

NÍVEL DE RENDA E HESITAÇÃO À VACINA DA COVID-19 NO BRASIL^o

INCOME LEVEL AND COVID-19 VACCINE HESITANCY IN BRAZIL

*Ana Flávia Santos Souza**
*Evandro Camargos Teixeira***

recibido: 5 agosto 2025 – aprobado: 6 octubre 2025

Resumo

A partir do advento da pandemia da covid-19, a vacinação emergiu como a principal estratégia para conter o avanço do vírus, embora a resistência à vacina tenha sido observada globalmente. Este estudo busca avaliar a relação entre nível de renda e hesitação vacinal contra a covid-19 no Brasil, utilizando a posse de alguns bens como *proxies*. Para tal, foi estimado um modelo Probit a partir de dados do Banco Mundial, referentes a uma pesquisa realizada no período de junho a outubro de 2021. Os resultados revelaram a existência de relação inversa entre nível de renda, particularmente no que tange à posse de carros, motocicletas e linha telefônica fixa, e a hesitação vacinal.

Palavras-chave: nível de renda, hesitação vacinal, covid-19, probit, Brasil
Códigos JEL: C25, I12, I18

^o Santos Souza, A. F. & Camargos Teixeira, E. (2026). Nível de renda e hesitação à vacina da covid-19 no Brasil. *Estudios económicos*, 43(86), pp. 126-147. DOI: 10.52292/j.estudecon.2026.5357

* Universidade Federal de Viçosa, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2717-6650>. E-mail: ana.souza19@ufv.br.

** Universidade Federal de Viçosa, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6470-2103>. E-mail: evandro.teixeira@ufv.br.

Abstract

Since the onset of the COVID-19 pandemic, vaccination has emerged as the main strategy to curb the spread of the virus, although vaccine hesitancy has been observed worldwide. This study examines the relationship between income level and COVID-19 vaccine hesitancy in Brazil, using the ownership of specific assets as proxies for income. To this end, a Probit model was estimated based on World Bank survey data collected between June and October 2021. The results reveal an inverse relationship between income level—particularly the ownership of cars, motorcycles, and a landline—and vaccine hesitancy.

Keywords: income level, vaccine hesitancy, covid-19, probit, Brazil

JEL Codes: C25, I12, I18

INTRODUÇÃO

A pandemia da covid-19, provocada pelo novo coronavírus, identificado inicialmente em Wuhan, China, no final de 2019, transformou-se rapidamente em uma crise sanitária de escala global. Classificada como pandemia pela Organização Mundial da Saúde (OMS) em março de 2020 (Carvalho, Kramer & Iwasaki, 2021), a doença registrou até o fim de 2022 mais de 656 milhões de casos confirmados e quase 6,7 milhões de mortes no mundo, sendo o Brasil um dos epicentros, com cerca de 700 mil óbitos (Ministério da Saúde, 2022). Para conter a disseminação do vírus e mitigar seus efeitos, medidas emergenciais como distanciamento social, uso de máscaras e restrições à mobilidade foram amplamente adotadas (Fong et al., 2020).

No plano econômico, essas medidas resultaram em impactos severos sobre o mercado de trabalho, a atividade produtiva e a renda das famílias. Países como o Brasil enfrentaram retração significativa do Produto Interno Bruto (PIB), com queda de 3.3% em 2020, e aumento expressivo da pobreza e da desigualdade (Gomes, 2022; Figueiredo, 2022). É importante destacar, contudo, que alguns indicadores de desigualdade apresentaram melhoria pontual naquele ano em função do Auxílio Emergencial, conforme apontado pelo IBGE¹, embora tal efeito tenha sido temporário. Trabalhadores com menor nível de escolaridade, em ocupações informais ou com menor capacidade de adaptação ao trabalho remoto, foram particularmente afetados pela crise (Brodeur et al., 2021). A desigualdade de acesso à proteção social e às oportunidades econômicas foi agravada, expondo vulnerabilidades históricas.

O desenvolvimento e a distribuição das vacinas contra a covid-19 emergiram como a principal estratégia de enfrentamento da pandemia e de retomada gradual das atividades sociais e econômicas. No entanto, a hesitação vacinal —definida pela OMS como a recusa ou o adiamento em receber vacinas mesmo quando disponíveis (MacDonald & SAGE, 2015)— constituiu um obstáculo relevante à efetividade das campanhas de imunização. Embora a maioria da população mundial tenha se mostrado favorável à vacinação (Lazarus et al., 2023), uma parcela significativa expressou relutância ou resistência, inclusive em países com ampla cobertura do

¹ Ver: IBGE (2021). *Rendimento per capita é recorde e desigualdades caem ao menor nível desde 2012*. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/43302-rendimento-per-capita-e-recorde-e-desigualdades-caem-ao-menor-nivel-desde-2012>.

sistema de saúde (Freeman et al., 2022; Sanghavi & Neiterman, 2022), e, até mesmo, entre profissionais da área (Maraqa et al., 2021; Navarre et al., 2021).

No Brasil, a hesitação vacinal apresentou taxas moderadas, mas crescentes: saltou de cerca de 10% em 2020 para 12.8% entre 2021 e 2022 (Lazarus et al., 2023), com implicações diretas sobre a dificuldade de atingir níveis seguros de imunidade coletiva. Além disso, a hesitação específica em relação à vacina contra a covid-19 afetou negativamente outras campanhas, contribuindo para a queda na cobertura vacinal de doenças preveníveis, como sarampo, hepatite B e tuberculose (Succi, 2018).

A literatura nacional e internacional aponta diversos fatores que ajudam a explicar a hesitação vacinal, como desinformação (Araújo et al., 2021; Islam et al., 2021), crenças religiosas ou culturais (Couto, Barbieri & Matos, 2021), desconfiança institucional (Urrunaga-Pastor et al., 2021), e, particularmente no Brasil, o contexto de polarização política (Barberia & Rosa, 2021a; Seara-Morais et al., 2023). Também se destacam determinantes sociodemográficos, como gênero, idade, escolaridade e renda (Barberia & Rosa, 2021b; Maraqa et al., 2021). Em relação à renda, estudos sugerem que indivíduos com maior nível socioeconômico foram mais propensos a aceitar a vacinação, em parte por possuírem maior capital informacional, acesso a fontes confiáveis e menor exposição à desinformação (Moore et al., 2021; Camargo et al., 2024).

Contudo, grande parte dessas investigações foi realizada em fases preliminares da pandemia, quando a vacinação ainda era uma expectativa futura. Em alguns casos, as amostras utilizadas careciam de representatividade, dificultando a generalização dos resultados (Araújo et al., 2021; Sanghavi & Neiterman, 2022). Além disso, alguns estudos basearam-se exclusivamente na renda monetária como indicador socioeconômico, o que pode ser problemático em contextos de alta informalidade e instabilidade, como o brasileiro (Ferreira, 2021; Ravallion, 2011).

A partir dos fatores elencados, este estudo busca contribuir para esse debate ao analisar a relação entre nível de renda e hesitação vacinal contra a covid-19 no Brasil, utilizando dados da pesquisa *Brazil 2021 Covid-19 Phone Survey*, conduzida pelo Banco Mundial entre junho e outubro de 2021 (Ibarra et al., 2021). Como diferencial metodológico, adota-se a posse de bens duráveis como *proxy* de renda, uma vez que os dados monetários diretos não estavam disponíveis. Essa escolha é respaldada por literatura que argumenta que indicadores baseados em ativos tangíveis captam melhor o padrão de vida e a renda permanente, especialmente em contextos de crise (Ravallion, 2011; Barros et al., 2002).

Ao considerar o uso de *proxies* de renda e um momento posterior ao início das campanhas de vacinação, o presente estudo pode oferecer uma análise empírica mais próxima do comportamento real da população brasileira, contribuindo para a compreensão dos fatores que moldaram a adesão à vacina. Além desta introdução, o artigo está estruturado em quatro seções: a próxima apresenta as evidências empíricas relacionadas ao tema; em seguida, são descritos os dados e o método de análise adotado; posteriormente, discutem-se os resultados obtidos; e, por fim, são apresentadas as considerações finais do estudo.

I. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A hesitação vacinal não é um fenômeno recente. Ainda antes da pandemia da covid-19, muitos países já observavam declínio nas taxas de vacinação, particularmente na infância, o que motivou alguns estudos sobre suas causas. Revisões como as de Dubé et al. (2013) e McClure et al. (2017) destacam que a desinformação, o aumento do ceticismo científico e a desconfiança nas instituições públicas contribuíram para esse declínio, sendo os fatores socioeconômicos (como níveis de renda e escolaridade) tradicionalmente considerados secundários, mas crescentemente reconhecidos como determinantes relevantes.

No Brasil, Succi (2018) e Brown et al. (2018) observaram que discursos antivacina e movimentos negacionistas têm raízes históricas profundas e continuam a minar iniciativas de imunização. Além disso, o avanço das redes sociais amplificou a disseminação de desinformação, enfraquecendo a confiança pública na vacinação. Domingues et al. (2020) acrescentam que, à medida que muitas doenças infecciosas se tornaram raras graças à vacinação, parte da população passou a subestimar sua gravidade, o que reduziu a percepção de risco e o senso de urgência vacinal.

Do ponto de vista socioeconômico, alguns estudos sugerem que níveis mais elevados de renda e escolaridade estão associados a maior propensão à vacinação, devido a mecanismos como melhor acesso à informação confiável, maior capital cultural e inserção em redes formais de proteção social (Brown et al., 2018; Troiano & Nardi, 2021). Em contextos com maior nível de vulnerabilidade econômica, por outro lado, a precariedade ocupacional dificulta a adesão a políticas sanitárias (Brodeur et al., 2021), e as limitações cognitivas e informacionais podem aumentar a suscetibilidade à desinformação (Urrunaga-Pastor et al., 2021).

A pandemia da covid-19 ampliou o escopo da hesitação vacinal, atingindo adultos de diferentes faixas etárias e grupos sociais. Alguns trabalhos passaram a incorporar abordagens quantitativas para identificar os determinantes da hesitação em diferentes contextos. Consistentemente, a renda configurou-se como variável-chave, negativamente relacionada à hesitação vacinal. No contexto britânico, Freeman et al. (2022) identificaram que indivíduos com menor nível de renda apresentaram maior resistência à vacinação e menor adesão ao distanciamento social, dadas as características ocupacionais. Na América Latina, Urrunaga-Pastor et al. (2021) observaram que pessoas economicamente vulneráveis tinham mais receio de possíveis efeitos adversos da vacina, refletindo tanto o receio quanto a dificuldade de discernir fontes confiáveis de informação.

Outras evidências reforçam a mesma relação. Em Israel, Teitler-Regev e Hon-Snir (2022) identificaram menor hesitação vacinal entre indivíduos com maior nível socioeconômico. Resultados similares foram observados nos Estados Unidos (Yasmin et al., 2021) e na Itália (Bertoncello et al., 2020), onde fatores como renda, escolaridade e ocupação se mostraram associados à maior aceitação vacinal.

Para o caso brasileiro, Silva et al. (2022) também identificaram que vulnerabilidade econômica e desinformação evoluem conjuntamente, reforçando o papel da desigualdade no acesso à informação e ao sistema de saúde. Conforme destaca Ravallion (2011), a relação positiva entre renda e escolaridade sugere que o efeito da renda sobre a hesitação vacinal pode ser mediado por variáveis educacionais e informacionais.

Couto, Barbieri e Matos (2021) destacam que o acesso às vacinas, bem como a confiança no sistema de saúde, são componentes-chave para a decisão vacinal, sendo frequentemente comprometidos em grupos socialmente vulneráveis. Essa hipótese encontra suporte empírico em estudos como os de Barberia e Rosa (2021b), que verificaram maior hesitação entre entrevistados de faixas salariais mais baixas, e Moore et al. (2021), que identificaram um limiar de renda —aproximadamente R\$ 4230.00— a partir do qual a aceitação vacinal se tornava significativamente maior.

Entretanto, nem todos os estudos confirmam essa associação. Investigações localizadas, como Oliveira et al. (2021) e Araújo et al. (2021) para os estados do Maranhão e do Piauí, respectivamente, não encontraram relação estatisticamente significativa entre renda e hesitação vacinal. Em contraste com evidências que apontam associação negativa, esses resultados sugerem heterogeneidade entre contextos e formas de mensuração da renda.

Um desafio adicional identificado na literatura é a mensuração da renda, dada sua instabilidade e dificuldade de autodeclaração em pesquisas. Alguns estudos utilizaram renda familiar ou renda mensal individual como variável central, o que pode não captar adequadamente a condição socioeconômica em contextos de informalidade ou vulnerabilidade persistente (Ferreira, 2021; Barros et al., 2002). Assim, autores como Ravallion (2011) recomendam o uso de *proxies* multidimensionais de bem-estar, como a posse de bens duráveis, por refletirem melhor o padrão de vida ao longo do tempo e permitirem maior comparabilidade.

II. METODOLOGIA

Para analisar a relação entre nível de renda e probabilidade de um indivíduo tomar ou não a vacina contra a covid-19, é importante utilizar um método adequado para tal. Logo, nas subseções seguintes, são apresentadas as características dos dados utilizados e o modelo e variáveis escolhidos.

II.1. Dados

Para essa pesquisa, foram utilizados dados coletados pelo Banco Mundial na pesquisa *The Brazil 2021 Covid-19 Phone Survey*², cujo objetivo principal foi medir como a pandemia afetou os domicílios brasileiros. As entrevistas foram conduzidas via telefone, durante o período de junho a outubro de 2021. Foram considerados elegíveis para as entrevistas indivíduos maiores de 18 anos ou domicílios cujo principal representante atendia a essa característica, e com pelo menos uma linha telefônica fixa ou um telefone celular.

Quanto às perguntas, o questionário aplicado cobria informações sociodemográficas dos participantes, acesso à saúde e educação, e acesso a serviços bancários e digitais. Por meio do método de *Random Digit Dialing (RDD)*³, a pesquisa obteve 2166 entrevistas em uma amostra nacionalmente representativa (Ibarra et al., 2021).

² A base de dados utilizada está disponível no repositório de microdados do Banco Mundial: <https://microdata.worldbank.org/index.php/catalog/4515/overview>.

³ O método de *Random Digit Dialing (RDD)* consiste na geração aleatória de números de telefone para selecionar probabilisticamente indivíduos elegíveis, aumentando a representatividade em pesquisas por telefone (Brick & Tucker, 2007).

II.2. Estratégia econométrica

No contexto do problema de pesquisa apresentado, tem-se uma variável dependente binária, correspondente à hesitação vacinal. Assim, adota-se o modelo Probit, que estima a probabilidade condicional do evento de interesse. De acordo com Gujarati e Porter (2011) e Wooldridge (2006), na estimação do Probit, a variável dependente relaciona-se aos preditores por meio de uma função não linear:

$$\Pr(y_i = 1 | X_i) = \Phi(X_i'\beta) \quad (1)$$

em que X_i é um vetor-coluna de características do indivíduo i ; β é o vetor de parâmetros a estimar; e $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada normal padrão. Nesse caso, $\Pr(y_i = 1 | X_i)$ é a probabilidade de y_i assumir valor igual a 1, dados os valores das variáveis explicativas. Para transparência, o índice linear é:

$$\begin{aligned} X_i'\beta = & \beta_0 + \beta_1 \cdot (\text{Posse de carro})_i + \beta_2 \cdot (\text{Posse de motocicleta})_i + \beta_3 \cdot \\ & (\text{Posse de telefone})_i + \beta_4 \cdot (\text{Posse de máquina de lavar})_i + \beta_5 \cdot \\ & (\text{Acesso à internet})_i + \beta_6 \cdot (\text{Número de quartos})_i + \beta_7 \cdot (\text{Estado civil} - \text{solteiro})_i + \beta_8 \cdot (\text{Sexo feminino})_i + \beta_9 \cdot (\text{Idade})_i + \beta_{10} \cdot (\text{Raça} - \text{branco})_i + \beta_{11} \cdot \\ & (\text{Escolaridade})_i + \beta_{12} \cdot (\text{Urbano})_i + \beta_{13} \cdot (\text{Norte})_i + \beta_{14} \cdot (\text{Nordeste})_i + \beta_{15} \cdot \\ & (\text{Centro} - \text{Oeste})_i + \beta_{16} \cdot (\text{Sudeste})_i \end{aligned} \quad (2)$$

A função de distribuição acumulada normal padrão é:

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-t^2/2} dt \quad (3)$$

o que assegura que as probabilidades correspondentes a $y = 0$ e $y = 1$ estejam no intervalo $[0,1]$.

Para variáveis contínuas x_{ij} , o efeito marginal é:

$$\partial \Pr(y_i = 1 | X_i) / \partial x_{ij} = g(X_i'\beta) \cdot \beta_j \quad (4)$$

em que $g(\cdot)$ é a densidade normal padrão, dada por:

$$g(z) = \frac{\partial \Phi(z)}{\partial z} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} \quad (5)$$

Para variáveis binárias $d \in \{0,1\}$, utiliza-se a diferença discreta:

$$\Pr(y_i = 1 | X_i, d = 1) - \Pr(y_i = 1 | X_i, d = 0) \quad (6)$$

Assim, para variáveis *dummies*, o efeito marginal é a diferença entre a probabilidade prevista de $y = 1$ quando a variável assume valor igual a 1 e a probabilidade prevista de $y = 1$ quando ela assume valor igual a 0, mantendo as demais variáveis constantes.

Como já salientado, a variável dependente é binária e construída a partir de duas perguntas do questionário: (i) se a pessoa já recebeu alguma dose da vacina contra a covid-19; e (ii) se, não vacinada, pretende se vacinar. Codificou-se hesitação vacinal = 1 quando o respondente não se vacinou e declara que não pretende se vacinar (inclui respostas “não pretende” e “não sabe/indeciso”). Codificou-se hesitação vacinal = 0 quando o respondente já se vacinou ou, caso ainda não vacinado, declara que pretende se vacinar. Em respostas contraditórias, prevalece o comportamento observado: se declarou já ter sido vacinado, classifica-se como não hesitante (0); se não vacinado, mas declara intenção de vacinar, classifica-se como não hesitante (0); se não vacinado e não pretende/indeciso, classifica-se como hesitante (1). Entrevistas sem informação em qualquer uma dessas duas perguntas foram excluídas. Essa codificação é consistente com o calendário escalonado de vacinação vigente no período da pesquisa.

A seleção das variáveis de controle foi realizada conforme a literatura de referência sobre o tema. O vetor X_i inclui variáveis relacionadas a características sociodemográficas (estado civil, sexo, idade, escolaridade e raça), *proxies* de renda (posse de linha telefônica fixa, carro, motocicleta, máquina de lavar, acesso à internet e número de quartos no domicílio) e localização do domicílio (meio urbano/rural e região). No caso da variável Região, foram construídas *dummies* para quatro grandes regiões do país (Norte, Nordeste, Sudeste e Centro-Oeste), sendo o Sul utilizado como categoria de referência. A Tabela 1 apresenta essas variáveis com suas respectivas definições operacionais.

Tabela 1. Definição das variáveis explicativas

| Variável | Definição operacional |
|----------------------------------|--|
| <i>Posse de carro</i> | =1 se possui carro; 0 caso contrário |
| <i>Posse de motocicleta</i> | =1 se possui motocicleta; 0 caso contrário |
| <i>Posse de telefone</i> | =1 se possui linha telefônica fixa; 0 caso contrário |
| <i>Posse de máquina de lavar</i> | =1 se possui máquina de lavar; 0 caso contrário |

| | |
|--------------------------------|--|
| <i>Acesso à internet</i> | =1 se possui acesso à internet no domicílio; 0 caso contrário |
| <i>Número de quartos</i> | Número de quartos no domicílio |
| <i>Estado civil (solteiro)</i> | =1 se solteiro; 0 caso contrário (referência: casado) |
| <i>Sexo feminino</i> | =1 se mulher; 0 se homem |
| <i>Idade</i> | Idade em anos completos |
| <i>Raça (branco)</i> | =1 se branco; 0 caso contrário (pretos, pardos, indígenas e amarelos) |
| <i>Escolaridade</i> | =1 se ensino médio completo ou mais; 0 caso contrário |
| <i>Urbano</i> | =1 se domicílio urbano; 0 se rural |
| <i>Região (dummies)</i> | =1 se residente nas regiões Norte, Nordeste, Sudeste ou Centro-Oeste; referência = Sul |

Fonte: elaboração própria.

As variáveis de posse de bens foram utilizadas como *proxies* do nível de renda, enquanto as variáveis categóricas —estado civil, sexo, raça, zona de residência e região— foram representadas por *dummies*, tendo como categorias de referência casado, masculino, não brancos, rural e Sul. Para nível de escolaridade, utilizou-se uma variável *dummy* que assume valor igual a 1 quando o indivíduo possui pelo menos o ensino médio completo e 0 caso contrário. Com base na literatura, espera-se que maior nível de instrução esteja negativamente associado à hesitação vacinal, uma vez que amplia a literacia em saúde, a capacidade de compreender os benefícios das vacinas e a confiança em políticas públicas de imunização (Sanghavi & Neiterman, 2022; Moore et al., 2021; Barberia & Rosa, 2021b; Araújo et al., 2021). Para raça, considerando a categoria “branco” em relação aos demais grupos, a expectativa também é de associação negativa, dado que indivíduos não brancos enfrentam mais barreiras de acesso e menor confiança institucional (Maraqa et al., 2021; Oliveira et al., 2021). No caso do sexo, mulheres tendem a adotar práticas preventivas com maior frequência, reduzindo a resistência vacinal em comparação aos homens (Moore et al., 2021). Quanto à zona de residência, espera-se que viver em áreas urbanas esteja associado a menor hesitação, em função da maior proximidade de serviços de saúde e da maior exposição a campanhas de informação (Araújo et al., 2021). Ressalta-se, contudo, que tais relações podem variar

conforme o contexto e o período da coleta, razão pela qual os resultados empíricos são interpretados com cautela.

III. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Das 2166 pessoas que responderam à pesquisa do Banco Mundial, 1986 foram consideradas neste trabalho, após retirados os casos com valores omissos em variáveis-chave, como escolaridade, raça, idade, estado civil e posse de bens utilizados como *proxies* de renda. Dessas, 1940 entrevistadas (97.7%) haviam tomado a vacina ou apresentado a intenção de tomá-la. A literatura destaca que o Brasil foi um país com grande adesão às vacinas (Barberia e Rosa, 2021b, Moore et al., 2021). A Tabela 2, abaixo, apresenta as principais estatísticas descritivas acerca das variáveis explicativas utilizadas. Em relação ao perfil da amostra, nota-se que a maioria dos participantes era composta por mulheres (55.6%), casados (64.8%), não brancos (58.6%), residentes da área urbana (89.8%) e da região Sudeste (44%), e com pelo menos o ensino médio completo (63.2%). A idade média entre os participantes foi de 41.4 anos.

Quanto à posse dos bens utilizados como *proxies*, 50.3% possuíam carro; 23.7% possuíam motocicleta; 25.4% possuíam linha telefônica fixa; 87.1% possuíam máquina de lavar; e 83.6% possuíam acesso à internet. Já as residências dos entrevistados tinham em média dois quartos.

Tabela 2. Estatísticas descritivas

| Variável | Média | Mínimo | Máximo |
|----------------------------------|-------|--------|--------|
| <i>Hesitação vacinal</i> | 0.023 | 0 | 1 |
| <i>Posse de carro</i> | 0.503 | 0 | 1 |
| <i>Posse de motocicleta</i> | 0.237 | 0 | 1 |
| <i>Posse de telefone</i> | 0.254 | 0 | 1 |
| <i>Posse de máquina de lavar</i> | 0.871 | 0 | 1 |
| <i>Acesso à internet</i> | 0.836 | 0 | 1 |
| <i>Número de quartos</i> | 2.39 | 0 | 12 |
| <i>Estado civil (solteiro)</i> | 0.352 | 0 | 1 |
| <i>Sexo feminino</i> | 0.556 | 0 | 1 |

| | | | |
|----------------------|--------|----|----|
| <i>Idade</i> | 41.389 | 18 | 98 |
| <i>Raça (branco)</i> | 0.414 | 0 | 1 |
| <i>Escolaridade</i> | 0.632 | 0 | 1 |
| <i>Urbano</i> | 0.898 | 0 | 1 |
| <i>Norte</i> | 0.088 | 0 | 1 |
| <i>Nordeste</i> | 0.256 | 0 | 1 |
| <i>Centro-Oeste</i> | 0.080 | 0 | 1 |
| <i>Sudeste</i> | 0.440 | 0 | 1 |
| <i>Sul</i> | 0.136 | 0 | 1 |

Fonte: elaboração própria.

Nota: Para variáveis *dummies*, a média representa a proporção de indivíduos com a característica descrita.

A Tabela 3, a seguir, apresenta os coeficientes de estimação de três modelos Probit, onde as variáveis de controle foram inseridas gradualmente em cada modelo para testar a robustez das estimativas. Na primeira coluna, foram inseridas como variáveis explicativas apenas as variáveis indicativas do nível de renda: posse de bens e número de quartos na residência. Na segunda coluna, foram adicionadas as variáveis sociodemográficas de sexo, raça, estado civil, idade, nível de escolaridade e área de residência. Por fim, a coluna 3 apresenta os resultados do modelo com todas as variáveis explicativas selecionadas, incluídas as regiões de residência dos participantes. Para as três estimações, foram utilizados os pesos amostrais disponibilizados pela pesquisa e erros-padrão robustos.

Tabela 3. Resultados da estimação do modelo Probit para hesitação vacinal

| Variável | Especificação 1 | Especificação 2 | Especificação 3 | Efeitos marginais (especificação 3) |
|------------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|--|
| Posse de carro | -0.234* (0.007) | -0.293** (0.146) | -0.268* (0.147) | -0.011* (0.006) |
| Posse de motocicleta | -0.203 (0.006) | -0.273 (0.170) | -0.288* (0.171) | -0.010** (0.005) |
| Posse de telefone | -0.659*** (0.005) | -0.573*** (0.222) | -0.557** (0.220) | -0.017*** (0.005) |
| Posse de máquina de lavar | 0.106 (0.007) | 0.182 (0.183) | 0.211 (0.193) | 0.007 (0.006) |

| | | | | |
|-------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Acesso à internet | 0.009 (0.007) | 0.009 (0.171) | 0.016 (0.171) | 0.001 (0.007) |
| Número de quartos | 0.085 (0.003) | 0.111 (0.075) | 0.102 (0.073) | 0.004 (0.003) |
| Estado civil (solteiro) | - | -0.343** (0.165) | -0.342** (0.162) | -0.012** (0.005) |
| Sexo feminino | - | -0.260** (0.128) | -0.259** (0.128) | -0.011* (0.006) |
| Idade | - | -0.012** (0.005) | -0.012** (0.005) | -0.0004** (0.000) |
| Raça (branco) | - | 0.040 (0.132) | 0.094 (0.136) | 0.004 (0.006) |
| Escolaridade | - | -0.341** (0.151) | -0.356** (0.153) | -0.018* (0.009) |
| Urbano | - | 0.152 (0.221) | 0.168 (0.221) | 0.006 (0.006) |
| Norte | - | - | 0.411 (0.286) | 0.024 (0.022) |
| Nordeste | - | - | 0.233 (0.254) | 0.011 (0.013) |
| Centro-Oeste | - | - | 0.222 (0.306) | 0.011 (0.018) |
| Sudeste | - | - | 0.148 (0.236) | 0.006 (0.010) |
| Constante | -2.047*** (0.247) | -1.333*** (0.426) | -1.573*** (0.475) | - |

Notas: *** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1. Erros-padrão entre parênteses. Categorias de referência: casado (estado civil), masculino (sexo), não brancos (raça), rural (local de residência) e Sul (região).
Fonte: elaboração própria.

Na última coluna da Tabela 3, são analisados os efeitos marginais referentes à estimação do modelo 3, que contém todas as variáveis de controle. É possível atestar a existência de relação inversa entre as posses de carro, motocicleta e linha telefônica fixa e a variável dependente. A posse de tais bens diminuiu as chances de um indivíduo não optar pela vacinação em 1.1 pontos percentuais (p.p.), 1 p.p. e 1.7 p.p., respectivamente.

Os resultados obtidos no presente estudo reforçam a hipótese de que há uma associação negativa entre nível de renda e hesitação vacinal contra a covid-19 no Brasil. A posse de bens duráveis, empregada como *proxy* da renda permanente dos indivíduos, demonstrou aderência ao comportamento teórico esperado, indicando que indivíduos com maior estabilidade material foram proporcionalmente mais propensos à vacinação. Entre os indicadores utilizados, destacaram-se os bens de maior valor agregado, como carro e motocicleta, os quais se mostraram significativamente relacionados a uma menor resistência vacinal, em linha com o que foi encontrado por Moore et al. (2021), Barberia e Rosa (2021b) e Camargo et al. (2024).

Essa constatação é consistente com a literatura que sugere que a renda está associada à decisão vacinal e que essa associação pode operar por múltiplos canais. Inicialmente, sob a ótica da economia da saúde e da teoria do capital humano (Grossman, 1972), indivíduos com maior nível de renda tendem a apresentar maior acesso a serviços, maior percepção dos benefícios futuros de investimentos em saúde e menor custo de oportunidade ao se deslocarem para os postos de vacinação. A posse de veículos, por exemplo, não apenas reflete uma condição econômica mais estável, mas também representa um instrumento concreto de superação de barreiras logísticas, como distância e tempo de espera, especialmente relevantes em contextos de desigualdade territorial e fragilidade da oferta de serviços públicos (Camargo et al., 2024; Couto, Barbieri & Matos, 2021; Moore et al., 2021).

Os resultados do modelo econométrico, ao indicarem que a conclusão do ensino médio está associada a uma redução de 1.8 p.p. na probabilidade de hesitação vacinal, são consistentes com a interconexão entre os fatores educacionais e econômicos. O nível de escolaridade influencia a capacidade de compreensão da gravidade da doença e da eficácia dos imunizantes, funcionando como um filtro de credibilidade e proteção contra a desinformação (Sanghavi & Neiterman, 2022; Moore et al., 2021). Essa associação entre capital educacional e maior propensão à vacinação tem sido amplamente observada na literatura brasileira e internacional (Camargo et al., 2024; Barberia & Rosa, 2021b; Freeman et al., 2022), o que reforça a necessidade de se considerar o nível de instrução como variável mediadora dos efeitos da renda.

Outro aspecto que merece destaque é a dimensão estrutural da vulnerabilidade econômica diante da pandemia. Os indivíduos que se mostraram mais hesitantes à vacinação foram, em grande medida, os mesmos que enfrentaram maior exposição ao vírus. A impossibilidade de aderir ao trabalho remoto, a concentração em ocupações informais e a ausência de redes de proteção contribuíram para intensificar o risco de contaminação entre os mais pobres (Brodeur et al., 2021; Moore et

al., 2021; Barberia & Rosa, 2021b). Essa sobreposição entre baixa adesão vacinal e maior exposição laboral aponta para um paradoxo perverso: os mais vulneráveis foram os que mais sofreram os efeitos da pandemia, mas também os que menos aderiram à principal política pública de contenção do vírus.

A escolha metodológica de se utilizar *proxies* do nível de renda baseadas na posse de bens mostrou-se, nesse contexto, não apenas tecnicamente viável, mas teoricamente robusta. Como argumenta Ravallion (2011), a renda corrente pode ser um indicador instável e sujeito a flutuações momentâneas, especialmente em cenários de crise econômica. A posse de bens duráveis, por sua vez, reflete a trajetória socioeconômica dos indivíduos e oferece uma medida mais consolidada de bem-estar ao longo do tempo. Essa abordagem tem sido amplamente empregada em estudos sobre pobreza multidimensional e avaliação de desigualdades em contextos emergentes (Ferreira, Lustig & Teles, 2021; Barros et al., 2002).

Analisando-se as demais variáveis de controle que foram estatisticamente significativas, tem-se um conjunto de características sociodemográficas, tais como sexo, estado civil e idade. Em relação à idade, a relação negativa encontrada condiz com resultados dos trabalhos de Barberia e Rosa (2021b) e Navarre et al. (2021) e Freeman et al. (2022). A partir desse resultado, tem-se que os indivíduos serem mais velhos reduziu as chances de resistência vacinal em 0.04 p.p., sendo que uma explicação possível é a de que grupos mais velhos, em geral, apresentaram-se mais vulneráveis aos efeitos da covid-19, o que aumentou a adesão à vacina como forma de prevenir evoluções mais graves dos casos (Camargo et al., 2024). Além disso, o cronograma de vacinação no Brasil ocorreu por faixas etárias, e os entrevistados mais velhos poderiam já estar vacinados no momento da coleta dos questionários.

Já a variável *sexo* apontou que mulheres foram menos propensas a recusar as vacinas, com uma redução de 1.1 p.p. na probabilidade de resistência vacinal. Uma justificativa para a relação negativa entre o sexo feminino e maior resistência à vacina pode estar relacionada ao fato de que mulheres percebem a doença com muito mais cautela do que os homens, uma vez que eles se preocupam menos com ações preventivas de saúde ou exposição a riscos (Moore et al., 2021).

O estado civil também se mostrou significativo: participantes solteiros apresentaram 1.2 p.p. menor probabilidade de hesitação vacinal em relação aos não solteiros, corroborando evidências de que o estado conjugal pode influenciar atitudes frente à vacinação (Alibrahim & Awad, 2021; Al-Qerem & Jarab, 2021). Kasrine Al Halabi et al. (2021) destacam que a maior hesitação vacinal entre pessoas casadas, em comparação aos solteiros, pode estar associada ao fato de que

indivíduos em relacionamentos conjugais tendem a adotar atitudes mais cautelosas e protetivas. Isso ocorre porque, além de se preocuparem com a própria saúde, sentem-se responsáveis pelo bem-estar de seus parceiros e filhos. Nesse contexto, os casais podem manifestar maior receio em relação aos possíveis efeitos colaterais da vacina, os quais são por vezes percebidos como ameaças à estabilidade familiar, à funcionalidade doméstica e à capacidade de prover cuidados aos seus dependentes. Por fim, as *dummies* regionais não foram estatisticamente significativas. Portanto, os resultados apontam que a região de residência não interferiu na probabilidade de hesitação vacinal.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo analisar a relação entre o nível de renda e a hesitação vacinal contra a covid-19 no Brasil, utilizando dados da pesquisa *Brazil 2021 Covid-19 Phone Survey*, realizada pelo Banco Mundial. A partir da estimação de modelos Probit e do uso da posse de bens de consumo duráveis como *proxies* do nível de renda, buscou-se compreender em que medida a condição socioeconômica dos indivíduos influenciou sua decisão de se vacinar durante a pandemia.

Os resultados revelaram que a resistência vacinal esteve negativamente associada ao nível de renda permanente. Especificamente, a posse de bens como carro e motocicleta —indicadores de maior estabilidade material— esteve relacionada a uma menor probabilidade de hesitação vacinal. Tal associação decorre de dois mecanismos centrais: por um lado, as dificuldades práticas de acesso enfrentadas por indivíduos em situação de vulnerabilidade, como limitações de mobilidade ou barreiras logísticas; por outro, uma maior desconfiança em relação à eficácia e à segurança dos imunizantes, frequentemente associada a menor escolaridade e menor acesso a fontes de informação confiáveis. Nesse sentido, o nível de instrução mostrou-se relevante: indivíduos com escolaridade mais elevada apresentaram menor resistência à vacinação, corroborando a literatura que aponta o papel do capital educacional na adesão a políticas de saúde.

Além da renda e da escolaridade, o estudo também identificou características sociodemográficas associadas à maior aceitação da vacina, como ser mulher, ter idade mais avançada e não estar em união conjugal. Esses resultados contribuem para o perfilamento dos grupos com maior ou menor propensão à hesitação vacinal no contexto brasileiro.

Contudo, é importante reconhecer as limitações do estudo. A principal delas diz respeito ao calendário de vacinação vigente no momento da pesquisa. Como a campanha de imunização no Brasil, em 2021, foi estruturada por faixas etárias e grupos prioritários, havia desigualdade na elegibilidade dos entrevistados no momento da coleta de dados. Isso significa que parte da amostra já havia sido convocada para se vacinar, enquanto outros ainda aguardavam sua vez, o que pode ter afetado as respostas sobre aceitação ou recusa da vacina. Além disso, embora a base de dados seja representativa da população brasileira, a variável dependente apresentou forte desbalanceamento, uma vez que apenas 2.3% dos entrevistados declararam não ter tomado ou não pretender tomar a vacina, contra 97.7% que relataram adesão ou intenção de adesão. Essa característica pode limitar a robustez estatística das inferências para o grupo minoritário de hesitantes. Adicionalmente, por se tratar de um estudo observacional baseado no uso de *proxies* de renda, os resultados devem ser interpretados como associações, e não como efeitos causais.

Além das limitações já apontadas, destacam-se dois potenciais vieses associados ao processo de coleta. Em primeiro lugar, a exclusão de observações com respostas omissas pode ter reduzido a heterogeneidade da amostra, na medida em que indivíduos mais resistentes à vacinação também poderiam estar menos dispostos a responder ao questionário. Em segundo lugar, por se tratar de uma pesquisa telefônica, existe a possibilidade de viés de cobertura, já que o acesso a linhas telefônicas e celulares pode estar correlacionado a características socioeconômicas. Embora o Banco Mundial tenha utilizado técnicas de *Random Digit Dialing* (RDD) e calibragem amostral para garantir representatividade, tais fatores não podem ser inteiramente descartados. Recomenda-se que estudos futuros explorem métodos que corrijam potenciais vieses de seleção, como técnicas de imputação para não resposta ou modelos específicos para eventos raros.

Ademais, pesquisas futuras também podem incluir variáveis relacionadas à privação multidimensional, como acesso à educação, saneamento básico, serviços de saúde e conectividade digital, a fim de captar de forma mais ampla as desigualdades que afetam a adesão às campanhas de vacinação. Investigações futuras também poderão explorar outros determinantes sociais da saúde que não foram contemplados neste estudo, de modo a ampliar a compreensão sobre os fatores associados à hesitação vacinal no Brasil.

Diante desses resultados e limitações, destaca-se a relevância de políticas públicas mais sensíveis às desigualdades estruturais que moldam o comportamento vacinal. Estratégias de comunicação em saúde devem ser adaptadas a públicos com menores níveis de escolaridade e renda, com ênfase na disseminação de informações

claras, acessíveis e baseadas em evidências. Além disso, ações que reduzam as barreiras práticas ao acesso —como ampliação de horários, pontos móveis e vacinação em locais de grande circulação— são essenciais para atingir populações mais vulneráveis.

REFERÊNCIAS

- Al-Qerem, W. A., & Jarab, A. S. (2021). COVID-19 vaccination acceptance and its associated factors among a Middle Eastern population. *Frontiers in Public Health*, 9, 1-10. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.632914>
- Alibrahim, J., & Awad, A. (2021). COVID-19 vaccine hesitancy among the public in Kuwait: A cross-sectional survey. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(16), 8836. <https://doi.org/10.3390/ijerph18168836>
- Araújo, T. M. E., Costa, A. C. F., Nascimento, J. A. S., Costa, M. C. N., & Araújo, M. G. M. (2021). Aceitação da vacina contra COVID-19 entre público diagnosticado com síndrome gripal. *Acta Paulista de Enfermagem*, 34, eAPE000086. <https://doi.org/10.37689/acta-ape/2021AO000086>
- Barberia, L. G., & Rosa, I. S. C. (2021a). De que maneira a ideologia afeta a disposição a se vacinar contra o Sars-Cov-2? *Revista USP*, 131, 47-64. DOI: 10.11606/issn.2316-9036.i131p47-64.
- Barberia, L. G., & Rosa, I. M. (2021b). Hesitação vacinal no Brasil: padrões e fatores associados. *Revista Brasileira de Ciência Política*, 35, 1-28. <https://doi.org/10.9771/cp.v16i2.50880>
- Barros, R. P., Henriques, R., & Mendonça, R. (2002). Incidência e natureza da pobreza entre os idosos no Brasil. *Texto para Discussão IPEA*, 888. https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0888.pdf
- Bertoncello, C., Ferro, A., Fonzo, M., Zanolello, S., Napoletano, G., Russo, F., & Baldo, V. (2020). Socioeconomic determinants in vaccine hesitancy and vaccine refusal in Italy. *Vaccines*, 8(2), 276. <https://doi.org/10.3390/vaccines8020276>
- Brick, J. M., & Tucker, C. (2007). Random digit dialing survey sampling. In S. Kotz, N. Balakrishnan, C. B. Read, & B. Vidakovic (Eds.). *Wiley encyclopedia of statistics in quality and reliability*. Hoboken, NJ: Wiley.
- Brodeur, A., Grigoryeva, I., & Kattan, L. (2021). Stay-at-home orders, social distancing, and trust. *Journal of Population Economics*, 34, 1321-1354. <https://doi.org/10.1007/s00148-021-00834-5>
- Brown, A. L., Succi, R. C. M., & Domingues, C. M. A. S. (2018). Vaccine confidence and hesitancy in Brazil. *Cadernos de Saúde Pública*, 34(9), e00011618. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00011618>

- Carvalho, T., Krammer, F., & Iwasaki, A. (2021). The first 12 months of COVID-19: a timeline of immunological insights. *Nature Reviews Immunology*, 21(4), 245-256. <https://doi.org/10.1038/s41577-021-00522-1>
- Couto, M. T., Barbieri, C. L. A., & Matos, C. C. S. A. (2021). Considerações sobre o impacto da Covid-19 na relação indivíduo-sociedade: da hesitação vacinal ao clamor por uma vacina. *Saúde e Sociedade*, 30(1), e200450. <https://doi.org/10.1590/S0104-12902021200450>
- Domingues, C. M. A. S., Teixeira, A. M., Maranhão, A. G. K., & Oliveira, M. I. C. (2020). The Brazilian National Immunization Program: 46 years of achievements and challenges. *Cadernos de Saúde Pública*, 36(Suppl 2), e00222919. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00222919>
- Dubé, E., Laberge, C., Guay, M., Bramadat, P., Roy, R., & Bettinger, J. A. (2013). Vaccine hesitancy. *Human Vaccines & Immunotherapeutics*, 9(8), 1763-1773. <https://doi.org/10.4161/hv.24657>
- Ferreira, F. H. G. (2021). Inequality in the time of COVID-19. *Finance & Development*, 58(2), 18-21.
- Figueiredo, E. A. (2022). O efeito da Covid-19 sobre os indicadores de pobreza brasileiros e as políticas de mitigação: uma discussão inicial. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*. <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/11228>
- Fong, M. W., Gao, H., Wong, J. Y., Xiao, J., Shiu, E. Y. C., Ryu, S., & Cowling, B. J. (2020). Nonpharmaceutical measures for pandemic influenza in nonhealthcare settings: Social distancing measures. *Emerging Infectious Diseases*, 26(5), 976-984. <https://doi.org/10.3201/eid2605.190995>
- Freeman, D., Loe, B. S., Chadwick, A., Vaccari, C., Waite, F., Rosebrock, L., Jenner, L., Larkin, M., Dolan, R. J., & Lambe, S. (2022). COVID-19 vaccine hesitancy in the UK: the Oxford coronavirus explanations, attitudes, and narratives survey (OCEANS) II. *Psychological Medicine*, 52(14), 3121-3133. <https://doi.org/10.1017/S0033291720005188>
- Gomes, I. (2022). Com serviços afetados pela pandemia, PIB de 2020 cai 3,3%. *Agência IBGE Notícias*. <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br>
- Grossman, M. (1972). *On the Concept of Health Capital and the Demand for Health*. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica* (5. ed.). AMGH Editora.
- Ibarra, G. L., Paffhausen, A. L., Vale, R. C. C., Mejia-Mantilla, C., Camacho, A., & Romero, J. (2021). *The Brazil 2021 COVID-19 High-Frequency Phone Survey (Round 2)* [Data set]. World Bank Microdata Library. <https://doi.org/10.48529/twnt-gp17>
- IBGE (2021). *Rendimento per capita é recorde e desigualdades caem ao menor nível desde 2012*. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/>

- agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/43302-rendimento-per-capita-e-recorde-e-desigualdades-caem-ao-menor-nivel-desde-2012
- Islam, M. S., Kamal, A. H. M., Kabir, A., Southern, D. L., Khan, S. H., Hasan, S. M. M., Sarkar, T., Sharmin, S., & Yasmin, R. (2021). COVID-19 vaccine rumors and conspiracy theories: The need for cognitive inoculation against misinformation to improve vaccine adherence. *PLOS ONE*, 16(5), e0251605. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0251605>
- Kasrine Al Halabi, C., Obeid, S., Sacre, H., Akel, M., Hallit, R., Salameh, P., & Hallit, S. (2021). Attitudes of Lebanese adults regarding COVID-19 vaccination. *BMC Public Health*, 21(1), 998. <https://doi.org/10.1186/s12889-021-10902-w>
- Lazarus, J. V., Ratzan, S. C., Palayew, A., Gostin, L. O., Larson, H. J., Rabin, K., Kimball, S., & El-Mohandes, A. (2023). A global survey of COVID-19 vaccine acceptance. *Nature Medicine*, 27, 225-228. <https://doi.org/10.1038/s41591-020-1124-9>
- MacDonald, N. E., & SAGE Working Group on Vaccine Hesitancy. (2015). Vaccine hesitancy: Definition, scope and determinants. *Vaccine*, 33(34), 4161-4164. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2015.04.036>
- Maraqa, B., Nazzal, Z., & Rabi, R. (2021). COVID-19 vaccine hesitancy among health care workers in Palestine: A call for action. *Preventive Medicine*, 149, 106618. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2021.106618>
- McClure, C. C., Cataldi, J. R., & O'Leary, S. T. (2017). Vaccine hesitancy: Where we are and where we are going. *Clinical Therapeutics*, 39(8), 1550-1562. <https://doi.org/10.1016/j.clinthera.2017.07.003>
- Ministério da Saúde. (2022). *Painel coronavírus*. <https://covid.saude.gov.br/>
- Moore, R., McKee, M., & Stuckler, D. (2021). Vaccination and trust in the Brazilian health system: How political ideologies shape attitudes toward COVID-19 vaccines. *The Lancet Regional Health-Americas*, 4, 100063. <https://doi.org/10.1016/j.lana.2021.100063>
- Navarre, J. A., Wood, A., Garza, R. J., Ford, D., Charles, L. C., Crump, J., Raska, M., Smith, M., & Latham, J. (2021). COVID-19 vaccine hesitancy and reasons for refusing vaccination in an adult population in Mississippi. *Journal of the Mississippi State Medical Association*, 62(5), 141-145. <https://doi.org/10.1101/2021.02.28.21252610>
- Oliveira, B. L. C. A. de, Campos, M. A. G., Queiroz, R. C. S. de, Brito e Alves, M. T. S. de, Souza, B. F. de, Santos, A. M. dos, Teixeira, C. S. S., Barros, M. B. A., & Castro, M. C. (2021). Prevalência e fatores associados à hesitação vacinal contra a COVID-19 no Maranhão, Brasil. *Revista de Saúde Pública*, 55, 12. <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2021055003417>

- Paschoalotto, M. A. C., Câmara, A. M., Anunciação, P. C., & Silva, R. S. (2021). Running away from the jab: Factors associated with COVID-19 vaccine hesitancy in Brazil. *Revista de Saúde Pública*, 55, 97. <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2021055003903>
- Ravallion, M. (2011). On multidimensional indices of poverty. *The Journal of Economic Inequality*, 9, 235–248. <https://doi.org/10.1007/s10888-011-9173-4>
- Seara-Morais, G. J., Werneck, G. L., Pacheco, A. G., Costa, J. C., Siqueira, A. M., Nascimento, J. M., & Kawa, H. (2023). The pervasive association between political ideology and COVID-19 vaccine uptake in Brazil: An ecologic study. *BMC Public Health*, 23, 1606. <https://doi.org/10.1186/s12889-023-16409-w>
- Camargo, E. L. S., Sousa, Á. F. L., Reis, A. S., Fortunato, M. R., Gouveia, I. A., Mendes, I. A. C., & Ventura, C. A. A. (2024). Fatores determinantes para a hesitação vacinal contra a COVID-19 em brasileiros: estudo utilizando modelagem de equações estruturais. *Revista Brasileira de Enfermagem*, 77(Supl. 2). <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2024-0112>
- Succi, R. C. M. (2018). Vaccine refusal – what we need to know. *Journal of Pediatrics (Rio de Janeiro)*, 94(6), 574–581. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2018.01.008>
- Teitler-Regev, S., & Hon-Snir, S. (2022). COVID-19 vaccine hesitancy in Israel immediately before the vaccine operation. *Yale Journal of Biology and Medicine*, 95(2), 199–205.
- Troiano, G., & Nardi, A. (2021). Vaccine hesitancy in the era of COVID-19. *Public Health*, 194, 245–251. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2021.02.025>
- Sanghavi, N., & Neiterman, E. (2022). COVID-19 vaccine hesitancy in middle-aged and older adults in India: A mixed-methods study. *Cureus*, 14(11), e30362. <https://doi.org/10.7759/cureus.30362>
- Urrunaga-Pastor, D., Bendezu-Quispe, G., Herrera-Añazco, P., Uyen-Cateriano, A., Toro-Huamanchumo, C. J., Rodriguez-Morales, A. J., Hernandez, A. V., & Benites-Zapata, V. A. (2021). Cross-sectional analysis of COVID-19 vaccine intention among people in Latin America and the Caribbean. *Travel Medicine and Infectious Disease*, 41, 102059. <https://doi.org/10.1016/j.tmaid.2021.102059>
- Yasmin, F., Asif, M., & Akhtar, B. (2021). Socioeconomic status and vaccine hesitancy during the COVID-19 pandemic in the United States: A systematic review. *Frontiers in Public Health*, 9, 770985. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.770985>
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Cengage Learning.

© 2026 por los autores; licencia no exclusiva otorgada a la revista Estudios económicos. Este artículo es de acceso abierto y distribuido bajo los términos y condiciones de una licencia Atribución-No Comercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0) de Creative Commons. Para ver una copia de esta licencia, visite <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>