

Interrupción del embarazo en Chile 2018-2020: rol de las variables sociodemográficas y sanitarias sobre la decisión de la mujer

María Angélica Saldías-Fernández, Enf, M en C,⁽¹⁾ Andrés González-Santa-Cruz, M en Mét de Invest Soc,⁽²⁾ Denisse Parra-Giordano, M en C, D en C de la Salud, Enf.⁽¹⁾

Saldías-Fernández MA, González-Santa-Cruz A, Parra-Giordano D. Interrupción del embarazo en Chile 2018-2020: rol de las variables sociodemográficas y sanitarias sobre la decisión de la mujer. *Salud Publica Mex.* 2024;66:17-24.

<https://doi.org/10.21149/14670>

Resumen

Objetivo. Identificar factores sociodemográficos y sanitarios en mujeres que requirieron prestaciones asociadas con la interrupción voluntaria del embarazo (IVE). **Material y métodos.** Diseño transversal retrospectivo desde registros oficiales por centros de salud entre 2018-2020. Análisis con estadística descriptiva y modelos de regresión logística múltiple. **Resultados.** Asociación entre IVE y causal por violación vs. riesgo de vida de la mujer (aRP [razón de prevalencia ajustada]=1.16 [IC95%: 1.11,1.21]); nivel Fonasa A (Fondo Nacional de Salud) (aRP=0.79 [IC95%: 0.67,0.93]), B (aRP= 0.79 [IC95%: 0.67,0.93]) y C vs. Isapre (Institución de Salud Previsional) (aRP= 0.73 [IC95%: 0.58,0.93]). A medida que aumenta el nivel de atención, desde nivel primario al terciario, incrementaría la probabilidad de interrumpir el embarazo (aRM [razón de momios ajustados]= 0.59 IC95%: 0.36,0.99; aRM= 0.58 [IC95%: 0.35,0.96]). **Conclusión.** Se proporcionan estimaciones nacionales en materia de IVE. Destaca que diferentes determinantes sociosanitarios son importantes de considerar para promover lineamientos y políticas sanitarias para promover los derechos sexuales y reproductivos, y la autonomía reproductiva.

Palabras clave: determinantes sociales de la salud; poblaciones vulnerables; autonomía personal; derechos sexuales y reproductivos; aborto legal; políticas públicas de salud

Saldías-Fernández MA, González-Santa-Cruz A, Parra-Giordano D. Pregnancy interruption in Chile 2018-2020: role of sociodemographic and health variables on women's decision. *Salud Publica Mex.* 2024;66:17-24.

<https://doi.org/10.21149/14670>

Abstract

Objective. To identify sociodemographic and health factors among those who required benefits associated with the voluntary termination of pregnancy (IVE). **Materials and methods.** Retrospective cross-sectional design from official records by health centers between 2018-2020. Analysis with descriptive statistics and multiple logistic regression models. **Results.** Association between IVE and cause of rape vs. the risk of the life of the woman (aPR [adjusted prevalence ratio]=1.16 [95%CI: 1.11,1.21]); Fonasa level A (*Fondo Nacional de Salud*) (aPR=0.79 [95%CI: 0.67,0.93]), B (aPR= 0.79 [95%CI: 0.67,0.93]) and C vs. Isapre (*Institución de Salud Previsional*) (aPR= 0.73 [95%CI: 0.58,0.93]). As the level of care increases, from primary to tertiary level, the probability of terminating the pregnancy would increase (aOR [adjusted odds ratio]= 0.59 [95%CI: 0.36,0.99]; aOR= 0.58 [95%CI: 0.35,0.96]). **Conclusion.** National IVE estimates are provided. It highlights that different socio-sanitary determinants are essential to consider promoting guidelines and health policies to promote sexual and reproductive rights and reproductive autonomy.

Keywords: social determinants of health; vulnerable populations; personal autonomy; reproductive rights; abortion, legal; public health policy

(1) Departamento de Enfermería, Universidad de Chile. Santiago, Chile.

(2) Facultad de Medicina, Universidad de Chile. Santiago, Chile.

Fecha de recibido: 6 de febrero de 2023 • **Fecha de aceptado:** 5 de julio de 2023 • **Publicado en línea:** 8 de diciembre de 2023
Autor de correspondencia: Denisse Parra-Giordano. Departamento de Enfermería, Universidad de Chile. Santiago, Chile. Quinquimo 670, Ñuñoa. Chile.
Correo electrónico: drparra@uchile.cl

Licencia: CC BY-NC-SA 4.0

El embarazo no planeado o no intencional y el aborto son situaciones que afectan sin distinción la vida de las mujeres a nivel mundial y que imponen una carga económica a la sociedad, con mayor posibilidad de presentarse y generar consecuencias negativas en mujeres con determinantes sociales de la salud (DSS).¹

Este escenario restrictivo,² sumado a las condiciones socioeconómicas que se presentan,³ como las redes de derivación, el acceso a red sanitaria,⁴ las crisis sociopolíticas y de migración,⁵ los cuestionamientos sociales e, incluso, la crisis pandémica actual por SARS-CoV-2,⁶ constituye el elemento clave en la toma de decisiones sobre el aborto, ya que tiene el potencial de producir escenarios vulnerables para experimentar aborto inseguro y peligroso.⁷ No obstante, existe escasa evidencia del impacto en resultados de salud en términos de acceso a la red sanitaria, calidad en la atención en salud, abordaje de la atención entregada por el equipo multidisciplinario o análisis con enfoque en DSS.⁷

En Chile, con la ley 21.030, desde septiembre de 2017 se despenalizó la interrupción voluntaria del embarazo (IVE) en tres causales: riesgo de vida de la mujer, inviabilidad fetal congénita o cromosómica letal incompatible con la vida extrauterina y embarazo por violación.⁸ A pesar de los avances en materia de fortalecimiento de los derechos sexuales y reproductivos de las mujeres, el aborto sigue siendo tema de preocupación, pues aún existe el desafío para el Estado chileno de garantizar los derechos fundamentales con acceso a tecnologías y servicios de calidad para la IVE.⁹

Esta política pública se caracteriza por desarrollar un modelo de atención multidisciplinario biopsicosocial con abordaje integral de la IVE, con énfasis en las competencias técnicas, seguridad clínica, oportunidad, calidad de atención y con evidencia científica. El proceso continuo de prestaciones destinadas a brindar acogida a la mujer adolescente o adulta y cuidarla a través de apoyo cognitivo y emocional se realiza fundamentalmente por un equipo multidisciplinario, en el que se inserta la *dupla psicosocial*, la cual desarrolla acciones para asegurar el bienestar integral. Este trabajo debiera otorgarle a la mujer mejores condiciones para su decisión final referente a IVE en la red sanitaria de prestadores de salud no objetores de conciencia.¹⁰

Los reportes de la implementación de la Ley 21.030 disponibles por el Ministerio de Salud chileno dan cuenta de las distribuciones de frecuencia de la IVE en tres causales, aunque no analizan los elementos sociodemográficos o factores sociosanitarios de quienes han solicitado prestaciones sanitarias IVE.

Desde este enfoque, se hace necesario estudiar a mujeres con requerimiento de IVE a nivel nacional. Así, este estudio tiene como objetivo identificar factores

sociodemográficos y sanitarios entre quienes requirieron prestaciones asociadas con la interrupción voluntaria del embarazo (IVE), con el fin de contribuir con evidencia que permita fortalecer el modelo estructural en salud, junto con desarrollar entornos humanitarios, formación profesional y estrategias sanitarias relacionadas con la provisión de IVE en Chile.

Material y métodos

Diseño de estudio y participantes. El estudio es de tipo observacional retrospectivo, transversal.¹¹ La población de estudio está compuesta por el total de mujeres que accedieron a las prestaciones de la Ley 21.030 en el territorio nacional. Se trabajó sobre las principales variables sociodemográficas y otras variables directamente vinculadas con el proceso correspondiente a IVE, en el periodo enero 2018 a junio 2020.

Fuente de información y variables. Se utilizaron datos de registros individuales anonimizados que abarcan al universo de mujeres atendidas a partir de la aplicación de la Ley 21.030 en Chile en el periodo señalado. Dichos datos fueron proporcionados por organismos oficiales vía Ley de Transparencia.

La variable de resultado seleccionada fue *decisión de la mujer de interrumpir el embarazo* y establece en términos dicotómicos sí (1) o no (0).

Las variables de exposición se agruparon entre las variables sociodemográficas y sanitarias. Las primeras se componen de *edad cronológica* correspondiente a los años cumplidos de la mujer atendida; *nacionalidad o país de origen*, dicotomizada en "chilena" (0) y "otra" (1); *macrozona de residencia*, en la que se agrupó la comuna de residencia de la usuaria en macrozonas administrativas predefinidas: zona norte, zona centro, zona sur y región metropolitana de Santiago. Por último, se obtuvo un porcentaje de pobreza multidimensional por comuna de residencia de la mujer atendida a partir del valor disponible en la base de datos del Ministerio de Desarrollo Social y Familia 2017.

Entre las variables sanitarias se encuentran la *causal de interrupción del embarazo*, compuesta por las causales 1 (riesgo de vida de la mujer), 2 (inviabilidad fetal letal) y 3 (embarazo por violación); para el *nivel de derivación*, se utilizó el documento "Estructura y funcionamiento del sistema de salud chileno"¹² (puerta de entrada a la red sanitaria) y se categorizó en *nivel de atención*: primario (primaria de salud), secundario (ambulatoria de especialidades), terciario (cerrada u hospitalización) y consulta médica privada (unidades de atención privadas).¹² También se incluyó el factor *acepta acompañamiento psicosocial al ingreso*, dicotomizado en sí (1) y no (0). Por último, se

contempló la *previsión y tramo de salud* (Fondo Nacional de Salud [Fonasa]), clasificado según nivel de ingresos y vulnerabilidad económica) en orden ascendente: Fonasa A, Fonasa B, Fonasa C, Fonasa D, junto con agrupar la salud privada (Institución de Salud Previsional [Isapre]), con la previsión de Fuerzas Armadas y de Orden.

El estudio cumplió con los criterios de validez y fiabilidad requeridos. La validez interna se aseguró al responder adecuadamente a la pregunta, objetivos e hipótesis de investigación, a partir de datos confiables de fuentes oficiales. También se descartan sesgos de selección al analizar el grupo completo de individuos en la base de datos. La validez externa se garantizó mediante una metodología replicable. La fiabilidad interna se logró al obtener información de una única base de datos sin intervención y con información viable.

Análisis estadístico: Se ejecutaron análisis descriptivos mediante ji cuadrada (X^2), prueba exacta de Fisher y U Mann-Whitney(U) por decisión IVE. Se utilizó la prueba de Shapiro ($W=0.99$; $p<0.001$; $W=0.87$; $p<0.001$) para poner a prueba el supuesto de normalidad de las variables continuas (*tasa de pobreza multidimensional* y *edad mujer*). Se resumieron variables a través de la mediana, percentiles 25 y 75 para variables continuas y porcentajes para las variables categóricas.¹³

Posteriormente, se realizaron modelos de regresión logística para estimar las asociaciones entre la decisión IVE y los factores estudiados, utilizando razón de momios ajustados (aRM). Se analizó la linealidad de las variables numéricas y se compararon tres modelos con diferentes transformaciones. Se utilizó el criterio de información de Akaike (AIC) para comparar los modelos. Se seleccionó el modelo que discretizó las variables continuas en cuatro niveles ordinales por su mejor ajuste a los datos¹⁴ (material suplementario, sección 1⁵).

Asimismo, las medidas de asociación reportadas en el análisis ajustado se transformaron en razones de prevalencia ajustadas (aRP) y sus respectivos intervalos al 95% de confianza (IC95%). El método utilizado para estimar las razones de prevalencia es el señalado en Bastos y colaboradores,¹⁶ basado en la aproximación de Wilcosky y Chambless.¹⁷ Posteriormente, se evaluaron las diferencias entre grupos mediante pruebas *post-hoc*, producto de la transformación inversa del logaritmo de las razones por niveles de predictores¹⁸ en aquellas asociaciones significativas en el modelo logístico (enlace *logit*) ajustado (aOR).

Como análisis de sensibilidad al supuesto de que los datos perdidos son completamente aleatorios (*missing completely at random*) se realizó un análisis de regresión logístico con datos imputados mediante bosques aleatorios (*random forests*), asumiendo datos perdidos

aleatorios (*missing at random*).¹⁹ Para poner a prueba la robustez de los modelos utilizados a problemas de cuasiseparación (cuando hay variables que clasifican muy bien, usualmente producto de pocas observaciones en algunas categorías de las variables),²⁰ se efectuaron análisis logísticos bayesianos con casos incompletos, asumiendo una distribución *a priori* poco informativa y conservadora t de student con un centro 0,7 grados de libertad y una escala de 2.5.²¹ Se generaron intervalos de credibilidad²² basados en intervalos de alta densidad (HDI) e igual distancia (ETI). Se utilizó el programa R v4.1.3.²⁰

Este estudio se desarrolló en el marco de la primera etapa del Proyecto ANID-Fondecyt Regular n° 1200374, consistente en la recopilación de datos cuantitativos a partir de bases de datos oficiales de acceso público y anonimizadas. El proyecto del cual deriva este artículo fue aprobado por el Comité de Ética de Investigación en Seres Humanos, Facultad de Medicina, Universidad de Chile (Acta N° 009-2020).

Resultados

Se presenta un resumen de las características de la población estudiada (cuadro I). En el análisis bivariado se observa que *edad mujer* y *tasa de pobreza multidimensional* no presentan una distribución normal ($W=0.99$, $p<0.001$; $W=0.87$, $p<0.001$), por tanto, se efectuaron pruebas no paramétricas. De igual manera, existe una menor proporción de usuarias de nacionalidad chilena que decidieron interrumpir su embarazo ($X^2(1)=4.5$; $p=0.034$). Quienes interrumpen pertenecen en mayor proporción a la Región Metropolitana ($X^2(3)=9.1$; $p=0.028$). Adicionalmente, se constatan diferencias por previsión y tramo que destacan que las mujeres que interrumpen indican pertenecer en mayor proporción a Instituciones de Salud Previsional (Isapres) respecto de quienes continúan (13.2 vs. 5.9%), y en menor proporción a Fonasa C (10.9 vs. 15.5%) (Fisher (5,1.823)=22.12; $p<0.001$). Quienes ingresan por Causal 3 interrumpen en mayor proporción ($X^2(2)=26.8$; $p<0.001$). Igualmente se constatan diferencias por nivel de entrada, pues quienes interrumpen son en menor porcentaje pertenecientes al nivel de atención terciario ($X^2(3)=29.9$; $p<0.001$). Por último, existe una asociación entre IVE y la tasa de pobreza multidimensional como variable continua ($W=6.394$; $p<0.001$), categorizada en cuatro rangos discretos (Fisher (3,1.815)=18.74; $p<0.001$).

El análisis multivariado muestra que existe una prevalencia al menos 16% menor de interrupción en quienes tienen Fonasa A y B (aRP= 0.79 [IC95%: 0.67,0.93]) y C (aRP= 0.73 [IC95%: 0.58,0.93]) en comparación con Isapres, *ceteris paribus*. En cambio, aquellas mujeres que

Cuadro I
CARACTERÍSTICAS DE LA POBLACIÓN ESTUDIADA, INTERRUPCIÓN VOLUNTARIA DEL EMBARAZO. CHILE, 2018-2020

Variable	Categoría	Total N= 1 836	Continúa embarazo N= 322	Interrumpe embarazo N= 1 509	Sig.*
Año base de datos (%)	2018	732 (39.9)	122 (37.9)	607 (40.2)	p=0.602
	2019	818 (44.6)	152 (47.2)	666 (44.1)	
	2020	286 (15.6)	48 (14.9)	236 (15.6)	
Nacionalidad (%)	Chilena	1 517 (82.6)	278 (86.3)	1 237 (82.0)	p=0.034
	Otra	287 (15.6)	37 (11.5)	249 (16.5)	
	[Perdidos]	32 (1.7)	7 (2.2)	23 (1.5)	
Macrozona (%)	Centro	605 (33.0)	124 (38.5)	481 (31.9)	p=0.028
	Metropolitana	690 (37.6)	101 (31.4)	587 (38.9)	
	Norte	255 (13.9)	40 (12.4)	214 (14.2)	
	Sur	273 (14.9)	54 (16.8)	219 (14.5)	
	[Perdidos]	13 (0.7)	3 (0.9)	8 (0.5)	
Previsión y tramo (%)	FFAA y orden	13 (0.7)	4 (1.2)	9 (0.6)	p<0.001
	Fonasa A	572 (31.2)	99 (30.7)	472 (31.3)	
	Fonasa B	490 (26.7)	93 (28.9)	397 (26.3)	
	Fonasa C	215 (11.7)	50 (15.5)	164 (10.9)	
	Fonasa D	318 (17.3)	53 (16.5)	264 (17.5)	
	Isapre	218 (11.9)	19 (5.9)	199 (13.2)	
	[Perdidos]	10 (0.5)	4 (1.2)	4 (0.3)	
Causal (%)	Causal 1	602 (32.8)	107 (33.2)	495 (32.8)	p<0.001
	Causal 2	903 (49.2)	188 (58.4)	712 (47.2)	
	Causal 3	329 (17.9)	27 (8.4)	302 (20.0)	
	[Perdidos]	2 (0.1)	0 (0.0)	0 (0.0)	
Nivel de entrada (%)	Centros médicos privados	190 (10.3)	25 (7.8)	165 (10.9)	p<0.001
	Primer nivel	256 (13.9)	65 (20.2)	191 (12.7)	
	Segundo nivel	564 (30.7)	122 (37.9)	439 (29.1)	
	Tercer nivel	808 (44.0)	108 (33.5)	700 (46.4)	
	[Perdidos]	18 (1.0)	2 (0.6)	14 (0.9)	
Acompañamiento psicosocial (%)	No	241 (13.1)	46 (14.3)	195 (12.9)	p=0.558
	Sí	1 544 (84.1)	267 (82.9)	1 276 (84.6)	
	[Perdidos]	51 (2.8)	9 (2.8)	38 (2.5)	
Edad mujer (%)	(11,20.2)	241 (13.1)	45 (14.0)	196 (13.0)	p=0.148
	(20.2,29.5)	680 (37.0)	107 (33.2)	572 (37.9)	
	(29.5,38.8)	672 (36.6)	118 (36.6)	553 (36.6)	
	(38.8,48)	224 (12.2)	50 (15.5)	173 (11.5)	
	[Perdidos]	13 (0.7)	3 (0.9)	10 (0.7)	
Tasa de pobreza multidimensional (%)	(0.0009,0.105)	1 188 (78.7)	1 409 (76.7)	218 (67.7)	p<0.001
	(0.105,0.209)	279 (18.5)	366 (19.9)	87 (27.0)	
	(0.209,0.312)	22 (1.5)	32 (1.7)	10 (3.1)	
	(0.312,0.416)	8 (0.5)	11 (0.6)	3 (0.9)	
	[Perdidos]	12 (0.8)	18 (1.0)	4 (1.2)	
Edad mujer (Mdn [IQR])		29.00 [24.00,35.00]	30.50 [24.00,36.00]	29.00 [24.00,35.00]	W= 5.923; p=0.083
Tasa de pobreza multidimensional (Mdn [IQR])		0.07 [0.05,0.10]	0.08 [0.05,0.12]	0.07 [0.05,0.10]	W=6.394; p<0.001

N= Número de participantes con al menos una respuesta válida en las variables seleccionadas; variables continuas se presentan como medianas (Mdn) y percentiles 25 y 75 (IQR) entre corchetes. Variables categóricas son presentadas como el recuento y el porcentaje entre paréntesis.

* Las pruebas se realizaron utilizando observaciones completas; FFAA: Fuerzas Armadas; Fonasa: Fondo Nacional de Salud; Isapre: Institución de Salud Previsional.

ingresaban debido a Causal 3 presentarían una prevalencia 16% mayor de interrupción, *ceteris paribus* (aRP=1.16 [IC95%: 1.11,1.21]) (cuadro II). Igualmente, las mujeres cuyas edades van de los 20 a los 29 años presentan una prevalencia de 8% de interrupción en comparación con mujeres de edades entre los 11 y 20 años, *ceteris paribus* (aRP=1.08 [IC95%: 1.01,1.14]).

El análisis *post-hoc* del modelo multivariado de los niveles de categorías de respuesta promediados muestra una gradiente por nivel de atención, ya que existirían diferencias entre el primer y el segundo nivel (aRM=0.59 [IC95%: 0.36,0.99]), el primero y el tercero (aRM=0.34 [IC95%: 0.19,0.61]), pero también entre el segundo y el tercero (aRM=0.58 [IC95%:0.35,0.96]), por lo que a medida que aumenta el nivel de atención incrementarían las

oportunidades de interrumpir el embarazo. Este hallazgo se infiere de que la interrupción del embarazo sólo se realiza en el nivel 2° y 3° y no en el 1° (figura 1, panel A). Por otra parte, existen diferencias significativas entre las oportunidades de interrumpir el embarazo de haber ingresado por Causal 1 vs. 3 (aRM=0.26 [IC95%: 0.14,0.50]) y por Causal 2 vs. 3 (aRM=0.31 [IC95%: 0.17,0.57]), por lo que estas causales se asocian significativamente con menores oportunidades de presentar interrupción del embarazo respecto de la Causal 3 (figura 1, panel B).

Entre los análisis de sensibilidad a partir de una revisión de las asociaciones en datos imputados, la asociación entre IVE se replica en términos de dirección para nivel y tramo de seguro de salud, principalmente protectora para niveles B y C en comparación con Isapres.

Cuadro II
RAZÓN DE MOMIOS (RM) Y RAZÓN DE PREVALENCIA (RP) CRUDOS Y AJUSTADOS POR LOS FACTORES, INTERRUPTIÓN VOLUNTARIA DEL EMBARAZO. CHILE, 2018-2020

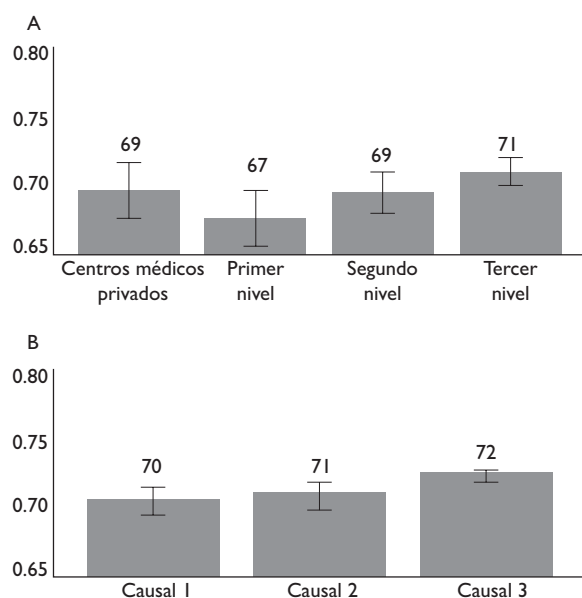
Variable	Categoría	RM	aRM*	aRP [‡]	aRP [§]
Año base de datos (ref.= 2018)	2019	0.88 (0.68,1.14; p=0.342)	0.84 (0.62,1.13; p=0.249)	0.97 (0.93,1.02)	0.98 (0.94,1.03)
	2020	0.99 (0.69,1.44; p=0.949)	0.96 (0.64,1.47; p=0.862)	0.99 (0.93,1.06)	0.98 (0.92,1.05)
Nacionalidad (ref.= Chilena)	Otra	1.51 (1.06,2.22; p=0.028)	1.52 (1.01,2.34; p=0.050)	1.06 (1.01,1.11)	1.04 (0.99,1.10)
	Metropolitana	1.50 (1.12,2.00; p=0.006)	1.07 (0.75,1.53; p=0.702)	1.01 (0.96,1.07)	1.02 (0.97,1.07)
Macrozona (ref.= Centro)	Norte	1.38 (0.94,2.06; p=0.107)	1.21 (0.78,1.89; p=0.400)	1.03 (0.97,1.09)	1.02 (0.96,1.08)
	Sur	1.05 (0.73,1.50; p=0.807)	1.10 (0.75,1.63; p=0.644)	1.01 (0.96,1.07)	1.02 (0.96,1.07)
Previsión y tramo (ref.= Isapre)	FFAA y orden	0.21 (0.06,0.85; p=0.017)	0.23 (0.06,0.97; p=0.032)	0.66 (0.37,1.19)	0.71 (0.41,1.21)
	Fonasa A	0.41 (0.24,0.67; p=0.001)	0.30 (0.15,0.58; p=0.001)	0.79 (0.67,0.93)	0.81 (0.70,0.95)
	Fonasa B	0.41 (0.24,0.67; p=0.001)	0.30 (0.15,0.57; p<0.001)	0.79 (0.67,0.93)	0.83 (0.72,0.96)
	Fonasa C	0.31 (0.17,0.54; p<0.001)	0.27 (0.13,0.53; p<0.001)	0.73 (0.58,0.93)	0.75 (0.61,0.93)
	Fonasa D	0.56 (0.32,0.95; p=0.038)	0.45 (0.22,0.87; p=0.020)	0.86 (0.74,1.00)	0.89 (0.78,1.02)
Causal (ref.= Causal 1)	Causal 2	0.82 (0.63,1.06; p=0.137)	1.19 (0.82,1.72; p=0.355)	1.03 (0.97,1.08)	1.02 (0.96,1.07)
	Causal 3	2.42 (1.57,3.84; p<0.001)	3.84 (2.28,6.69; p<0.001)	1.16 (1.11,1.21)	1.16 (1.11,1.21)
Nivel de entrada (ref.= C. privados)	Primer nivel	0.45 (0.26,0.73; p=0.002)	0.58 (0.30,1.10; p=0.100)	0.91 (0.80,1.04)	0.90 (0.79,1.04)
	Segundo nivel	0.55 (0.34,0.86; p=0.011)	0.98 (0.54,1.74; p=0.958)	1.00 (0.91,1.09)	0.97 (0.89,1.07)
	Tercer nivel	0.98 (0.60,1.54; p=0.939)	1.71 (0.90,3.19; p=0.095)	1.08 (0.99,1.19)	1.06 (0.96,1.16)
Acompañamiento psicosocial (ref.= No)	Sí	1.13 (0.79,1.58; p=0.499)	1.29 (0.87,1.90; p=0.201)	1.04 (0.97,1.12)	1.04 (0.97,1.12)
Edad mujer (ref.= [11,20.2])	(20.2,29.5)	1.23 (0.83,1.79; p=0.296)	1.69 (1.07,2.63; p=0.022)	1.08 (1.01,1.14)	1.09 (1.03,1.16)
	(29.5,38.8)	1.08 (0.73,1.56; p=0.706)	1.38 (0.88,2.15; p=0.158)	1.05 (0.98,1.12)	1.06 (1.00,1.13)
	(38.8,48)	0.79 (0.50,1.25; p=0.318)	1.02 (0.60,1.73; p=0.934)	1.00 (0.93,1.08)	1.02 (0.95,1.10)
Tasa de pobreza multidimensional (ref.= [0.0009,0.105])	(0.105,0.209)	0.59 (0.45,0.78; p<0.001)	0.70 (0.49,0.99; p=0.041)	0.94 (0.88,1.00)	0.95 (0.89,1.01)
	(0.209,0.312)	0.40 (0.19,0.90; p=0.020)	0.46 (0.21,1.09; p=0.065)	0.85 (0.68,1.07)	0.89 (0.73,1.08)
	(0.312,0.416)	0.49 (0.14,2.25; p=0.294)	0.55 (0.14,2.77; p=0.422)	0.89 (0.63,1.27)	0.92 (0.68,1.26)

* Razón de momios con datos perdidos (n=123); en el modelo= 1 713; AIC= 1 520.7; Estadístico C= 0.683; Hosmer & Lemeshow $\chi^2(8)$ 7.68 (p=0.465); Porcentaje de observaciones predichas: 83%.

‡ Razón de prevalencia con datos perdidos.

§ Razón de prevalencia con datos imputados.

FFAA: Fuerzas Armadas; Fonasa: Fondo Nacional de Salud; Isapre: Institución de Salud Previsional.



Nota. Para fines ilustrativos, se eligió una usuaria hipotética con valores modales de las variables de ajuste: Nacionalidad Chilena, perteneciente a la Región Metropolitana, con nivel de previsión Fonasa A, que consulta por Causal 2 ("inviabilidad fetal"), que ingresa por el Tercer Nivel de Atención, que acepta acompañamiento psicossocial, cuya edad comprende entre 20 y 30 años, y que vive en una comuna con una tasa de pobreza multidimensional entre 0 y 0,1.

FIGURA 1. PROBABILIDAD DE INTERRUPTIR EL EMBARAZO SEGÚN NIVEL DE ATENCIÓN POR LA QUE INGRESA (PANEL A) Y CAUSAL DE CONSULTA (PANEL B), INTERRUPTIR VOLUNTARIA DEL EMBARAZO. CHILE, 2018-2020

Respecto al nivel de atención, la gradiente se replica dado que a mayor nivel de atención existen mayores oportunidades de interrupción principalmente entre el primer y tercer nivel, y si bien para datos perdidos hay una menor evidencia de diferencias entre el primer y segundo nivel, se constatan diferencias entre el segundo y tercer nivel. En cambio, hay una menor evidencia de asociación entre tasa de pobreza multidimensional y nacionalidad con la decisión de interrumpir el embarazo (material suplementario, sección 2¹⁵).

Discusión

Los resultados permiten inferir que abordar adecuadamente las DSS en quienes requieren IVE crea oportunidades para promover justicia reproductiva, cuando los modelos asistenciales se centran en la mirada médica.²³ Además, el conocimiento sobre las desigualdades y la vulnerabilidad de este grupo puede servir para alertar a la sociedad y al Estado, y como guía para el desarrollo

de políticas y acciones para reducir las desigualdades en salud.⁵ En este marco, la pandemia por SARS-CoV-2 ha comprometido e interrumpido la salud sexual y reproductiva en múltiples dimensiones, incluyendo la prestación del aborto.⁶

En Argentina también se legalizó el aborto para el ejercicio de la salud sexual y reproductiva de las mujeres.²⁴ A su vez, Colombia estableció este derecho como fundamental, sin embargo, un estudio determinó que la principal barrera para el acceso a IVE es la falta de información respecto al marco legal y vía de acceso.²⁵

En torno a las asociaciones bivariadas y multivariadas, hay factores sociodemográficos que pueden afectar significativamente la toma de decisiones en salud y justicia reproductiva,²⁶ como lo plantean Kiani y colaboradores en su estudio de 2020,¹ pues en Chile el porcentaje de mujeres que accedieron a IVE es mayoritariamente de Isapre. Lo anterior sigue la línea de los hallazgos de Chareka y colaboradores,⁷ donde evidencian que a nivel mundial las mujeres experimentan desigualdades en el acceso a los servicios de aborto seguro, lo cual se acentúa en contextos donde los abortos legales están restringidos.² Barrancos²⁴ evidencia cómo, al no existir una legalización del aborto, las instituciones privadas son decisivas en realizar el IVE.

Por un lado, una gradiente positiva de aumento de las oportunidades de reportar IVE al aumentar el nivel de ingreso podría ilustrar aspectos relacionados con la elección del proveedor/lugar de aborto por parte de las mujeres, tal como lo explican Byrne y colaboradores,² y su relación con el sistema sociosanitario de las usuarias.⁴ Por otro lado, la asociación entre IVE y tasa de pobreza multidimensional respalda las posibilidades de abortos inseguros, lo que representa grandes riesgos sanitarios²⁷ en circunstancias de escasos recursos económicos, pues las mujeres tienen menos probabilidades de acceder a IVE de manera legal, con barreras sanitarias,²⁸ pues pocas de ellas pueden enfrentar el gasto que esto implica.^{24,25}

Frente a las edades de IVE, es preciso promover servicios basados en derechos equitativos para adolescentes y jóvenes vulnerables, además de contar con estrategias de anticoncepción eficaces.^{29,30} Lo anterior debe estudiarse con mayor detalle y diferenciarlo por causal, pues a partir de los datos analizados se sospecha un subregistro de adolescentes, quienes podrían recurrir a otros mecanismos de interrupción debido a una menor autonomía o mayor dependencia parental.³¹ Estos hallazgos permiten reflexionar sobre la necesidad de enfocar políticas públicas en torno al libre ejercicio de derechos sexuales y reproductivos en población adolescente.

Cabe destacar que quienes ingresan por Causal 3 interrumpen en mayor proporción, lo cual tiene una gran

complejidad psicosocial por su relación con la violencia sexual,³⁰ además de los procedimientos de certificación que se deben enfrentar que aumentan la violencia ya perpetrada.⁹ Asimismo, se constatan diferencias por nivel de ingreso de atención, pues quienes interrumpen ingresan mayoritariamente por nivel terciario, situación ajustada a la norma técnica nacional chilena,¹⁰ entendiendo que las causales precisan de certificación para su ejecución.

El conocimiento sobre desigualdades y vulnerabilidades sociales puede servir para alertar a la sociedad y a los tomadores de decisiones, y como guía para el desarrollo de políticas y acciones para reducir las desigualdades en salud²³ ya que, al asegurar servicios sanitarios oportunos, libres de prejuicios y de calidad, se está asegurando la salud de la población presente y de generaciones futuras.

En la era de los objetivos de desarrollo sostenible para la salud sexual y reproductiva,³² es inevitable abordar las desigualdades en salud en el contexto de las DSS. El rol de la política en la comprensión de la salud de la población es pieza clave, pues es necesario abordar los derechos en salud sexual y reproductiva a escala mundial³³ y fortalecer las políticas de aborto que tienen el potencial de influir en el acceso, los resultados y la equidad en salud a través de múltiples mecanismos³ que incluyen el fortalecimiento del capital social como apoyo social, el control social informal y la acción colectiva.³⁴

Como limitación, si bien el diseño utilizado no permite analizar relaciones causales, permite constatar asociaciones que pueden orientar la focalización de grupos más vulnerables, en tanto mayor o menor prevalencia de interrupción del embarazo.

Conclusión

Este estudio proporciona estimaciones nacionales en materia de IVE utilizando un enfoque poblacional que permite explorar factores sociodemográficos y sanitarios relacionados con la IVE por tres causales en la Ley 21.030. Es importante considerar diferentes determinantes sociosanitarios para promover lineamientos y políticas sanitarias que fomenten el empoderamiento de los derechos sexuales y reproductivos, como la autonomía reproductiva. Futuras investigaciones deben explorar los factores, motivos y expectativas de quienes solicitan IVE por las distintas causales, a manera de proveer servicios sanitarios focalizados en el cuidado de la salud y en políticas sanitarias psicosociales robustas, más ajustadas a las necesidades de las mujeres desde una perspectiva no estigmatizadora, comprensiva y acorde con su dignidad, además de proveer una atención de calidad para el aborto. Asimismo, se recomienda indagar

si existen grupos de mujeres que comparten determinados factores comunes de decisión para interrumpir, por ejemplo, mediante un análisis dirigido por los datos como los de clases latentes, suponiendo estrategias para la toma de decisiones en salud pública.

Financiamiento

Este artículo fue confeccionado en el marco del Programa de Doctorado en Salud Pública de la Facultad de Medicina de la Universidad de Chile y está adscrito al Proyecto Fondecyt Regular n° 1200374: "Representaciones sociales de actores relevantes vinculadas con las principales barreras a las prestaciones garantizadas en la Ley 21.030, que despenaliza la interrupción del embarazo por tres causales en Chile". Financiado por el Fondo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (Fondecyt) de la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo (ANID) del Ministerio de Ciencia, Tecnología, Conocimiento e Innovación del Gobierno de Chile.

Agradecimientos

A los profesores Adela Montero, Mirliana Ramírez y Temístocles Molina, y al doctor Pablo Ruíz R.

Declaración de conflicto de intereses. Los autores declararon no tener conflicto de intereses.

Referencias

1. Kiani Z, Simbar M, Dolatian M, Zayeri F. Structural equation modeling of psychosocial determinants of health for the empowerment of Iranian women in reproductive decision making. *BMC Womens Health*. 2020;20(1):1-9 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: <https://bmcwomenshealth.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12905-020-0893-0/>
2. Byrne ME, Omoluabi E, OlaOlorun FM, Moreau C, Bell SO. Determinants of women's preferred and actual abortion provision locations in Nigeria. *Reproductive Health*. 2021;18:1-9 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: <https://link.springer.com/article/10.1186/s12978-021-01290-w>
3. Rubin R. Medical-legal partnerships: how legal services can dramatically improve health outcomes, and the missed opportunity to help women seeking abortions. *Family Court Review*. 2019;57(4):569-82. <https://doi.org/10.1111/fcre.12449>
4. Danet-Danet A. Experiencias emocionales en la interrupción voluntaria del embarazo. *Gac Sanit*. 2022;35:361-73. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2020.02.006>
5. Egji D, Aftab W, Hawkes S, Abu-Raddad L, Buse K, Rabhani F, et al. The social and structural determinants of sexual and reproductive health and rights in migrants and refugees: a systematic review of reviews. *East Mediterr Health J*. 2021;27(12):1203-13. <https://doi.org/10.26719/emhj.20.101>
6. Nandagiri R, Coast E, Strong J. COVID-19 and abortion: making structural violence visible. *Int Perspect Sex Reprod Health*. 2020;46(Suppl 1):83-9. <https://doi.org/10.1363/46e1320>

7. Chareka S, Crankshaw TL, Zambezi P. Economic and social dimensions influencing safety of induced abortions amongst young women who sell sex in Zimbabwe. *Sex Reprod Health Matters*. 2021;29(1):121-32. <https://doi.org/10.1080/26410397.2021.1881209>
8. Ministerio de Salud. Regula la despenalización de la interrupción voluntaria del embarazo en tres causales. Chile: Biblioteca del Congreso Nacional de Chile, 2017 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: <https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=1108237>
9. Muñoz P, Parrini J, Dresdner R, Jiménez M. Dilemas clínicos en la constitución de la tercera causal de la interrupción voluntaria del embarazo. *Rev Med Chil*. 2021;149(5):758-64. <http://doi.org/10.4067/s0034-98872021000500758>
10. Ministerio de Salud. Norma técnica nacional de acompañamiento y de atención integral a la mujer que se encuentra en alguna de las tres causales que regula la ley 21.230. Chile: Gobierno de Chile, 2018 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: https://www.minsal.cl/wp-content/uploads/2018/02/NORMA-IVE-ACOMPANAMIENTO_02.pdf
11. Cvetkovic-Vega A, Maguñán JL, Soto A, Lama-Valdivia J, López LEC. Estudios transversales. *Rev Fac Med Hum*. 2021;21(1):179-85. <https://doi.org/10.25176/rfmh.v21i1.3069>
12. Aguilera X, Castillo C, Covarrubias T, Delgado I, Fuentes R, Gómez MI, et al. Estructura y funcionamiento del sistema de salud chileno. Serie de Salud Poblacional N° 2. Chile: Universidad del Desarrollo, 2019 [citado febrero 6, 2023]. Disponible en: <https://repositorio.udd.cl/bitstreams/6e067481-91e0-495a-9b96-fd48064f383b/download>
13. Ochoa J, Yunkor Y. El estudio descriptivo en la investigación científica. *Acta Jurídica Peruana*. 2019;2(2) [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: <http://201.234.119.250/index.php/AJP/article/view/224/191>
14. Greenland S, Senn SJ, Rothman KJ, Carlin JB, Poole C, Goodman SN, et al. Statistical tests, P values, confidence intervals, and power: a guide to misinterpretations. *Eur J Epidemiol*. 2016;31:337-50 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: <https://link.springer.com/article/10.1007/s10654-016-0149-3>
15. Saldías-Fernández MA, González-Santa Cruz A, Parra-Giordano D. Material Suplementario Sección 1 y 2. Interrupción del embarazo en Chile 2018-2020: rol de las variables sociodemográficas y sanitarias sobre la decisión de la mujer. *Figshare*, 2023:1-18 <https://doi.org/10.6084/m9.figshare.22866770>
16. Bastos LS, Oliveira R de VC de, Velasque LDS. Obtaining adjusted prevalence ratios from logistic regression models in cross-sectional studies. *Cad Saude Publica*. 2015;31:487-95. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00175413>
17. Wilcosky TC, Chambless LE. A comparison of direct adjustment and regression adjustment of epidemiologic measures. *J Chronic Dis*. 1985;38(10):849-56. [https://doi.org/10.1016/0021-9681\(85\)90109-2](https://doi.org/10.1016/0021-9681(85)90109-2)
18. Gelman A, Jakulin A, Pittau MG, Su YS. A weakly informative default prior distribution for logistic and other regression models. *Ann Appl Stat*. 2008;2(4):1360-83. <https://doi.org/10.1214/08-AOAS191>
19. Gelman A, Jakulin A, Pittau MG, Su Y. A default prior distribution for logistic and other regression models. *Ann Appl Stat*. 2008;2(4):1360-83 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: www.stat.columbia.edu/~gelman/research/unpublished/priors3.pdf
20. Team RDC. A language and environment for statistical computing. 2009 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: <http://www.R-project.org>
21. Gelman A, Greenland S. Are confidence intervals better termed "uncertainty intervals"? *BMJ*. 2019;366. <https://doi.org/10.1136/bmj.15381>
22. Correa JC, Valencia M. La separación en regresión logística, una solución y aplicación. *Rev Fac Nac Salud Publica*. 2011;29(3):281-8 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: <https://www.redalyc.org/pdf/120/12021452008.pdf>
23. Julian Z, Robles D, Whetstone S, Perritt JB, Jackson AV, Hardeman RR, et al. Community-informed models of perinatal and reproductive health services provision: a justice-centered paradigm toward equity among Black birthing communities. *Semin Perinatol*. 2020;151267. <https://doi.org/10.1016/j.semperi.2020.151267>
24. Barrancos D. La ley abortada: Notas sobre el debate de la interrupción voluntaria del embarazo. *Salud colectiva*. 2018;14(3):373-6. <https://doi.org/10.18294/sc.2018.2025>
25. Quintero LD, Osorio-Osorio H, Bojorquez-Chapela I, Isaza L, Acosta-Reyes J, Fernández-Niño JA. Interrupción voluntaria del embarazo y salud sexual y reproductiva en mujeres migrantes en Barranquilla. *Rev Panam Salud Publica*. 2023;47:e49. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2023.49>
26. Bain LE, Zweekhorst MB, de Cock Buning T. Prevalence and determinants of unintended pregnancy in sub-Saharan Africa: a systematic review. *Afr J Reprod Health*. 2020;24(2):187-205 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: <https://www.ajol.info/index.php/ajrh/article/view/197977/186718>
27. Cárdenas-Arias EF, Escudero-Cardona DE, Noreña-Mosquera EA. Safety of voluntary interruption of pregnancy (VIP) in two healthcare institutions in Medellín, Colombia, in 2019. Historical cohort. *Rev Colomb Obstet Ginecol*. 2022;73(1):39-47. <https://doi.org/10.18597/rcog.3760>
28. Organización Mundial de la Salud. Aborto. Ginebra: OMS, 2021 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: <https://www.who.int/es/news-room/factsheets/detail/abortion>
29. Smith SN, Karremans E, Jabs C. Continuation of contraception following termination of pregnancy in a Canadian urban centre. *J Obstet Gynaecol Can*. 2022;44(1):48-53. <https://doi.org/10.1016/j.jogc.2021.07.012>
30. Cabezas DD, Guzmán MI, Bravo PE. Normativas que regulan la interrupción del embarazo por violación en Latinoamérica: Análisis comparado desde un enfoque de derechos. *Cuad Med Soc*. 2022;62(3):17-9. <https://doi.org/10.56116/cms.v62.n3.2022.373>
31. Center for Reproductive Rights. Adolescents Need Safe and Legal Abortion. Center for Reproductive Rights, 2005 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: https://reproductiverights.org/wp-content/uploads/2020/12/pub_bp_tk_adolescents.pdf
32. González AI, Moreno DJ, Grass DE. Interrupción voluntaria del embarazo en Latinoamérica, superando barreras. *Salud UIS*. 2021;53. <https://doi.org/10.18273/saluduis.53.e.21013>
33. Barral R, Kelley MA, Harrison ME, Svetaz MV, Efeverba Y, Bhav S, et al. Dismantling inequities in adolescent and young adult health through a sexual and reproductive health justice approach. *Semin Reprod Med*. 2022;40(01/02):131-45. <https://doi.org/10.1055/s-0042-1742347>
34. Ireland H, Tran NT, Dawson A. The role of social capital in women's sexual and reproductive health and rights in humanitarian settings: a systematic review of qualitative studies. *Conflict and Health*. 2021;15(1):1-12 [citado mayo 15, 2023]. Disponible en: <https://conflictandhealth.biomedcentral.com/articles/10.1186/s13031-021-00421-1>