RELAP - Revista Latinoamericana de Población
Vol. 20: e202601
http://doi.org/10.31406/relap2026.v20.e202601
ISSN digital: 2393-6401

Associação entre contágios de COVID-19, vulnerabilidade social e população indígena no Norte Grande do Chile: uma análise multiescalar municipal e intraurbana*

Association between COVID-19 Infections, Social Vulnerability, and Indigenous Populations in Northern Chile: A Multi-scale Municipal and Intra-urban Analysis

Juan Gabriel Jofré Cañipa

jofrecanipa@gmail.com
ORCID: https://orcid.org/0009-0002-4857-2852
Programa de Pós-Graduação em Demografia, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Brasil

Gustavo Henrique Naves Givisiez

gh_naves@id.uff.br
ORCID: https://orcid.org/0000-0002-1508-5233
Programa de Pós-Graduação em Geografia, Universidade Federal Fluminense, Campos dos Goytacazes, Brasil

Resumo

Diante da escassez de dados individuais sobre o impacto da pandemia na população indígena, analisou-se a associação entre a taxa de casos ativos de COVID-19, a vulnerabilidade social e a proporção de população indígena. O estudo adotou um desenho ecológico misto multiescalar: nacional (municípios) e urbana (dados espacializados em quadrantes de Arica,

Palavras-chave

Desigualdades socioespaciais
Determinantes sociais da saúde
Saúde coletiva

* O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001. Os autores também agradecem ao Programa de Pós-Graduação em Geografia da Universidade Federal Fluminense (POSGEO--UFF/Campos), no âmbito do qual foi desenvolvida a dissertação de mestrado que serviu de base para esta pesquisa.

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-No Comercial 4.0 Internacional

Iquique-Alto Hospício, Calama e Antofagasta). Utilizaram-se testes de Qui-quadrado e Tau-b de Kendall, integrando uma análise de colinearidade que revelou a sobreposição entre etnia e vulnerabilidade no Norte Grande. A frequência dos dados foi reforçada pela ponderação populacional, método que conferiu maior estabilidade às associações. Os resultados revelaram padrões de contágio que se tornaram mais nítidos durante os picos epidemiológicos. Embora a natureza dos dados agregados exija cautela para evitar a falácia ecológica na interpretação dos resultados, os achados fornecem indícios de um impacto desproporcional na população indígena. Conclui-se que a segregação socioespacial e a transição epidemiológica polarizada atuaram como determinantes fundamentais na carga de contágios em contextos urbanos.

Populações vulneráveis
Desigualdades étnicas

Abstract

Given the scarcity of individual data regarding the impact of the pandemic on Indigenous populations, this study analyzed the association between the rate of active COVID-19 cases, social vulnerability, and the proportion of Indigenous inhabitants. The study employed a multi-scale mixed ecological design: national (municipalities) and urban (spatialized data in grid cells for Arica, Iquique-Alto Hospício, Calama, and Antofagasta). Chi-square and Kendall's Tau-b tests were utilized, incorporating a collinearity analysis that revealed the overlap between ethnicity and vulnerability in the Norte Grande region. Data frequency was strengthened by population weighting, a method that provided greater stability to the associations. The results revealed contagion patterns that became clearer during epidemiological peaks. Although the nature of the aggregate data requires caution to avoid ecological fallacy when interpreting the results, the findings provide evidence of a disproportionate impact on the Indigenous population. It is concluded that socio-spatial segregation and polarized epidemiological transition acted as fundamental determinants of the infection burden within urban contexts.

Keywords

Socio-Spatial Inequalities
Social Determinants of Health
Collective Health
Vulnerable Populations
Ethnic Inequalities

Enviado: 25/02/26

Aceptado: 02/09/26

Introdução

A pandemia de COVID-19 manifestou-se como um fato social total para os povos indígenas, impactando de maneira profunda e multidimensional

suas esferas sociais, econômicas, políticas e culturais (Santos et al., 2020). Essa crise os posicionou como um dos grupos sociais mais afetados, ao refletir e exacerbar as desigualdades estruturais históricas de que têm sido vítimas. As dificuldades enfrentadas por esses povos nesse cenário foram agravadas pela limitada resposta estatal, pela falta de pertinência cultural nas medidas sanitárias e pela omissão de seus direitos coletivos no momento de planejar e implementar ações de contenção e mitigação dos impactos da pandemia (CEPAL, 2020). Isso evidenciou as importantes lacunas que ainda persistem no exercício do direito à saúde dos povos indígenas, um direito que demanda a adoção de uma abordagem integral.

Desde o início da pandemia, uma das principais barreiras para avaliar com precisão seu impacto na população indígena foi a ausência de dados desagregados por origem étnico-racial nos registros administrativos de saúde e nas estatísticas vitais (Rangel, 2022), o que já era problemático em vários países da região desde antes da pandemia. No Chile, o Ministério da Saúde não incluiu a variável étnica na informação epidemiológica oficial sobre a pandemia, o que impediu conhecer com precisão o impacto diferenciado nos povos indígenas. Embora organizações e líderes indígenas tenham solicitado sua incorporação, estabeleceu-se que, embora o Ministério da Saúde tenha o dever de coletar dados considerando a origem étnica, não é obrigado a divulgá-los devido ao seu caráter de dados sensíveis (Contraloria General de la República, 2021). Esta omissão não é um fenômeno isolado, mas parte de um problema maior, onde a ausência da variável étnica em registros fundamentais, como as estatísticas vitais, acaba limitando a capacidade de análise das desigualdades em saúde (Sandoval e Portaccio, 2022), situação que é, por sua vez, o resultado de um reconhecimento limitado dos direitos desses povos, consolidando um cenário de invisibilidade estatística que mascara as disparidades epidemiológicas territoriais.

No Chile, o impacto da pandemia foi profundo, com mais de 5 milhões de casos confirmados e 63.172 mortes até 2022.[1] Desde o primeiro caso em março de 2020, o país enfrentou várias ondas de contágio, com alta mortalidade na segunda onda (123,5 mortes por cada 100.000 habitantes). A vacinação rápida reduziu a letalidade em ondas posteriores (Ayala et al.,

1 Esses dados foram obtidos a partir do Repositório de Dados de COVID-19 do Observatório do Sistema Nacional de Ciência, Tecnologia, Conhecimento e Inovação. https://bit.ly/4gguPMy

2023). Contudo, apesar das medidas sanitárias ("Plano Paso a Paso"), as desigualdades continuaram limitando sua eficácia nos setores mais vulneráveis (Gozzi et al., 2021; Mena et al., 2021).

Para visibilizar o impacto da pandemia nos povos indígenas do Chile, este artigo analisa a associação entre casos ativos de COVID-19, vulnerabilidade social e pertença étnica entre 2020 e 2022. A pesquisa adota um desenho ecológico misto em escalas nacional e urbana, permitindo refinar a observação da segregação em áreas de alta densidade indígena. Mediante o cruzamento de variáveis proxy, esta abordagem busca mitigar a invisibilidade estatística oficial e esclarecer as desigualdades socioespaciais e a dinâmica dos contágios em populações historicamente vulnerabilizadas.

Referencial teórico

Estatísticas oficiais indígenas em saúde

O arcabouço de direitos dos povos indígenas tem implicações diretas em sua participação e inclusão nas estatísticas oficiais dos Estados, incluindo as de saúde. Na América Latina, a inclusão dos povos indígenas nas estatísticas oficiais, dentro das quais se encontram as estatísticas de saúde, é um avanço relativamente recente, observado principalmente nas últimas décadas (Del Popolo, 2008). No Chile, a omissão de informação diferenciada em estatísticas oficiais, não só obstaculiza o combate eficaz contra profundas desigualdades históricas, como impede que os povos exerçam seu direito de participar na definição de políticas sanitárias.

A falta de inclusão em registros de saúde e estatísticas vitais em vários países da região transformou-se em um sério problema durante a crise socio sanitária da COVID-19. Durante a pandemia, vários organismos, como o Departamento de Assuntos Econômicos e Sociais das Nações Unidas (UNDESA), urgiram os Estados a melhorar a coleta de informações desagregadas por critérios étnico-raciais, nas quais seria importante considerar o impacto diferenciado em contágios, mortalidade, economia e violência de gênero entre os povos indígenas (UNDESA, 2020). Da mesma forma, o Alto Comissariado das Nações Unidas para os Direitos Humanos (ACNUDH) sublinhou a importância de recolher dados detalhados sobre como a pandemia afetou esta população (ACNUDH, 2020).

Nesse contexto, diante da persistência de lacunas nos sistemas de notificação, a produção de evidências em saúde indígena exige estratégias de análise adaptativas, que utilizem as fontes disponíveis e cruzamentos espaciais para oferecer diagnósticos de urgência. Essa abordagem busca mitigar a invisibilidade estatística e fornecer uma aproximação fundamentada da realidade enquanto não se efetivam compromissos internacionais como o Consenso de Montevidéu (2013), que instam os Estados a assegurar estatísticas indígenas confiáveis, participativas e baseadas na autoidentificação (CEPAL, 2013).

A evidência gerada a partir de dados oficiais sobre povos indígenas na América Latina tem revelado marcadas desigualdades no exercício de seu direito à saúde. A superação destas desigualdades exige que os Estados redefinam sua relação histórica com os povos indígenas, promovendo novos pactos sociais que garantam o respeito cultural (Dunbar-Ortiz et al., 2015). Formalmente, isso exige a incorporação de uma abordagem multicultural que questione as concepções assimilacionistas dos Estados (Anaya, 2006), a qual deve se refletir também na produção de estatísticas oficiais de saúde.

Transição epidemiológica nos povos indígenas

A Transição Epidemiológica foi definida por (Omran, 2005) como uma mudança complexa nos padrões de saúde e doença. Inicialmente, postulava que o desenvolvimento social desloca as pandemias infecciosas para doenças degenerativas e "produzidas pelo homem" como causas principais de morbidade e mortalidade. O conceito evoluiu para incluir a aplicação da inferência epidemiológica às mudanças de saúde e mortalidade, vinculadas a determinantes socioeconômicos, ambientais e tecnológicos (Omran, 1998). Apesar de ser uma ferramenta útil, deve ser considerada em função dos distintos contextos, já que em países em desenvolvimento observa-se uma dupla carga de doenças infecciosas e não transmissíveis, que se diferencia do padrão linear proposto inicialmente (Mackenbach, 2022).

A heterogeneidade das sociedades manifestada, por exemplo, nas desigualdades étnicas e sociais, constitui um elemento fundamental em qualquer análise da transição epidemiológica, devido ao papel que essas desigualdades podem desempenhar na carga díspar de doenças

(Mackenbach, 2022; Omran, 1998). A desigualdade social que afeta a população indígena no Chile se evidencia na maioria dos indicadores sociais convencionais de pobreza, renda, educação, moradia e acesso a serviços como água potável (Agostini et al., 2010; Alston, 2016; Valenzuela Fernández, 2003). Nesse sentido, a população indígena no Chile tem sido historicamente super-representada nos cinco decis mais baixos de renda autônoma per capita por lar (2006-2022), além de apresentar uma maior incidência de pobreza multidimensional (2015-2022).[2]

A evidência mostra que na América Latina, a população indígena, em sua ampla diversidade apresenta uma carga desproporcionada de doenças infecciosas, derivado de problemas complexos e multifatoriais (Castilla et al., 2023; Oyarce et al., 2010). No caso do Chile a evidência tem demonstrado uma sobre mortalidade indígena em todos os grupos etários, com uma sobrecarga de doenças infecciosas, crônicas degenerativas e lesões como causas de morte, o que comprova um padrão epidemiológico de transição prolongada e polarizada (Oyarce e Pedrero, 2009). Segundo Frenk et al. (1991), este tipo de transição epidemiológica caracteriza-se pela superposição de etapas, nas quais coexistem padrões de morbimortalidade pré-transicionais e pós-transicionais dentro de uma mesma população. O prolongamento desta transição implica que ambos os tipos de doenças persistem ao longo do tempo, sem que uma categoria predomine claramente sobre a outra. O perfil epidemiológico da população indígena nas regiões do Norte Grande do Chile caracteriza-se pela persistência de altas taxas de morbidade e mortalidade associadas a doenças pré-transicionais relacionadas com o subdesenvolvimento, como a tuberculose, bem como a doenças crónicas não transmissíveis (Oyarce e Pedrero 2007; Pedrero 2014a, 2014b). A população Aymara e Lickanantay tem tido taxas de mortalidade consistentemente mais altas em todos os grupos de idade e sem distinção de sexo, o que foi observável nos triênios de 2004-2006 e 2007-2009 para os Lickanantay, e em 2001-2003, 2004-2006 e 2007-2009 para os Aymara. Estas características no perfil epidemiológico da população indígena demonstram um cenário propício para a expansão e maior sobrecarga da COVID-19.

2 Esta informação foi obtida na base de dados CASEN. https://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/encuesta-casen-2022

Impacto desigual da pandemia nos povos indígenas

A informação sobre o impacto da pandemia sobre os povos indígenas na América Latina foi deficiente, mas, quando existente, permitiu resultados relevantes. No México, Brasil e Colômbia, os povos indígenas enfrentaram um maior risco de contágio e mortalidade desde o início da pandemia. No México, a população indígena apresentou taxas de mortalidade mais altas, mesmo considerando determinantes sociais semelhantes aos de pessoas não indígenas (Horbath Corredor, 2021; 2022), Na Colômbia, a taxa de letalidade foi mais alta entre a população indígena (Hurtado-Ortiz et al., 2020), e no Brasil, observou-se que a letalidade entre os povos indígenas foi 50 % mais alta que no resto da população (Pontes et al., 2021). Os fatores de vulnerabilidade e riscos ambientais foram os que potencializaram os contágios e a mortalidade de indígenas na América Latina, particularmente em países como Brasil, México, Colômbia, Venezuela, Guatemala, Paraguai, Bolívia e Peru, os quais estiveram relacionados principalmente com o acesso limitado a serviços de saúde, a pobreza e marginalização preexistentes, a desinformação e comunicação ineficaz, a poluição ambiental, o agravamento das violações territoriais, a falta de coordenação e planejamento entre os Estados e as comunidades na implementação de medidas sanitárias de controle (Flores-Ramírez et al., 2021). No Chile, a pandemia de COVID-19 magnificou a vulnerabilidade estrutural dos povos indígenas; enquanto persistiam o abandono institucional, a pressão extrativa e a invisibilização estatística, algumas comunidades puseram em prática medidas autônomas para proteger sua própria saúde e subsistência (Aylwin et al., 2021). Durante os primeiros meses da pandemia, os municípios com maior porcentagem de população indígena tiveram taxas mais altas de contágio e morte por COVID-19 durante 2020 (Millalen et al., 2020).

Área de estudo

A área de estudo abrange as regiões de Arica e Parinacota, Tarapacá e Antofagasta, no Norte Grande do Chile, uma macrorregião que consolidou sua conformação no final do século XIX e início do século XX (González, 2009). Geograficamente, caracteriza-se por relevos imponentes como a cordilheira da costa, depressões intermediárias e a cordilheira dos Andes (CORFO, 1950). A população do Norte Grande do Chile, conforme o censo de 2017, totaliza 1.164.160 habitantes, com 94 % vivendo em áreas

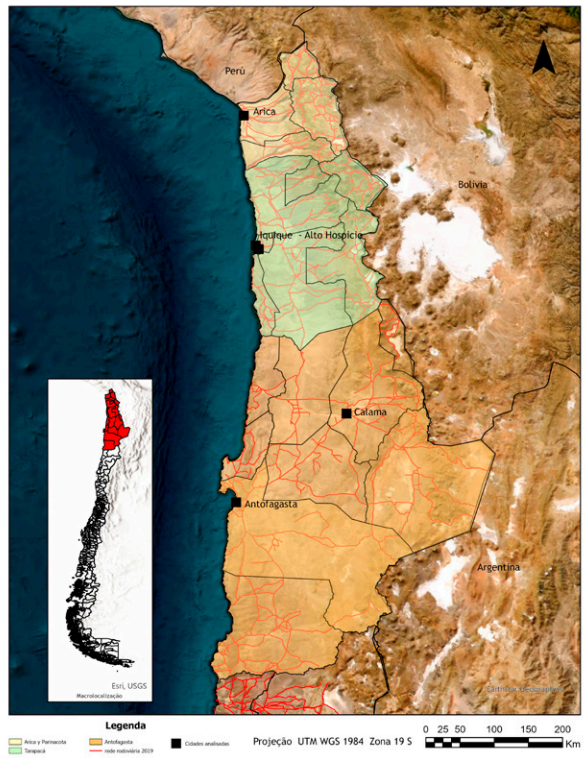
urbanas. Aproximadamente 21,7 % da população total da macrorregião se autoidentifica como indígena, o que contrasta com os 13 % de população indígena a nível nacional no Chile. Os Aymaras, Lickanantay e Quechuas são os principais povos com territórios ancestrais na zona. A mobilidade espacial e a diversidade de ocupações laborais são características marcantes das comunidades indígenas translocais, que estendem suas redes sociais dos espaços rurais de origem para os grandes centros urbanos (Carrasco e González Cortes, 2014; Gundermann, 2018; Gundermann e González, 2008). Na Figura 1, pode-se observar a localização das cidades analisadas.

O enfoque no Norte Grande responde à necessidade de descentralizar os estudos sobre populações indígenas no Chile. Historicamente, devido à magnitude demográfica do povo Mapuche, tanto a produção de informações quanto as políticas públicas concentraram-se no sul, invisibilizando os povos andinos (como Aymaras, Quechuas e Lickanantay). Suas dinâmicas de urbanização, inserção laboral em enclaves mineiros e mobilidade transfronteiriça configuram perfis de risco epidemiológico singulares que não podem ser generalizados.

Essa singularidade tornou-se evidente durante a pandemia, quando o fechamento de fronteiras interrompeu o intercâmbio ou a compra de mantimentos realizados pelas comunidades indígenas. Esse isolamento, somado aos intensos fluxos migratórios em pontos como Colchane, tensionou a infraestrutura sanitária e reconfigurou os riscos epidemiológicos locais, expondo as populações indígenas a pressões socioespaciais inéditas. Nesse cenário, onde as capitais regionais articulam tanto a migração internacional quanto a mobilidade translocal indígena, a análise intraurbana torna-se imperativa. A cidade atua, assim, como o nó central onde convergem a precariedade habitacional, a concentração populacional e os fluxos de mobilidade, determinando dinâmicas de contágio que se irradiam para o restante do território.

Os povos Aymara e Lickanantay possuem pirâmides populacionais com uma base mais larga, o que indica uma proporção maior de população jovem do que a média nacional. Em contrapartida, a demografia de outros povos indígenas na região, como os Mapuche, reflete fortemente os efeitos da migração interna. Esse movimento populacional do sul do Chile para o norte, impulsionado em grande parte por razões de trabalho,

Figura 1. Norte Grande do Chile e cidades analisadas.



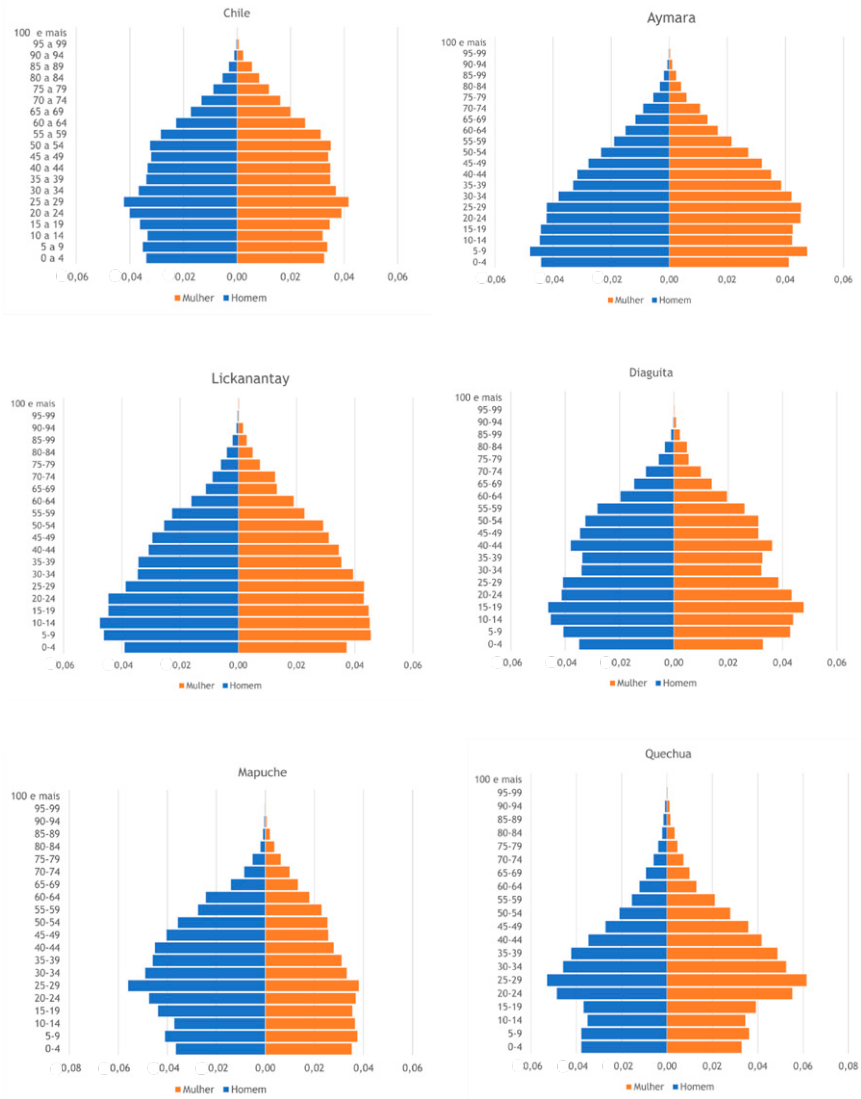
Fonte: Elaboração própria.

explica porque sua estrutura etária se concentra no grupo de 15 a 65 anos e porque sua população na área se torna mais masculinizada. A Figura 2 mostra a estrutura populacional do Chile e da população indígena Aymara, Lickanantay, Diaguita, Mapuche e Quechua no Norte Grande do Chile.

Procedimento metodológico

Esta pesquisa caracteriza-se como um estudo ecológico misto de cortes transversais consecutivos (Jackson e Mare, 2007; Kesmodel, 2018; Morgenstern, 1995), pois combina a comparação entre agregados territoriais com a análise de tendências temporais ao longo de 100 semanas epidemiológicas, tratando cada intervalo como uma "instantânea" (*snapshot*) populacional independente. Uma das vantagens de abordar agregados territoriais é que se permite construir um enfoque socioterritorial (Breilh, 2006), o qual possibilita capturar a determinação social da pandemia,

Figura 2. Pirâmides demográficas do Chile e da população Aymara, Lickanantay, Diaguita, Mapuche e Quechua das regiões de Arica e Parinacota, Tarapacá e Antofagasta.



Fonte: Elaboração própria com base no censo da população e habitação 2017.

visibilizando processos coletivos de vulnerabilidade que um enfoque puramente individual tenderia a ocultar. Analisou-se a associação entre uma série histórica de casos ativos de COVID-19 e variáveis sociodemográficas como a porcentagem de população indígena e o índice de vulnerabilidade social. O estudo foi realizado em duas escalas: nacional

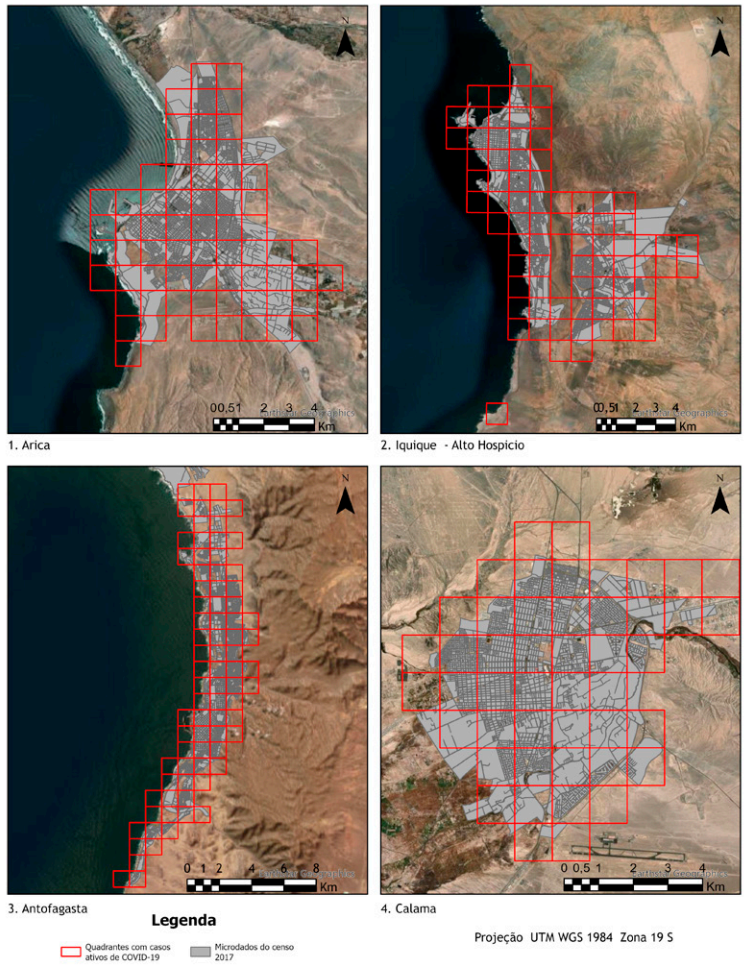
(por municípios no Chile) e urbana (por quadrantes de 1 km² em Arica, Iquique-Alto Hospício, Antofagasta e Calama). Ressalte-se que estes não são unidades censitárias, mas sim a grade epidemiológica oficial do Ministério da Saúde utilizada para a vigilância epidemiológica. Para isso, integraram-se dados da Plataforma Territorial COVID-19 do Ministério da Saúde com fontes sociodemográficas como os microdados do Censo 2017. O cruzamento de informações permitiu a análise dos impactos da pandemia na população indígena em diversas escalas, apesar de utilizar bases de dados não projetadas para tal fim. A metodologia incluiu a integração geoespacial de dados, a análise de séries temporais de casos ativos e testes de associação e sensibilidade com Qui-quadrado e Tau-b de Kendall, incorporando a ponderação populacional para estabilizar as frequências e refletir a estrutura real do território.

Integração geoespacial dos dados de população indígena e vulnerabilidade social

Antes de integrar as variáveis sociodemográficas no formato espacial da grade de quadrantes com casos ativos de COVID-19, foi fundamental definir as características e a representação dessas variáveis. A população indígena e a vulnerabilidade social, obtidas a partir dos resultados e microdados do Censo 2017, constituíram as variáveis independentes centrais deste estudo. No caso específico da variável indígena, ela foi abordada a partir de sua porcentagem em relação à população total por município ou quadrante. A sobreposição da grade de quadrantes (casos ativos de COVID-19) e microdados do Censo 2017 está na Figura 3. Ressalte-se que, enquanto a variável étnica foca no subgrupo indígena, o Índice de Vulnerabilidade Social (IVS) foi calculado para a população total de cada unidade territorial, servindo como um indicador do contexto socioeconômico geral.

O IVS foi construído a partir de microdados do Censo Demográfico de 2017, estruturando-se em quatro dimensões, Demográfica, Habitação, Educação e Trabalho, desdobradas em seis indicadores específicos. A seleção destes componentes fundamenta-se em revisões sistemáticas (Franch-Pardo et al., 2021; Xi et al., 2023) que identificaram a densidade e a estrutura populacional, a privação socioeconômica e a precariedade habitacional como as principais covariáveis da propagação da COVID-19.

Figura 3. Mapa de quadrantes na área de estudo.



Fonte: Elaboração própria.

A dimensão demográfica foi avaliada pelas razões de dependência (0-14 e 65 anos ou mais), conforme a literatura clássica (Shryock, 1976), dado que a composição etária determina os padrões de contato e as taxas de infecção[3] (Hinch et al., 2025). A dimensão habitação foi mensurada pela

3 A dependência demográfica reflete uma vulnerabilidade que transcende o fator biológico. Enquanto a população jovem e ativa atua como motor do contágio devido à mobilidade laboral e impossibilidade de teletrabalho, o contato intergeracional no domicílio facilita a propagação para os grupos mais vulneráveis. Ressalte-se que a mobilidade desses grupos não é uniforme, sendo moldada pelas redes locais de cuidado e pela necessidade de acesso a serviços em cada contexto social.

porcentagem de materiais irrecuperáveis e pelo índice de adensamento crítico, fatores que dificultam o distanciamento físico e a ventilação (Antoñanzas Serrano e Gimeno 2021) , além do acesso à água potável, essencial para a higiene preventiva . A dimensão educação utilizou anos médios de estudo[4] (como proxy de renda) da população maior de 14 anos, enquanto a dimensão trabalho foi abordada pela taxa de participação no emprego, variável selecionada por representar o grau de inserção da população no mercado laboral. Para a composição do índice sintético, optou-se por atribuir pesos iguais a todas as dimensões. Esta abordagem conservadora justifica-se pela ausência de evidências prévias que permitam hierarquizar a importância relativa de cada determinante no contexto específico das populações indígenas do Norte Grande, garantindo que cada fator de vulnerabilidade contribua de forma equânime para o diagnóstico final.

Para calcular o índice de vulnerabilidade social, obtém-se uma média de várias variáveis, como a dependência demográfica, a porcentagem de moradias com materiais irrecuperáveis, o índice de superlotação, o acesso à água potável, os anos médios de escolaridade e a taxa de emprego declarada. Dado que essas variáveis não estão na mesma unidade de medida, elas são normalizadas utilizando o método Min-Max. Esse método ajusta as variáveis dentro de um intervalo de 0 a 1, homogeneizando a escala e permitindo sua comparação. O método de normalização Min-Max é amplamente utilizado em estatística e aprendizado de máquina para ajustar variáveis a um intervalo específico, geralmente entre 0 e 1, facilitando a comparação entre elas.

As variáveis selecionadas para o índice são divididas em dois grupos: o primeiro grupo inclui aquelas em que valores mais altos aumentam a vulnerabilidade social, como a dependência demográfica, a porcentagem de moradias com materiais irrecuperáveis e o índice de superlotação. O segundo grupo inclui variáveis como o acesso à rede de água potável, a taxa de emprego e os anos médios de escolaridade, cujos valores mais altos indicam menor vulnerabilidade social. Para estas, a fórmula Min-Max é aplicada de forma inversa.

4 A escolaridade, além de se relacionar com a renda, também pode condicionar a capacidade de realizar teletrabalho. Populações com baixos níveis educacionais são obrigados à presencialidade em tarefas manuais ou de serviços, o que aumenta o risco de infecção ao impossibilitar o distanciamento físico (Antoñanzas e Gimeno 2021; CEPAL 2022).

Equação 1. Normalização Min-Max.

$$X'i = \left(\frac{xi - min}{max - min}\right)$$

Equação 2. Normalização Min-Max inversa.

$$X'i = 1 - \left(\frac{xi - min}{max - min}\right)$$

Onde:

X'i = Valor normalizado da variável para a unidade territorial *i*.

xi = Valor original da variável na unidade territorial *i*.

Min = Valor mínimo da variável *x* no conjunto de dados.

Max = Valor máximo da variável *x* no conjunto de dados.

O subíndice *i* identifica a unidade de análise correspondente a cada escala: o município no nível nacional e o quadrante de 1 km² no nível intraurbano.

A partir dos resultados de todas as variáveis normalizadas, o Índice de Vulnerabilidade Social é calculado pela média de cada uma, sem que nenhuma variável receba um peso específico.

Equação 3. Índice de Vulnerabilidade Social (IVS).

$$IVS = \frac{\frac{D_{0-14} + D_{65+}}{2} + \frac{PMI + PSL + PAP}{3} + MAE + TPE}{4}$$

Onde:

IVS é Índice de Vulnerabilidade social.

$D_{0\text{-}14}$ é Dependência demográfica de 0 a 14 anos.

D_{65+} é Dependência demográfica de 65 anos e mais.

PMI é Porcentagem de moradias com materialidade irrecuperável.

PSL é Porcentagem de moradias com superlotação.[5]

PAP é Porcentagem de moradias com acesso a rede de água potável.

MAE é Média de anos de escolaridade.

TPE é Taxa de participação no emprego.

Onde representa o valor do índice sintético para a unidade territorial. Todos os indicadores componentes (ex. PMIi, PSLi) referem-se aos valores normalizados da referida unidade específica, garantindo que o cálculo capture a heterogeneidade espacial dos quadrantes e municípios.

Para analisar a associação entre os casos ativos de COVID-19 e as variáveis sociodemográficas em uma escala de quadrantes urbanos, foi necessário unificar esses dados em um formato geoespacial comum. Esse processo iniciou-se com o cálculo da área das quadras censitárias em metros quadrados, correspondentes às zonas urbanas. Posteriormente, realizou-se um recorte das camadas censitárias utilizando o arquivo vetorial dos quadrantes urbanos de um quilômetro quadrado, que já continham os dados diários de contágios. Esse recorte permitiu obter a porcentagem da área de cada quadra censitária que se sobrepunha à grade de quadrantes de casos ativos de COVID-19. No entanto, como os valores obtidos inicialmente não estavam ajustados proporcionalmente à superfície recortada, a área de cada quadra censitária foi recalculada para permitir o cálculo dos valores ponderados pela superfície. Dessa forma, foi possível estimar variáveis como a taxa de casos ativos, a população por quadrante urbano, a proporção de população indígena e outras necessárias para o cálculo do índice de vulnerabilidade social. Para a análise, foram identificados um total de 62 quadrantes em Arica, 69 em Iquique e Alto Hospício, 76 em Antofagasta e 43 em Calama.[6]

5 Os dados de superlotação utilizados no cálculo do IVS foram obtidos do Centro de Estudos do Ministério da Habitação e Urbanismo (MINVU).

6 O visor territorial da COVID-19 no Chile, disponível neste link, permite visualizar a distribuição dos quadrantes tanto nas cidades analisadas quanto no restante do país. http://bit.ly/47IOMJX

Análise de séries temporais de casos ativos de COVID-19

A disponibilidade de dados sobre contágios de COVID-19 apresentou variações conforme a escala de análise, o que exigiu uma seleção específica dos dias para garantir a completude das informações. Em nível de quadrantes urbanos, dispunha-se apenas de registros diários de casos ativos. A taxa de casos ativos foi calculada dividindo o número de casos confirmados em uma determinada data pela população total em risco, expressa por 1000 habitantes:

Equação 4. Taxa de casos ativos.

$$\text{Taxa de casos ativos i, t} = \left(\frac{\text{Número de casos ativos em uma data i, t}}{\text{População total em risco i, t}} \right) \text{x } 1000$$

Para o cálculo a nível municipal, utilizaram-se as projeções oficiais do Instituto Nacional de Estatísticas do Chile (INE) para os anos de 2020 a 2022. Já para o nível de quadrantes, dada a inexistência de projeções oficiais nessa escala, a população foi estimada mediante uma distribuição proporcional baseada nos dados municipais, assumindo constante a participação relativa de cada setor observada no Censo 2017:

Equação 5. Estimativa de População por Quadrante.

$$\text{População do quadrante t} = \left(\frac{\text{População do quadrante 2017}}{\text{População do município 2017}} \right) \text{x População do município t}$$

Onde o subíndice i identifica o quadrante urbano específico e t representa o ano da estimativa (2020, 2021 ou 2022). Embora o Censo 2017 apresente defasagem frente aos fluxos migratórios recentes no norte do país, esta abordagem de distribuição proporcional é a tecnicamente viável diante da ausência de dados censitários mais atualizados para escalas intraurbanas. É crucial assinalar que a definição de "caso ativo", quanto à duração dos dias de consideração, experimentou várias modificações ao longo do período de estudo devido a decisões administrativas da autoridade sanitária. De 13 de abril a 25 de outubro de 2020, consideraram-se de 1 a 14 dias; de 26 de outubro de 2020 a 30 de setembro de 2021, de 1 a 11 dias; de 1 de outubro de 2021 a 16 de janeiro de 2022, de 1 a 10 dias; e de 17 de janeiro a 27 de março de 2022, de 1 a 7 dias. Esta variação na definição constitui uma limitação relevante que dificulta a estimação precisa

das tendências, por este motivo, é necessário explicitar estas modificações para interpretar com cautela os seus resultados.

Para os quadrantes urbanos, optou-se por utilizar os dados correspondentes aos domingos, por serem identificados como os dias com maior completude de registros de casos ativos diários. Por sua vez, para a análise dos casos ativos a nível municipal no Chile, empregaram-se os dados das segundas-feiras, dado que os registros de domingos e sábados apresentavam frequentes lacunas de informação. É importante assinalar que, em ambos os cenários (especialmente nos quadrantes urbanos), foram encontrados alguns dias com ausência de dados, motivo pelo qual se recorreu à interpolação linear, preenchendo os valores ausentes mediante uma estimativa baseada nos dados dos dias mais próximos.

Para a análise da tendência dos casos, abrangeu-se desde a semana epidemiológica número 18 de 2020 até a semana número 13 de 2022, o que totalizou 100 semanas. Para este fim, as 100 semanas foram divididas em cinco séries de 20 semanas cada uma. Esta segmentação permitiu analisar a evolução da tendência em distintos períodos e, dessa maneira, examinar a relação de suas variações com as distintas associações observadas posteriormente com as variáveis de vulnerabilidade social e população indígena. Seguindo as indicações metodológicas para o uso de análise de séries temporais em estudos epidemiológicos (Antunes e Cardoso, 2015), na presente investigação utilizou-se a regressão de Prais-Winsten para modelar a tendência nas séries temporais. A especificação formal do modelo definiu como variável dependente o logaritmo da taxa de casos ativos ($\log Y_t$) e como variável independente o tempo (X_t) em semanas epidemiológicas. A forma funcional log-linear ($\log Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$) permitiu estimar a tendência por meio do coeficiente β_1. A estrutura do termo de erro (ε_t) foi tratada pelo procedimento de Prais-Winsten para corrigir a autocorrelação serial de primeira ordem (AR1), cuja presença foi verificada pela estatística de Durbin-Watson. Consequentemente, o cálculo da tendência foi realizado por meio de métodos que possibilitaram identificar tanto a variação semanal quanto a mudança percentual anual, permitindo avaliar a evolução dos casos ativos ao longo de cada uma das séries temporais consideradas. Quanto à sazonalidade, explorou-se a aplicação de um modelo de harmônicos, também sugerido na literatura para a quantificação da variação sazonal (Antunes e Cardoso, 2015). Entretanto, a presença de autocorrelação positiva significativa nos

resíduos, evidenciada por baixos valores da estatística de Durbin-Watson, indicou inadequação do ajuste. Assim, optou-se por não incluir a modelagem sazonal na análise final, concentrando-se na avaliação da tendência geral.

Testes de associação e sensibilidade com Qui-quadrado e Tau-b de Kendall

A prova de Qui-quadrado foi utilizada para analisar a associação entre os casos ativos e acumulados de COVID-19, a vulnerabilidade social e a população indígena. Esse teste compara as frequências observadas com as esperadas sob a hipótese de independência, e um valor de *p* menor que 0,05 indica uma associação significativa. De forma complementar, incorporou-se o coeficiente Tau-b de Kendall, visto que a análise anterior não indicava a direção nem a magnitude da relação. Esse coeficiente não paramétrico mede a concordância entre variáveis ordinais, e varia de -1 a 1, onde valores positivos indicam uma relação direta e valores negativos, uma relação inversa. Conforme Agresti (2013), o Tau-b de Kendall amplia o poder estatístico ao considerar o ordenamento das categorias (Baixa/Alta), permitindo detectar associações que seriam ignoradas por testes nominais que desconsideram a hierarquia dos dados.

A força da associação foi interpretada da seguinte forma:

0,00 a ±0,10 → Muito débil

±0,11 a ±0,30 → Débil

±0,31 a ±0,50 → Moderada

±0,51 a ±0,70 → Forte

±0,71 a ±1,00 → Muito forte

Para aplicar ambas as provas, a variável de casos ativos de COVID-19 foi dividida em três categorias (sem contágio, baixo contágio e alto contágio) e as variáveis de população indígena e índice de vulnerabilidade social em duas (baixo e alto). Para refinar a análise da associação e avaliar a sensibilidade dos resultados, incorporou-se uma ponderação nos

testes utilizando a população projetada para os anos de 2020, 2021 e 2022 em nível de quadrantes urbanos e municípios. Esta ponderação fundamenta-se na técnica de frequências ponderadas para análise de dados agregados (Heeringa et al., 2017). Metodologicamente, utilizou-se o comando WEIGHT BY[7] (IBM Corporation, 2021) que assegura que as estatísticas de teste sejam proporcionais à exposição real da população, mitigando vieses por heterogeneidade demográfica entre as unidades de análise (Agresti, 2013). Esta abordagem permitiu verificar a robustez das associações e mitigar potenciais vieses derivados de tamanhos demográficos heterogêneos entre as unidades territoriais. Resultados urbanos agregam quadrantes por associação ponderada, rejeitando médias aritméticas simples.

Para classificar as variáveis, como o Índice de Vulnerabilidade Social e a Porcentagem de População Indígena, foram estabelecidas linhas de corte com base na mediana. Seguindo Rothman et al., (2011), a categorização pela mediana estabiliza as taxas sob alta volatilidade, revelando relações não lineares que índices contínuos poderiam ocultar. Essa metodologia permitiu categorizar as variáveis em "Baixa" e "Alta" em diferentes escalas de análise (nacional e local). As linhas de corte e classificação estão na Tabela 1.

Desta forma, a arquitetura analítica articula as dimensões temporal e socioespacial como componentes sinérgicos de um desenho ecológico misto de cortes transversais consecutivos. Sob esta ótica, a regressão de Prais-Winsten delineia a "melodia" da trajetória pandêmica (dimensão horizontal), enquanto as provas de qui -quadrado e Tau-b de Kendall revelam a "harmonia" das desigualdades que estruturam a distribuição dos casos (dimensão vertical). A ponderação populacional estabelece o elo integrador fundamental, garantindo que as flutuações temporais sejam interpretadas em estreito diálogo com a base demográfica e a vulnerabilidade multiescalar do território.[8]

7 SPSS Tutorials: Weighting https://bit.ly/4n0attH

8 Dados semanais e base completa disponíveis em: https://doi.org/10.5281/zenodo.20100655

Tabela 1. Linhas de corte e classificação de variáveis.

Variável	Escala de análise	Mediana	Classificação
Índice de Vulnerabilidade Social	Nacional (municípios)	0,46	Baixa (0,19-0,46)
			Alta (0,47-0,72)
	Arica	0,45	Baixa (0,05-0,45)
			Alta (0,46-0,72)
	Iquique-Alto Hospício	0,53	Baixa (0,19-0,53)
			Alta (0,54-0,70)
	Antofagasta	0,48	Baixa (0,31-0,48)
			Alta (0,49-0,73)
	Calama	0,42	Baixa (0,15-0,41)
			Alta (0,42-0,93)
Porcentagem de população indígena	Nacional (municipios)	9,20 %	Baixa (2 %-9,2 %)
			Alta (9,3 %-85,6 %)
	Arica	28,80 %	Baixa (0 %-28,8 %)
			Alta (29,8 %-73,4 %)
	Iquique-Alto Hospício	20,40 %	Baixa (0,0 %-20,4 %)
			Alta (20,9%- 40,2 %)
	Antofagasta	7,20 %	Baixa (0 %-7,2 %)
			Alta (7,3 %-36,8 %)
	Calama	19,20 %	Baixa (0,7 %-19,2 %)
			Alta (19,8 %-39,3 %)

Fonte: Elaboração própria.

Resultados

Análise de colinearidade e convergência espacial

Antes de analisar a dinâmica da COVID-19, testou-se a dependência entre o IVS e a proporção de população indígena para verificar se estas variáveis operam de forma convergente nos territórios. Os resultados revelam um contraste marcante: enquanto a nível nacional a associação é inexistente e não significativa ($p = 0,107$; Tau-b = 0,087), nas cidades do Norte Grande a correlação é direta e estatisticamente significativa ($p < 0,05$). Em Arica e Iquique-Alto Hospício, a associação é extremamente forte (Tau-b de 0,775 e 0,710, respectivamente), demonstrando uma sobreposição quase integral entre a presença de povos originários e a precariedade socioeconômica, o que configura um cenário de vulnerabilidade acumulada.

Nas cidades de Antofagasta e Calama, a relação mantém a significância, embora com uma intensidade moderada (0,448 e 0,348, respectivamente). Este achado revela que a convergência entre etnicidade e privação no Norte Grande consolida blocos de risco territorial, intensificando a vulnerabilidade local frente à pandemia.

Tendências temporais dos casos ativos de COVID-19

Na análise das tendências, foram identificados períodos com tendências estatisticamente significativas, tanto ascendentes quanto descendentes, em algumas das séries temporais consideradas por cidade e em nível nacional. No entanto, em um número considerável de séries, não se observou uma tendência linear estatisticamente significativa, sugerindo fases de estabilidade ou predominância de variabilidade na incidência de casos ativos. Da mesma forma, a análise de tendência realizada sobre a série completa de 100 semanas epidemiológicas para os casos ativos não revelou tendências lineares estatisticamente significativas em nenhuma das cidades estudadas, nem em nível nacional. A ausência de tendência linear em certas séries reflete a alta variabilidade da incidência e as transições administrativas nos critérios de notificação. Contudo, a identificação de janelas de significância (Tabela 2) demonstra que a vulnerabilidade estrutural não é um fenômeno linear, mas uma força que se manifesta de forma aguda e sincrônica justamente nos períodos de maior pressão sanitária.

Associação entre casos ativos e vulnerabilidade social

A associação entre os casos ativos de COVID-19 e a vulnerabilidade social revelou padrões distintos conforme a escala de análise e a metodologia empregada. Em nível nacional, a aplicação da associação não ponderada não pôde ser realizada em seis semanas devido à baixa frequência esperada nas células. Apesar disso, foi encontrada significância estatística em 75 semanas, enquanto em 19 semanas não se observou significância estatística. Quanto à força e direção, foram observadas associações negativas em 41 semanas com força moderada e fraca, e 34 semanas com associações positivas que variaram entre fracas e muito fracas. Em contraste, ao aplicar a associação ponderada, observou-se que a força e direção das associações indicaram que 42 semanas tiveram uma direção negativa com força de moderada a fraca, e 58 semanas com

Tabela 2. Análise de tendência de casos ativos de COVID-19.

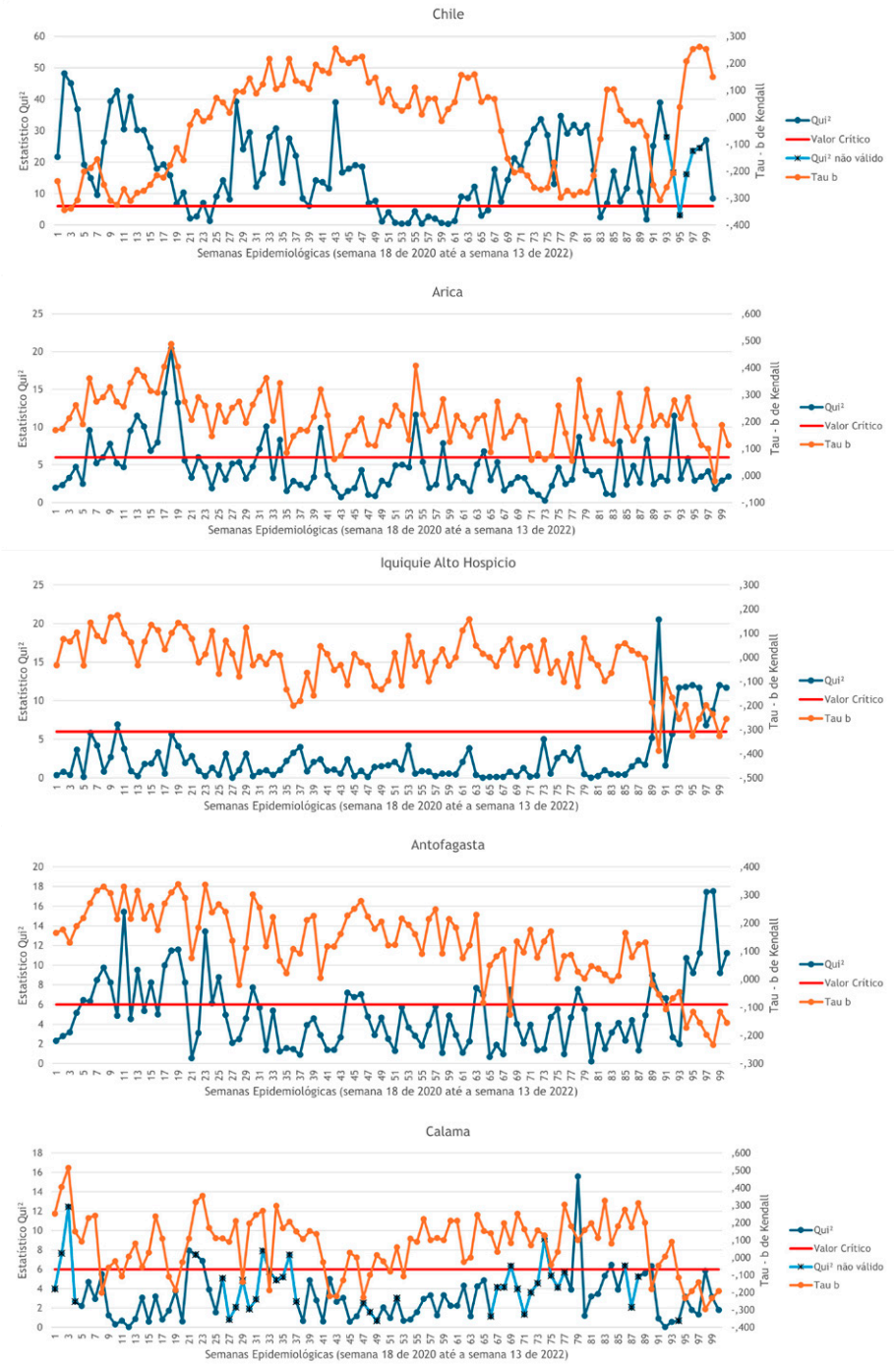
Séries	b1	Erro padrão b1	Mudança percentual semanal	IC límite inferior	IC límite superior	P-valor	R-quadrado
Chile							
1	0,04	0,02	8,64	-0,29	18,37	0,08	0,17
2	0,01	0,01	2,09	-2,85	7,29	0,44	0,04
3	0,02	0,01	3,75	0,98	6,6	0,01	0,32
4	-0,03	0,02	-6,24	-14,34	2,61	0,17	0,11
5	0,04	0,03	8,89	-2,73	21,9	0,16	0,11
Arica							
1	0,07	0,02	18,3	7,61	30,06	0	0,48
2	-0,02	0,03	-4,5	-15,84	8,36	0,48	0,03
3	0,03	0,01	6,17	3,33	9,08	0	0,48
4	-0,05	0,03	-10,87	-22,16	2,05	0,11	0,14
5	0,07	0,03	17,49	3,54	33,32	0,02	0,27
Iquique-Alto Hospício							
1	0,05	0,03	11,43	-0,46	24,74	0,08	0,17
2	0,02	0,02	3,99	-3,25	11,78	0,31	0,06
3	-0,01	0,01	-2,5	-5,53	0,63	0,16	0,11
4	-0,02	0,01	-4,28	-10,14	1,96	0,03	0,09
5	0,03	0,03	6,17	-7,69	22,11	0,42	0,04
Antofagasta							
1	0,03	0,01	7,15	0,59	14,14	0,05	0,22
2	0,02	0,03	4,47	-7,09	17,48	0,47	0,03
3	-0,02	0	-4,06	-5,35	-2,75	0	0,67
4	-0,02	0,02	-4,72	-13,34	4,75	0,33	0,06
5	0,05	0,02	11,43	-0,01	24,18	0,06	0,19
Calama							
1	0,05	0,03	12,46	-3,1	30,52	0,14	0,12
2	0	0,03	0,46	-11,06	13,48	0,94	0
3	0,02	0,01	3,75	1,44	6,12	0	0,44
4	-0,03	0,03	-6,03	-17,93	7,6	0,37	0,47
5	0,05	0,02	12,72	2,99	23,37	0,02	0,29
Séries completas (100 semanas epidemiológicas)							
Chile	0,01	0,01	2,09	-0,63	4,9	0,12	0,03
Arica	0	0,01	0,46	-1,78	2,75	0,69	0
Iquique Alto Hospício	0	0	0,46	-1,34	2,29	0,55	0
Antofagasta	0,01	0,01	1,16	-1,54	3,93	0,4	0,01
Calama	0,01	0,01	2,09	-1,53	5,85	0,25	0,01

Fonte: Elaboração própria.

associação positiva entre fraca e muito fraca. Em Arica, a associação não ponderada resultou em 77 semanas sem significância estatística e 23 com significância, não apresentou validade estatística em nenhuma das semanas analisadas. No que diz respeito à direção e força das associações, 23 semanas tiveram associação positiva de fraca a moderada. A associação ponderada revelou 21 semanas com associação negativa com uma força que variou entre fraca e muito fraca, e 79 semanas com associação positiva com uma variação de moderada a fraca. Em Iquique-Alto Hospício, a associação sem ponderação mostrou uma alta proporção sem significância, com 90 semanas, apenas 10 semanas com significância estatística e não apresentou resultados inválidos. Quanto à direção e força, apresentou nove semanas com associação negativa de moderada a fraca e uma semana com associação positiva fraca. A associação ponderada mostrou, por sua vez, uma mistura de 44 semanas com associação negativa, variando entre muito fraca, fraca e moderada, e 56 semanas com associação positiva entre fraca e moderada.

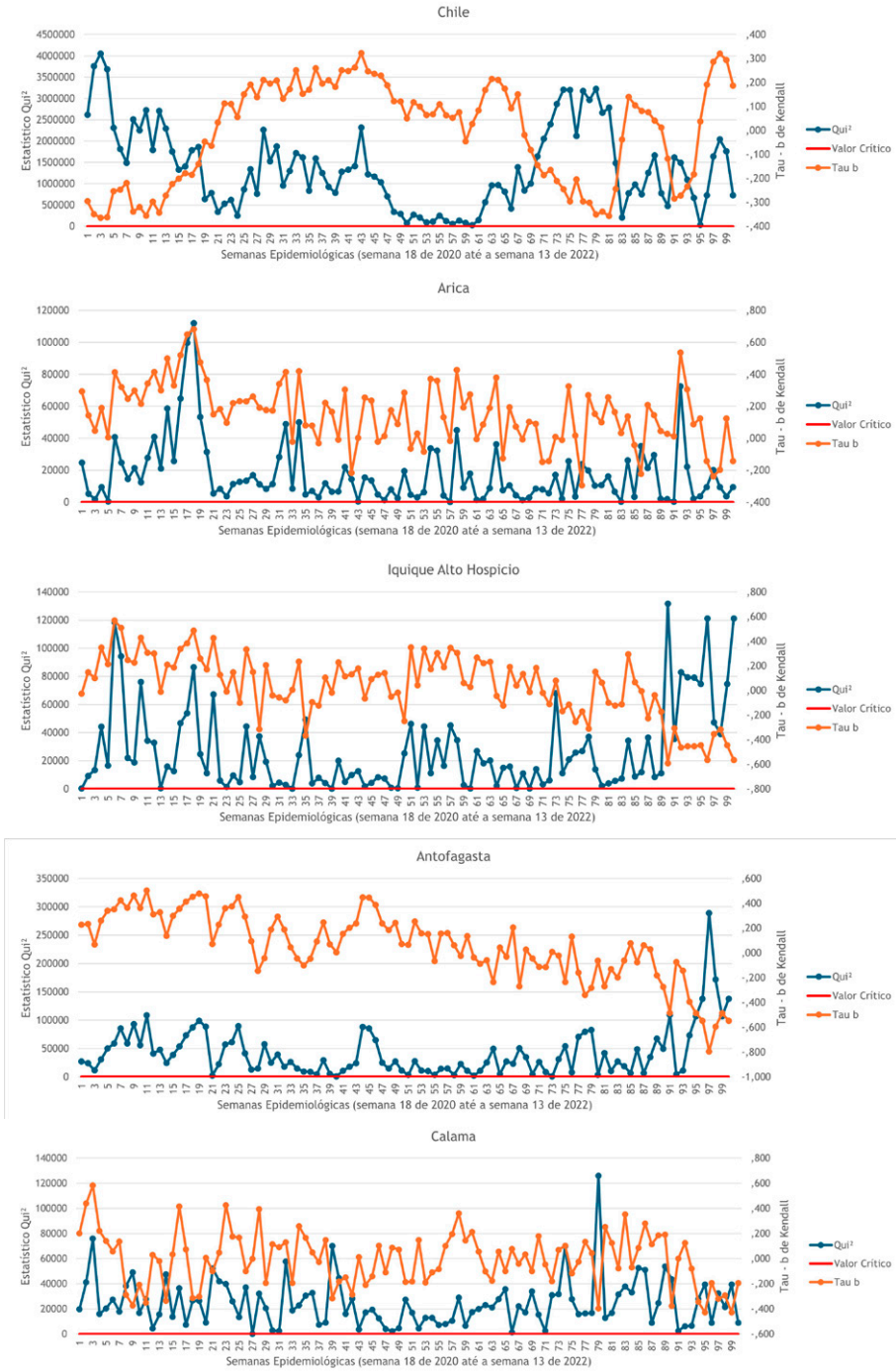
Os resultados da associação sem ponderação na cidade de Antofagasta mostraram 67 semanas sem significância estatística, 33 semanas com significância e não foram observados resultados inválidos. Quanto à direção e força das associações, observou-se que 12 semanas tiveram associação negativa variando entre fraca e muito fraca, e 21 semanas com associação positiva variando de moderada a fraca. A associação ponderada revelou 39 semanas com associação negativa, com variações entre muito fraca, fraca e moderada, e 61 semanas com associação positiva, variando entre muito fraca, fraca e moderada. Finalmente, em Calama, a associação sem ponderação apresentou um alto número de resultados inválidos, com 37 semanas, 58 semanas sem significância e apenas cinco semanas com significância estatística, das quais uma semana mostrou uma associação negativa fraca e quatro semanas com associação positiva entre moderada e muito fraca. Em contraste, a associação ponderada resultou em 48 semanas com associação negativa com variações de muito fraca, fraca a moderada e 52 semanas com associação positiva variando de muito fraca, fraca a moderada. Assim, as Figuras 4 e 5 evidenciam que a vulnerabilidade social atua como um preditor de contágio quando ajustada pela densidade demográfica urbana.

Figura 4. Associação entre casos ativos e vulnerabilidade social.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 5. Associação entre casos ativos e população indígena.



Fonte: Elaboração própria.

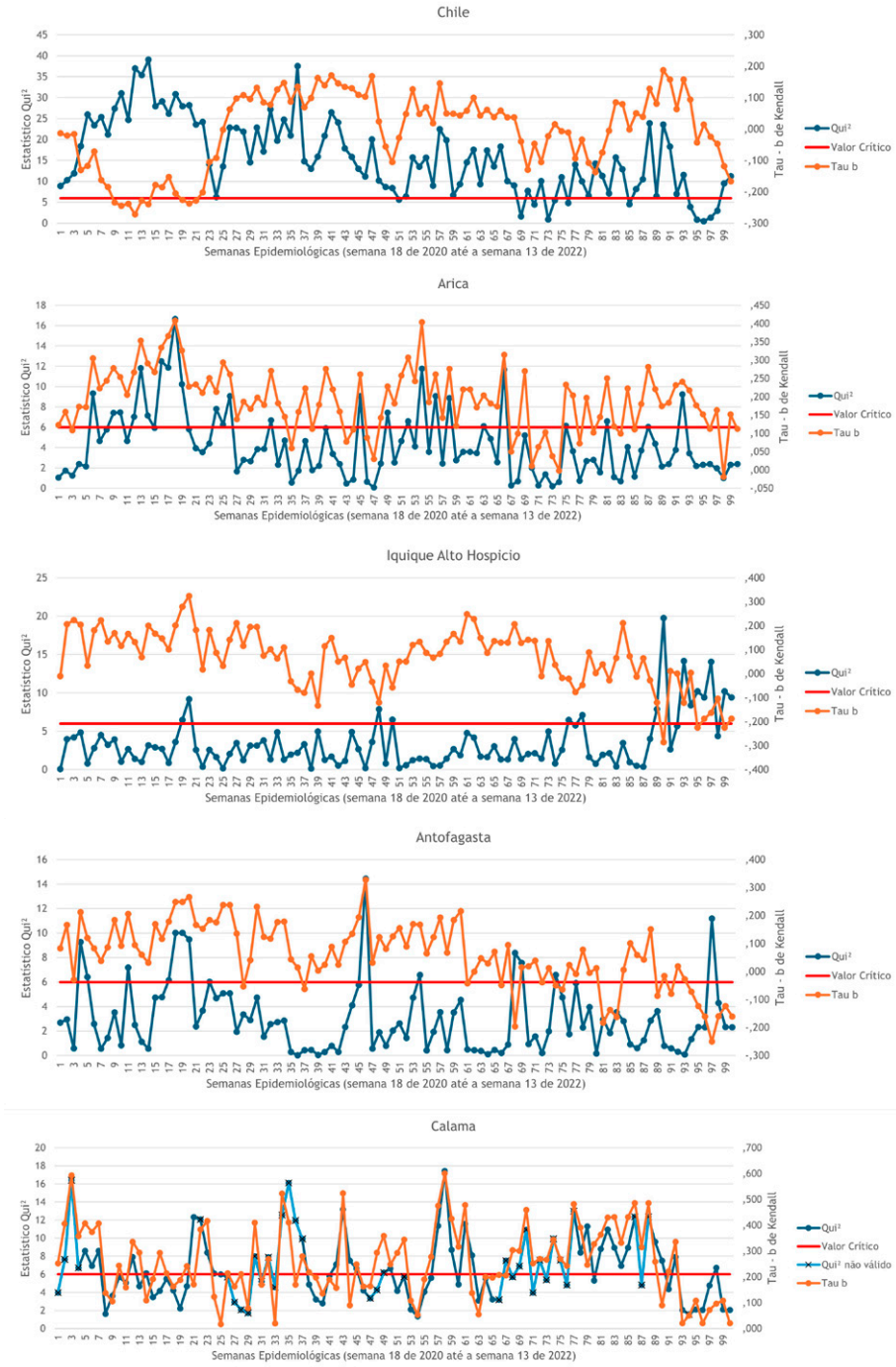
Associação entre casos ativos e população indígena

No Chile, a associação não ponderada apresentou apenas seis semanas inválidas devido à baixa frequência em células. No entanto, foi encontrada significância estatística em 87 semanas, e apenas sete resultaram sem significância estatística. A força e direção dessas associações mostraram 38 semanas com associação negativa e 49 semanas com associação positiva, variando em ambos os casos entre fraca e muito fraca. Por outro lado, as associações ponderadas resultaram em 40 semanas com associação negativa e 60 semanas com associação positiva, nas quais ambas variaram entre fraca e muito fraca.

Para a cidade de Arica, a associação sem ponderação apresentou uma semana com Qui-quadrado inválido, 73 semanas sem significância estatística e 26 semanas com significância, das quais sua força e direção foram positivas, variando de moderada a fraca. No caso da associação ponderada, esta revelou 17 semanas com associação negativa muito fraca e 83 semanas com associação positiva variando de fraca, moderada a forte. Em Iquique-Alto Hospício, a associação normal não teve resultados inválidos, mas 85 semanas não tiveram significância estatística e apenas 15 semanas a tiveram. Quanto à direção e à força das associações, três semanas tiveram associação positiva entre moderada e fraca e 12 semanas negativas variando de muito fraca a moderada. No caso da associação ponderada, esta mostrou uma distribuição de 49 semanas com associação negativa e 51 semanas com associação positiva, em ambos os casos com uma força que variou entre muito fraca, fraca e moderada.

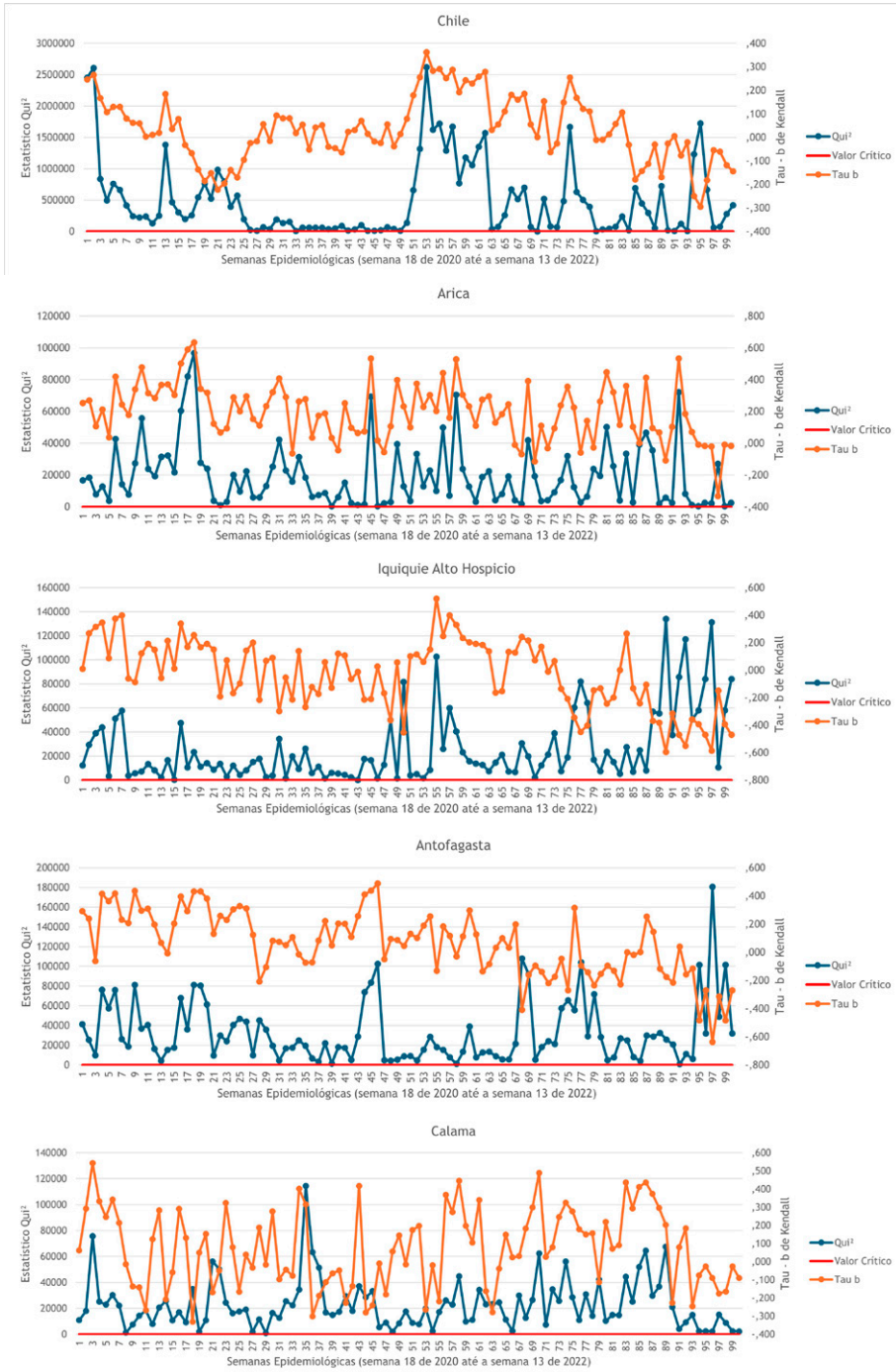
Os resultados da associação sem ponderação em Antofagasta resultaram em 86 semanas sem significância estatística e 14 com significância. Quanto à força e direção, três semanas tiveram associação negativa variando entre fraca e muito fraca, e 11 semanas com associação positiva entre fraca e moderada. A associação ponderada revelou 40 semanas com associação negativa variando entre muito fraca e fraca, e 60 semanas com associação positiva entre muito fraca, fraca e moderada. No caso de Calama, a associação normal mostrou 37 semanas com resultados inválidos, 34 semanas sem significância estatística e 29 semanas com significância, as quais tiveram uma associação positiva de fraca a moderada. A associação ponderada, por sua vez, mostrou 43 semanas com associação negativa entre muito fraca a fraca e 57 semanas com

Figura 6. Associação ponderada entre casos ativos e vulnerabilidade social.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 7. Associação ponderada entre casos ativos e população indígena.



Fonte: Elaboração própria.

associação positiva de muito fraca, fraca a moderada. Em síntese, as Figuras 6 e 7 demonstram que o pertencimento étnico se associa a um impacto desproporcional de contágios, especialmente nos picos da pandemia.

Relação entre a tendência de casos ativos e a associação com vulnerabilidade social e população indígena

Os resultados mostram que a associação entre os casos ativos de COVID-19 e fatores como a vulnerabilidade social e a população indígena se fortalece durante as fases de aumento de casos, tanto em nível nacional quanto em cidades específicas. Em nível nacional, essa associação foi geralmente positiva, mas de baixa intensidade. No entanto, em cidades como Arica e Antofagasta, a conexão foi mais pronunciada, especialmente em Arica, onde a relação foi forte e positiva durante os picos de contágios. Calama, por sua vez, mostrou uma mistura de associações, mas com uma tendência geral positiva à medida que os casos aumentavam. Pelo contrário, quando os casos de COVID-19 diminuíam, as associações com a vulnerabilidade social e a população indígena tenderam a se tornar mais variáveis ou menos consistentes. Em Iquique-Alto Hospício, a relação se manteve, mas sua força e direção foram menos uniformes, e em Antofagasta, embora a análise ponderada ainda mostrasse associações predominantemente positivas, estas flutuavam em intensidade, sugerindo que a relação persistia, mas com menos força.

A análise de associação ponderada foi especialmente útil nos casos em que a associação não era clara ou resultava inconsistente nas análises não ponderadas, já que se observaram casos de “dissociação aparente” em análises não ponderadas, particularmente em Calama e Arica, onde a falta de significância estatística impedia uma interpretação clara dos resultados. A aplicação da análise ponderada atuou como um refinamento metodológico necessário para corrigir a sub-representação populacional em escalas intraurbanas. Este procedimento revelou que a associação entre contágios e população indígena é sensível à densidade demográfica, confirmando padrões territoriais que as análises não ponderadas, por sua natureza agregada simples, tendem a suavizar. A síntese da força e direção das associações por tendência significativa encontra-se no Tabela 3.

Tabela 3. Relação entre tendência e associações ponderadas e não ponderadas.

Séries	Tendência	Vulnerabilidade social	Vulnerabilidade social (ponderada)	Porcentagem indígena	Porcentagem indígena (ponderada)
Chile Série 3	Ascendente 3,75 %	20 positivas (fraca a moderada)	19 positivas (muito fraca a fraca), 1 negativa (muito fraca)	19 positivas (muito fraca a fraca), 1 sem significância	17 positivas (muito fraca a fraca), 3 negativas (fracas)
Arica Série 1	Ascendente 18,30 %	11 semanas positivas (moderada), 9 sem significância	20 positivas (fraca a forte)	10 positivas (fraca a moderada), 9 sem significância, 1 não válida	20 positivas (fraca a forte)
Arica Série 3	Ascendente 6,17 %	2 positivas (moderada e fraca), 18 sem significância	15 positivas (muito fraca a moderada), 5 negativas (muito fraca)	6 positivas (fraca a moderada), 14 sem significância	19 positivas (muito fraca a moderada), 1 negativa (muito fraca)
Arica Série 5	Ascendente 17,49 %	3 positivas (fraca a moderada), 17 sem significância	14 positivas (muito fraca a forte), 6 negativas (fracas)	3 positivas (fracas), 17 sem significância	13 positivas (muito fraca a forte), 7 negativas
Iquique Alto Hospício Série 4	Descendente -4,28 %	20 sem significância	10 negativas (fraca e muito fraca), 10 positivas (muito fraca a fraca)	2 negativas (muito fraca), 18 sem significância	10 positivas (muito fraca a fraca), 10 negativas
Antofagasta Série 1	Ascendente 7,15 %	12 positivas (fraca a moderada), 8 sem significância	20 positivas (fraca a moderada)	7 positivas (fracas), 13 sem significância	18 positivas (fraca a moderada), 2 negativas (muito fraca)
Antofagasta Série 3	Descendente -4,06 %	3 positivas (fracas), 17 sem significância	18 positivas (fraca a moderada), 2 negativas (muito fraca)	2 positivas (fracas), 18 sem significância	17 positivas (muito fraca a moderada), 3 negativas (muito fraca a fraca)
Calama Série 3	Ascendente 3,75 %	16 sem significância, 4 não válidos	10 positivas e 10 negativas (muito fraca a fraca)	8 positivas (fraca a moderada), 8 sem significância, 4 não válidos	10 positivas (fraca a moderada), 10 negativas (fraca a muito fraca)
Calama Série 5	Ascendente 12,72 %	14 sem significância, 4 não válidos, 1 positiva (muito fraca), 1 negativa (fraca)	8 positivas (fraca a moderada), 12 negativas (muito fraca a moderada)	9 positivas (muito fraca a moderada), 7 sem significância, 4 não válidos	11 positivas (muito fraca a moderada), 9 negativas (fraca e muito fraca)

Fonte: Elaboração própria.

Discussão

A carência de dados étnicos desagregados nos relatórios epidemiológicos oficiais do Chile gera uma "cegueira" administrativa que invisibiliza o impacto da pandemia nos povos indígenas. Diante dessa limitação, o presente estudo emprega agregados territoriais em microescala e técnicas de inferência espacial como parte de um esforço para dar visibilidade a populações historicamente vulnerabilizadas. Ao correlacionar as taxas de casos ativos com a composição demográfica de quadrantes urbanos, identificaram-se padrões de risco que a escala regional tende a mascarar. Assim, esta metodologia oferece evidência científica relevante em contextos em que a omissão de dados individuais impede o rastreio direto.

O refinamento técnico por meio da ponderação populacional resultou determinante para estabilizar as frequências em microescala, permitindo que a análise superasse as distorções próprias de áreas com baixa densidade demográfica. Este procedimento revelou que a associação entre pertencimento étnico, vulnerabilidade social e contágio não é um fenômeno estático, mas sim uma dinâmica que se intensifica drasticamente durante os períodos de maior incidência epidemiológica. Tal flutuação sugere que os determinantes sociais da saúde exercem uma pressão coletiva mais aguda em momentos de crise sanitária, ocasião em que as capacidades de proteção individual são sobrepujadas por desvantagens estruturais preexistentes.

Esta arquitetura de vulnerabilidade torna-se tangível ao analisar a elevada colinearidade detectada entre o IVS e o pertencimento étnico em cidades como Arica, Iquique-Alto Hospício e Antofagasta. Tal relação estatística confirma que, nos contextos urbanos do Norte Grande, as privações socioeconômicas são virtualmente inseparáveis do componente étnico. Mesmo em Calama, onde essa associação apresentou menor intensidade, a relação conservou sua significância, sugerindo que a segregação urbana na região tende a amalgamar a precariedade de material com a identidade indígena. Este fenômeno adquire maior relevância ao ser contrastado com a realidade nacional, onde tal associação é inexistente e carece de significância estatística. Esta divergência não implica ausência de vulnerabilidade da população indígena em outras regiões, mas confirma a capacidade do IVS em capturar com precisão a segregação em escala intraurbana.

Embora a análise por agregados exija cautela para evitar a falácia ecológica, a persistência e a robustez das associações encontradas em diferentes momentos da pandemia confirmam que a escala intraurbana foi um nível fundamental para a compreensão da dinâmica dos contágios e sua associação com a vulnerabilidade social e o componente indígena da população. Estes achados não apenas validam a análise territorial, mas reforçam a urgência de incluir a autoidentificação indígena em todos os registros de saúde. O direito à informação e a sua disponibilidade oportuna constituem requisitos mínimos para que as políticas públicas, particularmente no âmbito das respostas à crise sanitária, deixem de ignorar as desigualdades estruturais que a pandemia apenas tornou mais evidentes.

Conclusões

Embora os dados agregados exijam cautela para evitar a falácia ecológica, este estudo oferece uma via analítica robusta na ausência de registros individuais. O potencial heurístico aqui apresentado abre caminho para investigações futuras que utilizem os microdados do Censo 2024, integrando variáveis críticas como a cobertura vacinal progressiva e a substituição genômica das variantes, fatores que alteraram significativamente a dinâmica da pandemia.

A robustez das associações encontradas válida a hipótese central: a vulnerabilidade perante a pandemia não se distribui de forma aleatória, mas está ancorada em uma desigualdade estrutural que tem na composição étnica um de seus principais eixos determinantes. No Norte Grande, a convergência entre etnicidade e precariedade socioeconômica amplificou a magnitude dos contágios, exacerbada por brechas sociais preexistentes. Diferente da média obtida pela entidade municipal, a resolução por quadrantes permite visibilizar que a pandemia não afetou a cidade de forma homogênea, mas sim através de nichos territoriais onde a etnicidade e a precariedade convergem.

Finalmente, este panorama impõe um imperativo ético inevitável. Garantir o direito à informação e sua disponibilidade oportuna é uma responsabilidade estatal inadiável. Somente através de uma justiça estatística com os povos indígenas será possível desenhar respostas sanitárias que

deixem de ignorar as raízes da desigualdade, transformando a visibilidade dos dados em uma ferramenta efetiva de equidade social.

Referências

ACNUDH. Alto Comisionado de las Naciones Unidas para los Derechos Humanos. (2020). *Guía: COVID-19 y los derechos de los pueblos indígenas. ¿cuál es el impacto del COVID-19 en los derechos de los pueblos indígenas?* https://bit.ly/41JPHWA

Agostini, C. A., Brown, P. H. e Roman, A. (2010). Estimando indigencia y pobreza indígena regional con datos censales y encuestas de hogares. *Cuadernos de Economía*, *47*(135), 125-150. https://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0717-68212010000100005

Agresti, A. (2013). *Categorical Data Analysis* (3ª ed.). John Wiley & Sons, Inc. https://mybiostats.wordpress.com/wp-content/uploads/2015/03/3rd-ed-alan_agresti_categorical_data_analysis.pdf

Alston, P. (2016). *Informe del Relator Especial sobre la extrema pobreza y los derechos humanos sobre su misión a Chile.* (Consejo de Derechos Humanos 32º periodo de sesiones Tema 3 de la agenda Promoción y protección de todos los derechos humanos, civiles, políticos, económicos, sociales y culturales, incluido el derecho al desarrollo A/HRC/32/31/Add.1). Naciones Unidas. https://acnudh.org/informe-del-relator-especial-sobre-la-extrema-pobreza-y-los-derechos-humanos-mision-a-chile/

Anaya, J. (2006). Los pueblos indígenas y el Estado multicultural. Em *Memorias del Seminario internacional derechos humanos en los pueblos indígenas*. Programa de Cooperación Sobre Derechos Humanos México-Comisión Europea. http://ru.juridicas.unam.mx:80/xmlui/handle/123456789/11395

Antoñanzas Serrano, A. e Gimeno Feliu, L. A. (2021). Los determinantes sociales de la salud y su influencia en la incidencia de la COVID-19. Una revisión narrativa. *Revista Clínica de Medicina de Familia*, *15*, 133-144. https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1699-695X2022000100004

Antunes, J. L. F. e Cardoso, M. R. A. (2015). Uso da análise de séries temporais em estudos epidemiológicos. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, *24*(3), 565-576. https://doi.org/10.5123/s1679-49742015000300024

Ayala, A., Dintrans, P. V., Elorrieta, F., Maddaleno, M., Vargas, C. e Iturriaga, A. (2023). COVID-19 en Chile: Análisis de su impacto por olas y regiones. *Revista Médica de Chile*, *151*(3), 269-279. https://doi.org/10.4067/s0034-98872023000300269

Aylwin, J., Didier, M., Silva, H., Vargas, K. e Arce, L. (2021). Chile. Em *The Indigenous World 2021 35th Edition*. IWGIA. Copenhague, Dinamarca.

Breilh, J. (2006). *Epidemiologia Crítica: Ciência emancipadora e interculturalidade.* Editora Fiocruz.

Carrasco Gutiérrez, A. M. e González Cortes, H. (2014). Movilidad poblacional y procesos de articulación rural-urbano entre los aymara del norte de Chile. *Si Somos Americanos*, *14*(2), 217-231. https://doi.org/10.4067/S0719-09482014000200009

Castilla, M., Hirsch, S. e Schmidt, M. (2023). Desigualdades, disputas ambientales y sanitarias en pueblos indígenas de América Latina. *Revista del Museo de Antropología*, *17*(3), 249-254. https://doi.org/10.31048/bk67w495

CEPAL. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2022). *Panorama Social de América Latina, 2021*. Naciones Unidas (LC/PUB.2021/17-P). https://www.cepal.org/es/publicaciones/47718-panorama-social-america-latina-2021

CEPAL. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2013). *Consenso de Montevideo sobre población y desarrollo*. Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe. https://www.cepal.org/es/publicaciones/21835-consenso-montevideo-poblacion-desarrollo

CEPAL. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2020). *El impacto del COVID-19 en los pueblos indígenas de América Latina-Abya Yala*. https://repositorio.cepal.org/entities/publication/fcab0063-713a-4a24-8f95-114eef92c93c

Contraloria General de la República. (2021). *Dictamente E129418N21*. https://www.contraloria.cl/web/cgr/

CORFO. Corporación de Fomento a la Producción. (1950). *Geografía económica de Chile: Tomo 1 - Memoria Chilena*. Memoria Chilena: Portal. http://www.memoriachilena.gob.cl/602/w3-article-121977.html

Del Popolo, F. (2008). *Los pueblos indígenas y afrodescendientes en las fuentes de datos: Experiencias en América Latina*. http://www.cepal.org/es/publicaciones/3616-pueblos-indigenas-afrodescendientes-fuentes-datos-experiencias-america-latina

Dunbar-Ortiz, R., Sambo, D., Swepston, L. e Wille, P. (2015). *Indigenous Peoples' Rights in International Law: Emergence and Application. A book in honour of Asbjørn Eide at eighty -IWGIA - International Work Group for Indigenous Affairs*. https://iwgia.org/en/resources/publications/305-books/3190-indigenous-peoples-rights-in-international-law-emergence-and-application.html

Flores-Ramírez, R., Berumen-Rodríguez, A. A., Martínez-Castillo, M. A., Alcántara-Quintana, L. E., Díaz-Barriga, F. e Díaz de León-Martínez, L. (2021). A review of Environmental risks and vulnerability factors of indigenous populations from Latin America and the Caribbean in the face of the COVID-19. *Global Public Health*, *16*(7), 975-999. https://doi.org/10.1080/17441692.2021.1923777

Franch-Pardo, I., Desjardins, M. R., Barea-Navarro, I. e Cerdà, A. (2021). A review of GIS methodologies to analyze the dynamics of COVID-19 in the second half of 2020. *Transactions in GIS*, *25*(5), 2191-2239. https://doi.org/10.1111/tgis.12792

Frenk, J., Frejka, T., Bobadilla, J., Stern, C., Lozano, R., Sepúlveda, J. e José, M. (1991). La transición epidemiológica en América Latina 3. *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana (OSP)*. https://iris.paho.org/server/api/core/bitstreams/9d170be6-594f-4e2c-853e-5fe5e0b2ae69/content

González, S. (2009). El norte grande de Chile: La definición histórica de sus límites, zonas y líneas de fronteras, y la importancia de las ciudades como geosímbolos fronterizos. *Revista de Historia Social y de las Mentalidades*, *13*(2). https://revistas.usach.cl/ojs/index.php/historiasocial/article/view/98/26005903

Gozzi, N., Tizzoni, M., Chinazzi, M., Ferres, L., Vespignani, A. e Perra, N. (2021). Estimating the effect of social inequalities on the mitigation of COVID-19 across communities in Santiago de Chile. *Nature Communications*, *12*(1), 2429. https://doi.org/10.1038/s41467-021-22601-6

Gundermann, H. (2018). *Comunidad andina y procesos sociohistóricos en el norte de Chile*. Universidad de Tarapacá.

Gundermann Kröll, H. e González Cortéz, H. (2008). Pautas de integración regional, migración, movilidad y redes sociales en los pueblos indígenas de Chile. *Universum (Talca)*, *23*(1), 82-115. https://doi.org/10.4067/S0718-23762008000100006

Heeringa, S. G., West, B. T. e Berglund, P. A. (2017). *Applied Survey Data Analysis* (2.ª ed.). CRC Press, Taylor & Francis Group. https://www.routledge.com/Applied-Survey-Data-Analysis/West-Heeringa-Berglund/p/book/9781032747286

Hinch, R., Panovska-Griffiths, J. e Fraser, C. (2025). *Estimating the contribution of age-structure to the COVID-19 epidemic in England*. *611*(112177). https://doi.org/10.1016/j.jtbi.2025.112177

Horbath Corredor, J. E. (2021). La probabilidad de contagio y deceso por COVID-19 en pacientes indígenas y no indígenas iniciando la pandemia en México. *Apuntes del Cenes*, *40*(72), 205-232. https://doi.org/10.19053/01203053.v40.n72.2021.12647

Horbath Corredor, J. E. (2022). Análisis de supervivencia de pacientes indígenas mexicanos contagiados con COVID-19 iniciando la pandemia. *Revista Latinoamericana de Población*, *16*, e202111-e202111. https://doi.org/10.31406/relap2021.v16.e202111

Hurtado-Ortiz, A., González-Morales, E.-C. e Licht-Ardila, M. (2020). Impacto de la pandemia por COVID-19 en el Amazonas, Colombia. *Salud UIS*, *52*(2), 187-189.

IBM Corporation. (2021). *IBM SPSS Statistics Base 28*. IBM Corporation.

Jackson, M. e Mare, R. D. (2007). Cross-sectional and longitudinal measurements of neighborhood experience and their effects on children. *Social Science Research*, *36*(2), 590-610. https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2007.02.002

Kesmodel, U. S. (2018). Cross-sectional studies – what are they good for? *Acta Obstetricia et Gynecologica Scandinavica*, *97*(4), 388-393. https://doi.org/10.1111/aogs.13331

Mackenbach, J. P. (2022). Omran's 'Epidemiologic Transition' 50 years on. *International Journal of Epidemiology*, *51*(4), 1054-1057. https://doi.org/10.1093/ije/dyac020

Mena, G. E., Martinez, P. P., Mahmud, A. S., Marquet, P. A., Buckee, C. O. e Santillana, M. (2021). Socioeconomic status determines COVID-19 incidence and related mortality in Santiago, Chile. *Science (New York, N.Y.)*, *372*(6545), eabg5298. https://doi.org/10.1126/science.abg5298

Millalen, P., Nahuelpan, H., Hofflinger, A. e Martinez, E. (2020). COVID-19 and Indigenous peoples in Chile: Vulnerability to contagion and mortality. *AlterNative: An International Journal of Indigenous Peoples*, *16*(4), 399-402. https://doi.org/10.1177/1177180120967958

Morgenstern, H. (1995). Ecologic Studies in Epidemiology: Concepts, Principles, and Methods. *Annual Review of Public Health*, *16*, 61-81. https://doi.org/10.1146/annurev.pu.16.050195.000425

Omran, A. R. (1998). The epidemiologic transition theory revisited thirty years later. *World Health Statistics Quarterly*, *53*(2, 3, 4), 99-119. https://iris.who.int/items/4c887e7c-46d3-4b2e-b189-461a4ebc05ae

Omran, A. R. (2005). The epidemiologic transition: A theory of the epidemiology of population change. 1971. *The Milbank Quarterly*, *83*(4), 731-757. https://doi.org/10.1111/j.1468-0009.2005.00398.x

Oyarce, A. M. e Pedrero, M. M. (2009). Una metodología innovadora para la caracterización de la situación de salud de las poblaciones indígenas de Chile: Limitaciones y potencialidades. *Notas de Población*. https://ideas.repec.org//a/ecr/col071/12859.html

Oyarce, A. M., Pedrero, M.-M. e Ribotta, B. (2010). *Mortalidad infantil y en la niñez de pueblos indígenas y afrodescendientes*. Ministerio de Salud.

Oyarce, A. e Pedrero, M. (2007). *Perfil epidemiológico básico de la población aymara en la provincia de Iquique*. Ministerio de Salud.

Pedrero, M. (2014a). *Perfil epidemiológico básico de la población indígena y no indígena residente en el área de cobertura del Servicio de Salud Antofagasta.* Ministerio de Salud.

Pedrero, M. (2014b). *Situación de salud de la población aymara en la Región de Arica y Parinacota. Evidencias de inequidades étnicas en el norte de Chile*. Ministerio de Salud.

Pontes, A. L. de M., Cardoso, A. M., Bastos, L. S. e Santos, R. V. (2021). *9. Pandemia de COVID-19 e os povos indígenas no Brasil: Cenários sociopolíticos e epidemiológicos. Parte II - Narrativas sobre populações vulnerabilizadas*. Série Informação para ação na COVID-19. Fiocruz, 232.

Rangel, M. (2022). *La inclusión de pueblos indígenas y afrodescendientes en los sistemas de información de salud en el marco de la pandemia de COVID-19*. Serie Seminarios y Conferencias, N° 98. CEPAL. https://hdl.handle.net/11362/48355

Rothman, K. J., Greenland, S. e Lash, T. L. (2011). *Epidemiologia Moderna* (3ª ed.). Artmed Editora.

Sandoval, M. H. e Portaccio, M. E. A. (2022). Death certificate: The urgent consideration of ethnic and racial origin in Chile. *The Lancet Regional Health – Americas*, *16*. https://doi.org/10.1016/j.lana.2022.100402

Santos, R. V., Pontes, A. L. e Coimbra Jr., C. E. A. (2020). Um "fato social total": COVID-19 e povos indígenas no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, *36*, e00268220. https://doi.org/10.1590/0102-311X00268220

Shryock, H. (1976). *The methods and materials of demography: Condensed edition. Academic Press*. Academic Press, Inc.

UNDESA. Department of Econimic and Social Affairs. (2020). *Pueblos indígenas y la pandemia del COVID-19: consideraciones*. https://www.un.org/development/desa/indigenouspeoples/wp-content/uploads/sites/19/2020/04/COVID_IP_considerations_Spanish.pdf

Valenzuela Fernández, R. (2003). *Inequidad, ciudadanía y pueblos indígenas en Chile*. CEPAL, División de Desarrollo Social. https://www.cepal.org/es/publicaciones/6059-inequidad-ciudadania-pueblos-indigenas-chile

Xi, J., Liu, X., Wang, J., Yao, L. e Zhou, C. (2023). A Systematic Review of COVID-19 Geographical Research: Machine Learning and Bibliometric Approach. *Annals of the American Association of Geographers*, *113*(3), 581-598. https://doi.org/10.1080/24694452.2022.2130143