s42001-025-00368-w. Disponível em: <<https://link.springer.com/10.1007/s42001-025-00368-w>>. Acesso em: 7 ago. 2025.

Okten, I. O.; Gollwitzer, A.; Oettingen, G. Gender differences in preventing the spread of coronavirus. en. **Behavioral Science & Policy**, v. 6, n. 2, p. 109–122, out. 2020. ISSN 2379-4607, 2379-4615. DOI: 10.1177/237946152000600214. Disponível em: <<http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/237946152000600214>>. Acesso em: 12 ago. 2025.

Organização Mundial da Saúde. **WHO COVID-19: case definitions: updated in Public health surveillance for COVID-19, 22 July 2022**. [S.l.], 2022. 1 p.

Papageorge, N. W. et al. Socio-demographic factors associated with self-protecting behavior during the Covid-19 pandemic. en. **Journal of Population Economics**, v. 34, n. 2, p. 691–738, abr. 2021. ISSN 0933-1433, 1432-1475. DOI: 10.1007/s00148-020-00818-x. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s00148-020-00818-x>>. Acesso em: 13 ago. 2025.

Pereira, R. H. M.; Barbosa, R. J. **censobr: Download Data from Brazil's Population Census**. Versão v0.4.0. [S.l.], 2023. Disponível em: <https://CRAN.R-project.org/package=censobr>. DOI: 10.32614/CRAN.package.censobr. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=censobr>>.

Pinheiro-Machado, R. **Brasil em transe: nova direita, bolsonarismo e desdemocratização**. [S.l.]: Editora Oficina Raquel, jun. 2019. ISBN 978-85-9500-039-1.

Portal da Transparência do Governo Federal. [S.l.: s.n.], 2023. Controladoria Geral da União. Disponível em: <https://portaldatransparencia.gov.br/>. Disponível em: <<https://portaldatransparencia.gov.br/>>.

Rache, B.; Falbel, F.; Rocha, R.; Lago, M. **Quantas vidas cabem em um voto?** [S.l.]: Nota Técnica 18. Instituto de Estudos para Políticas de Saúde, 2021. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/amc/tecnot/018.html>>.

Razafindrakoto, M. et al. Municípios in the Time of Covid-19 in Brazil: Socioeconomic Vulnerabilities, Transmission Factors and Public Policies. en. **The European Journal of Development Research**, v. 34, n. 6, p. 2730–2758, dez. 2022. ISSN 0957-8811, 1743-9728. DOI: 10.1057/s41287-021-00487-w. Disponível em: <<https://link.springer.com/10.1057/s41287-021-00487-w>>. Acesso em: 11 ago. 2025.

Rennó, L.; Avritzer, L.; Carvalho, P. D. D. Entrenching right-wing populism under covid-19: denialism, social mobility, and government evaluation in Brazil. **Revista Brasileira de Ciência Política**, n. 36, e247120, 2021. ISSN 2178-4884, 0103-3352. DOI: 10.1590/0103-3352.2021.36.247120. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-33522021000300402&tlng=en>. Acesso em: 7 ago. 2025.

Rizvi, R. F. et al. Effectiveness of non-pharmaceutical interventions related to social distancing on respiratory viral infectious disease outcomes: A rapid evidence-based review and meta-analysis. en. **SAGE Open Medicine**, v. 9, jan. 2021. Publisher: SAGE Publications. ISSN 2050-3121, 2050-3121. DOI: 10.1177/

20503121211022973. Disponível em: <<https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/20503121211022973>>. Acesso em: 21 jul. 2025.

Rosenbaum, P. R.; Rubin, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. en. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41–55, 1983. ISSN 0006-3444, 1464-3510. DOI: 10.1093/biomet/70.1.41. Disponível em: <<https://academic.oup.com/biomet/article-lookup/doi/10.1093/biomet/70.1.41>>. Acesso em: 12 ago. 2025.

Schneider, D.; Harknett, K.; Vivas-Portillo, E. Olive Garden's Expansion Of Paid Sick Leave During COVID-19 Reduced The Share Of Employees Working While Sick: Study examines Olive Garden's expansion of paid sick leave and the impact on incidence of employees working sick during COVID-19. en. **Health Affairs**, v. 40, n. 8, p. 1328–1336, ago. 2021. ISSN 0278-2715, 1544-5208. DOI: 10.1377/hlthaff.2020.02320. Disponível em: <<http://www.healthaffairs.org/doi/10.1377/hlthaff.2020.02320>>. Acesso em: 11 ago. 2025.

Souza, É. R.; Dumont-Pena, É.; Patrocino, L. B. Coronavirus Pandemic (2019-nCoV) and Women: Effects on Working Conditions and Health. **Saúde em Debate**, v. 46, spe1, p. 290–302, 2022. DOI: 10.1590/0103-11042022E120.

Souza, P. **The COVID-19 Pandemic and Racial Income Inequality**. [S.l.], 2021. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/boletim_analise_politico/210304_bapi_26_artigo_4.pdf>.

Tarry, H.; Vézina, V.; Bailey, J.; Lopes, L. Political orientation, moral foundations, and COVID-19 social distancing. en. Edição: Wen-Jun Tu. **PLOS ONE**, v. 17, n. 6, e0267136, jun. 2022. ISSN 1932-6203. DOI: 10.1371/journal.pone.0267136. Disponível em: <<https://dx.plos.org/10.1371/journal.pone.0267136>>. Acesso em: 14 ago. 2025.

Tribunal Superior Eleitoral. [S.l.: s.n.], 2024. Brasil. Disponível em: <https://www.tse.jus.br/>. Disponível em: <<https://www.tse.jus.br/>>.

Villela, E. F. d. M. et al. COVID-19 outbreak in Brazil: adherence to national preventive measures and impact on people's lives, an online survey. en. **BMC Public Health**, v. 21, n. 1, p. 152, dez. 2021. ISSN 1471-2458. DOI: 10.1186/s12889-021-10222-z. Disponível em: <<https://bmcpublichealth.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12889-021-10222-z>>. Acesso em: 6 ago. 2025.

Wright, A. L.; Sonin, K.; Driscoll, J.; Wilson, J. Poverty and economic dislocation reduce compliance with COVID-19 shelter-in-place protocols. en. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 180, p. 544–554, dez. 2020. ISSN 01672681. DOI: 10.1016/j.jebo.2020.10.008. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0167268120303760>>. Acesso em: 12 ago. 2025.

Apêndice A

Detalhamento das variáveis

Os microdados foram extraídos com o pacote COVIDIBGE (Assunção; Hidalgo, 2024). A pesquisa foi realizada mensalmente entre os meses de julho a novembro de 2020, com o objetivo de mensurar os impactos sociais e econômicos da pandemia. Foram considerados apenas os entrevistados com 14 anos ou mais. As observações com valores ausentes ou inconsistências em variáveis centrais (por exemplo, respostas “Ignorado” para cor/raça e estado de depressão) foram removidas.

a. Auxílio Emergencial — variável aux

Variável relativa ao recebimento de Auxílio Emergencial e ao valor recebido por parte de algum membro da família. Como a PNAD COVID não identifica qual pessoa do domicílio recebeu o auxílio, com base em (Costa et al., 2022) construímos um algoritmo que segue algumas regras que permitem identificar o/a receptor/a. Primeiro, calcula-se o número esperado de beneficiários no domicílio dividindo o valor declarado por R\$ 600, limitado a quatro. Em seguida, filtram-se indivíduos não formalmente empregados e com idade até 65 anos. Ordenam-se esses candidatos por prioridade (primeiro o/a responsável do domicílio, depois o/a cônjuge e, em seguida, os demais em ordem decrescente de idade). Selecionam-se tantos indivíduos quantos forem necessários para igualar o número esperado de beneficiários. Por fim, se ainda houver vagas não preenchidas, o algoritmo relaxa a restrição, permitindo incluir qualquer pessoa do domicílio, repetindo o mesmo critério de ordenação até preencher todas as cotas. Para facilitar a interpretação dos resultados, a variável foi dividida por 100, de modo que o coeficiente estimado representa a variação na probabilidade de distanciamento social associada a cada R\$ 100 per capita recebidos.

b. Idade — variáveis idade e idade²

A variável de idade foi inserida de forma contínua, bem como em forma quadrática, a fim de captar possíveis efeitos não lineares da idade sobre a probabilidade de adesão ao distanciamento social.

c. Sexo biológico feminino — variável mulher

Assume valor 1 para indivíduos do sexo biológico feminino e 0 para masculino. A categoria de referência é “homem”. A PNAD COVID-19 não contempla identidade de gênero diversa, o que infelizmente impede a análise de pessoas trans, não binárias ou com outras identidades de gênero.

d. Cor, raça ou etnia preta, parda ou indígena — variável ppi

A variável tem como categoria de referência “Branca” ou “Amarela”. A binária construída recebeu valor 1 caso a entrevistada tenha respondido “Preta”, “Parda” ou “Indígena”. No pareamento por escore de propensão, manteve-se a variável original, com todas as suas respostas.

e. Escolaridade — variáveis fundamental, medio e superior

Derivada da variável de escolaridade, categorizada em três variáveis binárias cumulativas: fundamental (ensino fundamental completo ou incompleto), médio (ensino médio completo ou incompleto) e superior (ensino superior completo, incompleto ou pós-graduação). A categoria de referência é “sem instrução”.

f. Estado civil: casado — variável `casado`

Como a PNAD COVID-19 não investiga diretamente o estado civil, esta variável foi inferida a partir da condição do indivíduo no domicílio. Identificou-se a presença de cônjuge no domicílio e marcaram-se como “casado(a)” tanto as pessoas listadas como cônjuges quanto o/a responsável do domicílio nesses casos. Nos demais, definiu-se como “solteiro(a)”. Esse procedimento gera imprecisões, pois nem todos os casados são identificados.

g. Situação no mercado de trabalho: não trabalhou — variável `naotrab`

Variável binária que assume valor 1 se o indivíduo não exerceu atividade remunerada na semana de referência, independentemente do motivo.

h. Renda por hora trabalhada — variável `rendahora`

Variável contínua que representa o valor da renda por hora trabalhada no trabalho principal. Foi calculada dividindo-se a renda mensal habitual por quatro e, em seguida, pelas horas semanais trabalhadas. Para indivíduos que não trabalharam na semana, atribuiu-se R\$ 1/hora (log igual a zero). Nos casos de horas igual a zero, mas com declaração de trabalho, imputou-se a média de 34,29 horas semanais.

i. Doença prévia — variável `doenprev`

Variável binária codificada como “Sim” caso o respondente tenha referido diagnóstico médico prévio de diabetes, hipertensão, doenças pulmonares, doenças cardíacas ou câncer.

j. Teste positivo para COVID-19 — variável `COVIDposit`

Variável binária codificada como “Sim” caso o respondente tenha referido que foi diagnosticado com COVID-19 por meio de exames de sangue ou SWAB nasal.

k. Suspeita de COVID-19 — variável `COVIDsus`

Variável binária codificada como “Sim” caso o respondente tenha referido que apresentou suspeita de COVID-19, de acordo com os critérios clínicos dispostos pela OMS (Organização Mundial da Saúde, 2022). Considera-se suspeito o indivíduo que tenha apresentado início agudo de febre e tosse (quadro de síndrome gripal); ou o início agudo de três ou mais dos seguintes sinais ou sintomas: febre, tosse, fadiga, dor de cabeça, mialgia, dor de garganta, coriza, dispneia, náusea ou diarreia.

l. Diagnóstico prévio de depressão — variável `depress`

Variável binária indicando se o participante já recebeu diagnóstico médico de depressão. Respostas “Sim” foram codificadas como 1; respostas “Não” como 0.

m. Unidade da Federação — variável `uf`

Variável categórica com 27 categorias correspondentes às Unidades da Federação, utilizada como efeitos fixos para controlar por fatores regionais não observados. Como não faz parte dos objetivos discutir particularidades regionais, os coeficientes não são reportados, mas constam no **apêndice C**.

n. Área rural — variável `rural`

Assume valor 1 se o domicílio está localizado em área rural e 0 se em área urbana.

- o. Número de habitantes no domicílio — variável `npessoas`**
 Informa a quantidade de pessoas que habitavam o domicílio em julho de 2020. Para captar não linearidade, a variável foi logaritmizada.
- p. Papel do indivíduo no domicílio: responsável — variável `responsavel`**
 Classifica as respostas em duas possibilidades: responsável pelo domicílio; e outro (incluindo cônjuge, filhos, pais etc).
- q. Mês (binárias de tempo) — variável `mes`**
 Conjunto de variáveis indicadoras para os meses de agosto a novembro de 2020. Julho é a categoria de referência. Essas dummies controlam variações temporais comuns a todos os indivíduos.
- r. Valor médio do Auxílio Emergencial por estrato — variável `auxestrato`**
 Variável contínua que representa o valor médio per capita do Auxílio Emergencial no estrato geográfico do domicílio. Identificação do estrato realizada por mapeamento de códigos municipais para estratos (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2022). Dados do programa obtidos no Portal da Transparência do Governo Federal (2023) e divididos pela população segundo o Censo 2022 (Pereira; Barbosa, 2023). Para interpretação, foi dividida por 100, de modo que o coeficiente indica o efeito de um aumento de R\$ 100 per capita no valor médio do Auxílio no estrato.
- s. Porcentagem de votos para Bolsonaro em 2018 — variável `votbolsonaro`**
 Variável contínua que informa a porcentagem de votos válidos para Jair Bolsonaro no segundo turno de 2018, calculada para cada município (Tribunal Superior Eleitoral, 2024) e agregada ao nível dos estratos geográficos da PNAD COVID-19.
- t. Variáveis epidemiológicas: casos e mortes por COVID-19 — variáveis `casosCOVID` e `mortesCOVID`**
 Compostas pelo número de casos confirmados e de óbitos por 100 mil habitantes, tanto no mês corrente quanto com defasagem de um mês. Dados municipais de Cota (2020), agregados ao nível de estrato.

Apêndice B

Detalhamento do pareamento por escore de propensão

Para a construção do escore de propensão, utilizamos diversas variáveis individuais e domiciliares, que passaram por transformações e recodificações para adequação à análise.

- a. Idade — variável `idade`**
 Variável numérica categorizada em faixas (13–17 – adolescente; 18–29 – jovem; 30–59 – adulto; mais de 60 anos – idoso), tendo por referência a categoria “adulto”. Menores de 13 anos foram excluídos do estudo.
- b. Distanciamento social — variável `isol_binaria`**
 Variável binária que indica adesão rigorosa ao isolamento. Codificação: *isol_binaria* = 1 para indivíduos que "Ficaram rigorosamente em casa" ou "Ficaram em casa e só saíram em caso de necessidade básica"; *isol_binaria* = 0 para aqueles que "Reduziram o contato com as pessoas, mas

continuaram saindo para trabalho ou atividades não essenciais e/ou recebendo visitas"ou que "Não fizeram restrição, levando vida normal como antes da pandemia".

c. Papel no domicílio — variável `responsavel`

Variável categórica que distingue responsáveis pelo domicílio e outros membros da família ou agregados.

d. Região geográfica — variável `regiao`

Variável categórica com as cinco grandes regiões do Brasil: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte.

e. Faixa de renda por idade e situação laboral — variável `faixa_renda_trabalho`

Classifica indivíduos conforme idade, situação laboral e renda mensal. Exclusão: menores de 13 anos. Categorias: afastados; desalentados; não procurou emprego; buscando emprego; trabalhadores por faixas salariais (até R\$800, R\$801–1.600, R\$1.601–3.000, R\$3.001–10.000, acima de R\$10.000); renda não informada; dados incompletos; não classificados.

f. Cor/Etnia — variável `cor`

Criada a partir da autodeclaração de cor ou raça.

g. Sexo — variável `sexo`

Obtida diretamente da variável original.

h. Classificação urbano/rural — variável `urbano_rural`

Categorizada em “urbano” e “rural”.

i. Estado civil — variável `estado_civil`

Criada com base na presença de cônjuge no domicílio e na composição familiar, classificando indivíduos em “casado” ou “solteiro”.

j. Grau de escolaridade — variável `escolaridade`

Construídas variáveis binárias cumulativas para os níveis fundamental, médio e superior.

k. Diagnóstico prévio de depressão — variável `dep_previa`

Variável binária indicando se o indivíduo possuía diagnóstico prévio de depressão.

l. Diagnóstico prévio de outras doenças — variável `doencas_cronicas`

Variável binária indicando diagnóstico prévio de diabetes, hipertensão, doenças pulmonares, doenças cardíacas ou câncer.

m. Recebimento de Auxílio Emergencial — variável `aux`

Identificação dos beneficiários realizada em múltiplos passos, conforme descrito na seção acima.

Apêndice C

Tabela C.1: Resumo das variáveis categóricas (N = 140020)

Variável	Não	Sim	Sim (%)
naotrab	67566	72454	51.7
distanc	74011	66009	47.1
fundamental	53646	86374	61.7
medio	80639	59381	42.4
superior	129793	10227	7.3
COVIDsus	137400	2620	1.9
COVIDposit	135388	4632	3.3
depress	134497	5523	3.9
ppi	65880	74140	53.0
mulher	70030	69990	50.0
casado	45893	94127	67.2
doenprev	99902	40118	28.6
rural	109020	31000	22.1
responsavel	26190	113830	81.3

Tabela C.2: Estatísticas descritivas das variáveis contínuas

Variável	N	Média	Desv. Pad.	Mín.	Máx.
idade	140020	46.59	14.49	14	108
npessoas	140020	3.30	1.44	1	15
rendahora	140020	6.04	15.28	0.12	1700.00
aux	140020	1.77	2.06	0.00	3.60
mortesCOVID	146	11.52	7.57	0.67	58.60
casosCOVID	146	553.65	389.69	27.53	3127.80
auxestrato	146	1.66	0.51	0.67	3.45
votbolsonaro	146	43.06	15.35	11.51	68.28

Tabela C.3: Efeito das variáveis selecionadas sobre o distanciamento social, com coeficientes para Unidades Federativas

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
aux	0.032*** (0.009)	0.029** (0.009)	0.065* (0.029)	0.103*** (0.031)	0.029** (0.009)	0.035*** (0.010)
auxextrato		0.268*** (0.039)	0.216*** (0.041)	0.164** (0.053)	0.343*** (0.058)	0.144* (0.069)
votbolsonaro		-0.010** (0.003)	-0.010** (0.004)	-0.012** (0.004)	-0.011** (0.004)	-0.014** (0.005)
aux × agosto			0.019 (0.012)			
aux × setembro			-0.001 (0.012)	-0.023* (0.011)		
aux × outubro			-0.000 (0.012)	-0.024* (0.012)		
aux × novembro			-0.020 (0.013)	-0.047*** (0.012)		
aux × rural			-0.036 (0.021)	-0.034 (0.023)		
aux × votbolsonaro			-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)		
auxestrato × agosto					-0.234*** (0.054)	
auxestrato × setembro					-0.021 (0.092)	0.236* (0.107)
auxestrato × outubro					-0.174 (0.152)	0.068 (0.173)
auxestrato × novembro					0.115 (0.117)	0.402** (0.132)
auxestrato × rural					-0.031 (0.042)	-0.012 (0.056)
auxestrato × votbolsonaro					-0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)
log(casosCOVID)			0.097*** (0.028)	0.137*** (0.032)	0.094*** (0.028)	0.140*** (0.032)
log(casosCOVID _{t-1})				-0.079 (0.041)		-0.071 (0.042)
log(mortesCOVID)			0.014 (0.029)	-0.028 (0.037)	-0.006 (0.030)	-0.047 (0.037)

log(mortesCOVID _{t-1})				0.012 (0.036)		0.030 (0.036)
agosto	-0.478*** (0.024)	-0.422*** (0.025)	-0.470*** (0.034)		0.048 (0.115)	
setembro	-0.881*** (0.024)	-0.745*** (0.031)	-0.731*** (0.038)	-0.297*** (0.036)	-0.650*** (0.161)	-0.751*** (0.184)
outubro	-1.369*** (0.025)	-1.081*** (0.048)	-1.069*** (0.053)	-0.721*** (0.056)	-0.772*** (0.166)	-0.885*** (0.188)
novembro	-1.520*** (0.026)	-1.314*** (0.039)	-1.257*** (0.047)	-0.923*** (0.050)	-1.382*** (0.170)	-1.591*** (0.188)
COVIDposit	0.276*** (0.084)	0.274*** (0.083)	0.268** (0.083)	0.298** (0.109)	0.270** (0.083)	0.300** (0.109)
COVIDsus	0.603*** (0.072)	0.603*** (0.072)	0.596*** (0.072)	0.676*** (0.091)	0.597*** (0.072)	0.676*** (0.092)
doenprev	0.245*** (0.042)	0.247*** (0.042)	0.246*** (0.042)	0.263*** (0.056)	0.247*** (0.042)	0.264*** (0.056)
depress	0.338*** (0.082)	0.337*** (0.083)	0.335*** (0.083)	0.322** (0.117)	0.338*** (0.083)	0.326** (0.117)
rural	0.569*** (0.056)	0.551*** (0.057)	0.614*** (0.068)	0.614*** (0.076)	0.603*** (0.090)	0.582*** (0.106)
casado	-0.000 (0.055)	-0.004 (0.055)	-0.003 (0.055)	0.002 (0.061)	-0.003 (0.055)	0.003 (0.061)
idade	-0.073*** (0.009)	-0.073*** (0.009)	-0.073*** (0.009)	-0.078*** (0.010)	-0.073*** (0.009)	-0.078*** (0.010)
idade ²	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
log(rendahora)	-0.053 (0.033)	-0.049 (0.033)	-0.048 (0.033)	-0.063 (0.042)	-0.049 (0.033)	-0.064 (0.042)
naotrab	3.070*** (0.080)	3.077*** (0.080)	3.081*** (0.080)	3.266*** (0.098)	3.079*** (0.080)	3.262*** (0.098)
ppi	-0.059 (0.047)	-0.065 (0.047)	-0.065 (0.047)	-0.080 (0.053)	-0.065 (0.047)	-0.080 (0.053)
mulher	0.405*** (0.109)	0.406*** (0.108)	0.410*** (0.108)	0.398*** (0.121)	0.407*** (0.108)	0.394** (0.120)
responsavel	-0.253** (0.096)	-0.251** (0.096)	-0.252** (0.095)	-0.263* (0.106)	-0.251** (0.096)	-0.263* (0.106)
fundamental	-0.172** (0.062)	-0.170** (0.062)	-0.173** (0.062)	-0.215** (0.070)	-0.172** (0.062)	-0.215** (0.070)
medio	0.131* (0.062)	0.133* (0.062)	0.137* (0.062)	0.148* (0.071)	0.135* (0.062)	0.146* (0.071)

superior	0.449*** (0.087)	0.445*** (0.087)	0.445*** (0.087)	0.439*** (0.098)	0.445*** (0.087)	0.437*** (0.098)
log(npessoas)	−0.075 (0.053)	−0.077 (0.053)	−0.079 (0.053)	−0.103 (0.059)	−0.077 (0.053)	−0.100 (0.059)
mulher ×responsavel	0.197 (0.122)	0.199 (0.121)	0.195 (0.121)	0.220 (0.136)	0.199 (0.121)	0.225 (0.135)
UF-AL	0.377 (0.219)	0.008 (0.247)	0.025 (0.249)	−0.065 (0.267)	0.029 (0.247)	−0.078 (0.266)
UF-AM	−0.639** (0.220)	−0.903*** (0.229)	−0.927*** (0.229)	−1.027*** (0.242)	−0.927*** (0.230)	−1.054*** (0.243)
UF-AP	0.125 (0.347)	−0.215 (0.352)	−0.260 (0.350)	−0.422 (0.363)	−0.281 (0.351)	−0.498 (0.365)
UF-BA	0.658*** (0.194)	0.194 (0.240)	0.180 (0.241)	0.266 (0.258)	0.169 (0.241)	0.214 (0.259)
UF-CE	0.295 (0.212)	−0.170 (0.259)	−0.195 (0.260)	−0.239 (0.279)	−0.191 (0.259)	−0.274 (0.279)
UF-DF	0.720*** (0.219)	0.733*** (0.221)	0.598** (0.223)	0.757** (0.238)	0.637** (0.224)	0.761** (0.238)
UF-ES	0.013 (0.201)	−0.085 (0.205)	−0.153 (0.205)	−0.075 (0.214)	−0.143 (0.205)	−0.100 (0.215)
UF-GO	0.085 (0.199)	0.026 (0.202)	−0.043 (0.204)	0.017 (0.217)	−0.023 (0.203)	0.009 (0.217)
UF-MA	0.040 (0.225)	−0.363 (0.260)	−0.345 (0.260)	−0.523 (0.279)	−0.342 (0.259)	−0.535 (0.279)
UF-MG	0.205 (0.191)	0.096 (0.202)	0.086 (0.202)	0.248 (0.213)	0.101 (0.202)	0.256 (0.213)
UF-MS	−0.025 (0.228)	−0.074 (0.230)	−0.132 (0.231)	−0.212 (0.243)	−0.115 (0.231)	−0.214 (0.244)
UF-MT	0.087 (0.212)	0.084 (0.213)	0.005 (0.214)	0.092 (0.224)	0.033 (0.214)	0.096 (0.225)
UF-PA	−0.412 (0.225)	−0.701** (0.236)	−0.696** (0.236)	−0.830*** (0.243)	−0.708** (0.236)	−0.859*** (0.244)
UF-PB	0.338 (0.222)	−0.010 (0.251)	−0.041 (0.252)	0.122 (0.269)	−0.027 (0.252)	0.105 (0.270)
UF-PE	0.202 (0.200)	−0.206 (0.233)	−0.171 (0.235)	−0.282 (0.250)	−0.176 (0.234)	−0.324 (0.251)
UF-PI	0.691** (0.222)	0.215 (0.273)	0.145 (0.273)	0.151 (0.290)	0.165 (0.273)	0.124 (0.290)
UF-PR	0.462* (0.205)	0.477* (0.209)	0.458* (0.209)	0.521* (0.219)	0.472* (0.210)	0.534* (0.221)

UF-RJ	0.007	−0.078	−0.051	0.027	−0.048	0.012
	(0.190)	(0.191)	(0.193)	(0.203)	(0.193)	(0.203)
UF-RN	0.056	−0.304	−0.318	−0.340	−0.312	−0.372
	(0.235)	(0.258)	(0.260)	(0.276)	(0.259)	(0.276)
UF-RO	0.170	0.098	0.050	0.161	0.047	0.116
	(0.244)	(0.243)	(0.243)	(0.271)	(0.243)	(0.273)
UF-RR	0.257	0.231	0.115	0.317	0.131	0.310
	(0.311)	(0.316)	(0.311)	(0.326)	(0.313)	(0.328)
UF-RS	0.063	0.041	−0.005	0.015	0.016	0.031
	(0.195)	(0.201)	(0.202)	(0.214)	(0.203)	(0.215)
UF-SC	0.131	0.298	0.208	0.288	0.236	0.327
	(0.209)	(0.211)	(0.210)	(0.225)	(0.216)	(0.231)
UF-SE	0.412	−0.014	−0.030	0.059	−0.026	0.013
	(0.215)	(0.250)	(0.252)	(0.271)	(0.251)	(0.272)
UF-SP	0.215	0.185	0.149	0.234	0.173	0.242
	(0.190)	(0.195)	(0.196)	(0.202)	(0.196)	(0.203)
UF-TO	−0.088	−0.281	−0.371	−0.420	−0.354	−0.435
	(0.240)	(0.248)	(0.249)	(0.272)	(0.249)	(0.272)
intercepto	−0.596*	−0.566	−1.113**	−1.096*	−1.250**	−0.920*
	(0.291)	(0.371)	(0.394)	(0.460)	(0.398)	(0.463)
sigma	1.743***	1.745***	1.746***	1.961***	1.747***	1.960***
	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.017)	(0.015)	(0.017)
Log-likelihood	−62782.700	−62743.748	−62723.626	−49888.566	−62719.856	−49891.400
AIC	125667.401	125593.497	125569.252	99899.132	125561.711	99904.800
Pseudo R ² (McFadden)	0.187	0.188	0.188	0.354	0.188	0.354

Notas: *** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$.

N = 140020 observações.

Erros-padrão clusterizados por indivíduo.