

Índice

Presentación	7
La desigualdad social frente al COVID-19 en el Área Metropolitana de Santiago (Chile)	13
<i>Alejandro I. Canales</i>	
Migrantes venezolanos frente a la pandemia de COVID-19 en Chile: factores asociados a la percepción de sentirse preparado para enfrentarla	43
<i>Báltica Cabieses, Florencia Darrigrandi, Alice Blukacz, Alexandra Obach, Claudia Silva</i>	
Percepciones acerca del futuro de la salud y el COVID-19 en el marco de la planificación de los objetivos sanitarios 2021-2030 en Chile	63
<i>Irene Agurto, Ximena Sgombich, Gina Correa, Javiera Pacheco</i>	
Estimación del exceso de mortalidad por COVID-19 mediante los años de vida perdidos: impacto potencial en la Argentina en 2020	85
<i>Leandro Mariano González, Sonia Alejandra Pou</i>	
COVID-19 en México: un perfil sociodemográfico	105
<i>Héctor Hernández Bringas</i>	
Rezago social y letalidad en México en el contexto de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19): una aproximación desde la perspectiva de la salud colectiva en los ámbitos nacional, estatal y municipal	133
<i>Mauricio Fidel Mendoza-González</i>	
Índice de vulnerabilidad en la infraestructura de la vivienda ante el COVID-19 en México	155
<i>Araceli Ortega Díaz, Carmen Armenta Menchaca, Héctor A. García López, Joaquín R. García Viera</i>	
Comportamiento reproductivo y anticonceptivo de dos cohortes de mujeres de una región de frontera agrícola en la Amazonia brasileña	189
<i>Juliana Vasconcelos de Souza Barros, Laura Lúcia Rodríguez Wong, Alisson Flávio Barbieri</i>	
Impacto del mercado laboral en la tasa de suicidio en Colombia, 2010-2018: aproximación desde un modelo multinivel	217
<i>Carlos Astudillo Mendoza, Manuela Carmona González</i>	
Orientaciones para los autores de la revista <i>Notas de Población</i>	249
Publicaciones recientes de la CEPAL	255

Impacto del mercado laboral en la tasa de suicidio en Colombia, 2010-2018: aproximación desde un modelo multinivel

Carlos Astudillo Mendoza¹
Manuela Carmona González²

Artículo recibido: 22/03/2020
Artículo aceptado: 26/07/2020

Resumen

En el presente artículo se examina la relación existente entre el mercado laboral y la tasa de suicidio en 24 departamentos de Colombia, para lo que se aborda el problema a partir de dos fases: la fase exploratoria, en la que se caracteriza a nivel espacial el fenómeno del suicidio y el desempleo entre 2010 y 2018; y la fase que modela el fenómeno a partir de estructuras panel y estructuras multinivel. Los resultados parecen indicar la existencia de una disparidad en el comportamiento departamental del suicidio. La inclusión de las tasas de desempleo, y de su duración promedio, como regresores del segundo nivel explican el 50% de la variabilidad del fenómeno a nivel departamental. La inclusión de la pobreza monetaria y la escolaridad promedio no presentan efectos significativos en el comportamiento del suicidio a nivel departamental.

Palabras clave: suicidio, mercado laboral, salud pública, modelo multinivel, economía.

¹ Economista de la Universidad del Quindío (Colombia). Correo electrónico: calbertoasme@gmail.com.

² Economista de la Universidad del Quindío (Colombia). Correo electrónico: manuelaz60298@gmail.com.

Abstract

This article examines the relationship between the labour market and the suicide rate in 24 regions (departamentos) of Colombia, in two phases: an exploratory phase, in which the patterns of suicide and unemployment between 2010 and 2018 are characterized at the spatial level; and a phase in which the phenomenon is modelled using panel and multilevel structures. The results suggest that suicide behaviour varies from region to region. The inclusion of unemployment rates and average duration of unemployment as second level regressors explains 50% of the variability at the regional level. Monetary poverty and average years of schooling did not appear to have significant effects on suicide behaviour at the regional level.

Keywords: suicide, labour market, public health, multilevel model, economy.

Résumé

Cet article se penche sur le rapport entre le marché du travail et le taux de suicide dans 24 départements de Colombie, en abordant le problème en deux phases: la phase exploratoire, où le phénomène du suicide et du chômage est décrit au niveau spatial entre 2010 et 2018 et la phase où le phénomène est modélisé sur la base de structures en panel et multi-niveaux. Les résultats obtenus semblent indiquer une disparité dans les comportements suicidaires des différents départements. La prise en compte des taux de chômage, et de leur durée moyenne, comme régresseurs de second niveau explique la moitié de la variabilité du phénomène au niveau départemental. Par ailleurs, la prise en compte de la pauvreté monétaire et de la scolarisation moyenne ne semble pas avoir d'effets significatifs sur le comportement suicidaire au niveau des départements.

Mots clés: suicide, marché du travail, santé publique, modèle multi-niveaux, économie.

Introducción

El suicidio como fenómeno social se ha abordado desde diversas ópticas, en un intento por explicarlo desde la particularidad del individuo y las condiciones generales que lo rodean, propias del entorno. Durkheim (1897) define el suicidio como “todo caso de muerte que resulta directa o indirectamente de un acto positivo o negativo realizado por la víctima misma, sabiendo ella que debía producir este resultado”. Si bien este fenómeno suele presentar diversas causas asociadas a la salud mental, una parte de los actos ejecutados tienen su origen en la situación socioeconómica. El Ministerio de Salud y Protección Social (2018) señala que los conflictos de pareja o expareja (41%), los problemas económicos (11,5%), los problemas escolares (6,2%) y el maltrato físico, psicológico o sexual (5,8%) son los principales detonantes de los intentos de suicidio. Esto demuestra la importancia de analizar en profundidad las posibles causas del suicidio, haciendo hincapié en el análisis socioeconómico y sirviéndose de la tasa de desempleo como el indicador que mejor refleja el peso ejercido por las condiciones económicas de un país o región sobre el individuo.

En ese sentido, Cabrera (2009), Acevedo (2010) y Antonakakis y Collins (2018) han comprobado que existe una relación entre los ciclos económicos y la tasa de suicidio en México, Colombia y un grupo de 73 países. De la misma forma, Iglesias y otros (2017) y Rivera, Casal y Currais (2017) demostraron con datos empíricos que existía una relación positiva entre el desempleo y el suicidio en España. Sin embargo, los hallazgos en América Latina y España riñen con los hallazgos de Rodríguez y otros (2014) y Rodríguez Andrés (2005) en lo que respecta a otros países europeos, donde es posible observar que las condiciones económicas no guardan relación con la tasa de suicidio.

En 2016 Colombia notificó una tasa de 5,07 suicidios por cada 100.000 habitantes (Ministerio de Salud y Protección Social, 2018), una cifra inferior a las presentadas por regiones como la Unión Europea (12,7), América del Norte (15,0) y los países miembros de la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE)³ (13,4). No obstante, esa tasa se acerca al promedio regional, pues durante el mismo período en América Latina y el Caribe se registraron 6,8 suicidios por cada 100.000 habitantes.

Si bien esas estadísticas dan cierta tranquilidad al caso colombiano, entre 2009 y 2016 se registraron 17.522 suicidios, con un promedio de 2.190 casos anuales. Además, en el período comprendido entre 2013 y 2017 se produjo un aumento sostenido en la tasa de suicidio, de modo que en 2017 el número de suicidios superó en 522 casos la media de los siete años anteriores. Esa tendencia se tradujo en un aumento de 1,03 puntos entre 2010 y 2017, lo que contrasta con la tendencia mundial, pues, entre 2010 y 2016, el número de suicidios por cada 100.000 habitantes pasó de 11,47 a 10,63.

A nivel de departamentos, en 2017 Quindío (9,79), Norte de Santander (7,68), Tolima (7,55) y Caldas (7,15) ocupaban los primeros puestos en lo referente a la tasa de suicidio, lo que concuerda con las altas tasas de desempleo registradas en esos mismos departamentos.

³ Tasa de suicidio (por cada 100.000 habitantes), 2016. Véase Banco Mundial [en línea]. <https://datos.bancomundial.org/indicador/SH.STA.SUIC.P5?end=2016&locations=MZ-US&start=2011&view=chart>.

En contraste, otros departamentos como Chocó (2,54) y La Guajira (2,86) presentaban un indicador notablemente bajo, aun cuando poseían los peores registros del país en relación con los indicadores socioeconómicos y la tasa de desempleo. Asimismo, cabe destacar ciertos casos particulares, como los de Vaupés (22,0), Arauca (13,8) y Amazonas (12,8), cuyas tasas de suicidio se sitúan significativamente por encima de la media, que no se podrán tener en cuenta en la investigación por razones metodológicas y de disponibilidad de datos.

La fase exploratoria de este análisis permite observar la evolución del fenómeno a nivel departamental, así como la evolución de las condiciones del mercado laboral. A ese respecto, resalta la evolución negativa de la tasa de suicidio que coincide con una disminución de la tasa de desempleo en los departamentos de Nariño, Boyacá y Huila. De la misma forma, se observa una reconfiguración nacional en las tasas de suicidio, que modifica la composición de los mapas en función del número suicidios. En la fase econométrica, realizada a partir de los errores estándar corregidos para panel (PCSE) y un enfoque multinivel, se demuestra la relación entre la tasa de desempleo y la duración de este con la tasa de suicidio, así como la incidencia de los factores departamentales.

Finalmente, el presente artículo se divide en cuatro secciones. En primer lugar, se presenta la fundamentación teórica para el análisis y se aplican una serie de recomendaciones para el esquema metodológico. Posteriormente, se describen los datos y la estrategia empírica. A continuación, se establecen los resultados y el debate y, para finalizar, se presentan las conclusiones.

A. Marco teórico y revisión de la bibliografía existente

Al analizar las causas extrasociales del suicidio, en los demás estudios sobre la cuestión se han documentado, con gran rigurosidad y desde diversos ángulos, las posibles definiciones para el acto mismo, y se ha creado una clasificación detallada que permite esclarecer el origen de la decisión fatal. Entre dichas causas, es pertinente destacar aquellas relacionadas con la influencia de la familia, la política, la ocupación, la cultura y la economía. En otros estudios se han analizado las distintas influencias en lo que respecta a las relaciones teóricas y empíricas entre el suicidio y la economía.

Durkheim (1897) define el suicidio como “todo caso de muerte que resulte, directamente o indirectamente, de un acto, positivo o negativo realizado por la víctima misma, sabiendo ella que debía producir este resultado”. Esta definición es similar a la desarrollada por Nizama (2011), quien lo concibe como “un acto autoinfligido para causarse la muerte de manera voluntaria y de forma deliberada”. Igualmente, Manzo (2005) atribuye al suicidio propiedades indicativas, puesto que la muerte por lesión autoinfligida no refleja otra cosa que el disgusto del individuo frente a la vida, dado el estado de malestar en que se encuentra. Ese planteamiento se acerca a lo postulado por Hammermesh y Soss (1974), quienes, a partir de una función de utilidad, logran modelar la decisión del individuo y establecen que este optará por vivir, siempre y cuando la vida le resulte más atractiva. Para ello, la utilidad

que se espera de la vida —que depende de la edad, de un ingreso permanente y de los costes de mantenerse vivo durante cada período— debe ser mayor a 0. Si cae por debajo de dicho umbral, la persona tomará la decisión fatal.

Así pues, la relación entre el suicidio y la economía prevalece en la relación entre el individuo y el mercado laboral, de forma que el desempleo y las condiciones laborales determinan las expectativas del individuo y generan variantes en el componente psicológico. En ese sentido, Max-Neef, Elizalde y M. Hopenhayn (1986) categorizan las etapas que atraviesa una persona en una situación de cesantía prolongada, en las que se evidencia una transición hacia la frustración. No obstante, el desempleo no es un asunto que afecte meramente por su función económica; Buendía (1990), Aránguiz (2000) y Hahn y otros (2015) hacen referencia al significado psicosocial del empleo en la cultura occidental, dado que determina el comportamiento social del individuo y dota de propósito y significado a la vida, de forma que constituye un factor de integración social. Por lo tanto, una variación en la condición de empleado puede incidir en la salud en aspectos como la depresión (Buendía, 1987), la extroversión y la neurosis (Boswell, Roehling y Boudreau, 2006), las expectativas de éxito (Banks y Ullah, 1987), e incluso llegar al síndrome del *burnout* (o desgaste profesional) (Carlotto y Gobbi, 2012).

A su vez, en cuanto situación de alto estrés, el desempleo “puede conducir al comienzo, reactivación y refuerzo de adicciones nocivas, derivadas comúnmente de la ansiedad, tensión e inseguridad” (Meneses, Cisneros y Braganza, 2019). A ese respecto, diversos estudios han valorado las relaciones existentes entre la condición socioeconómica y el consumo de alcohol (Meneses, Cisneros y Braganza, 2019), el consumo de alcohol y otras drogas según el medio laboral (Benavides y otros, 2013) y la salud mental en entornos de crisis económica y desempleo (Espino, 2014).

En el análisis que realizaron a partir de las curvas de crecimiento latentes, Boyce, Wood y Brown (2010) obtuvieron datos empíricos que relacionaban el desempleo con una caída sustancial en la satisfacción por la vida. No obstante, el nivel de satisfacción difiere según la duración de la cesantía.

Por otro lado, Cabrera (2009) y Acevedo (2010) demuestran, utilizando correlaciones simples, la posible existencia de una relación entre el desempeño económico y las tasas de suicidio en México y Colombia. Por su parte, Iglesias y otros (2017) y Rivera, Casal y Currais (2017) llegan a una conclusión similar al determinar que, en el caso de España, existe un vínculo entre la tasa de suicidio y la tasa de desempleo. Además, en el segundo caso, se determina una correlación negativa entre el crecimiento regional y la tasa de suicidio, así como un vínculo más estrecho entre las cesantías de larga duración y la variación en la dependiente.

De la misma forma, Merzagora y otros (2016) y Mattei y Pistoressi (2019) llevaron a cabo dos estudios particulares para el caso italiano. En el primero, realizado en Milán a partir de una regresión logística binaria, se determinó que la probabilidad de suicidio durante una crisis económica era tres veces mayor en el caso de las personas afectadas por una enfermedad grave, ya fuera física o psicológica. En el segundo, se evaluaron períodos

comprendidos entre la década de los 80 y la última década del siglo XXI, a partir de técnicas de integración, y se determinó la existencia de una relación a largo plazo entre el desempleo laboral y la tasa de mortalidad por lesiones autoinfligidas.

En cuanto a Norteamérica, entre 1926 y 2008 la tasa de suicidio en el Canadá mantuvo una relación no lineal con la tasa de desempleo; ese resultado se obtuvo analizando series temporales según un modelo autorregresivo de media móvil (Thibodeau y Lachaud, 2016). Mientras tanto, en el caso de los Estados Unidos, a partir de series temporales, se determinó una relación dinámica asimétrica entre el desempleo y la tasa de suicidio en los períodos comprendidos entre 1928 y 2013 (Chang y Chen, 2017; Lin y Chen, 2018). De la misma forma, los datos empíricos presentados por Antonakakis y Collins (2018) demuestran la existencia de una curva Kuznets de suicidio en el período comprendido entre 1990 y 2010 en 73 países, lo cual implica una relación directa entre los ingresos per cápita y la dependiente. No obstante, en su estudio sobre 15 países de la Unión Europea, Ferreira, Monteiro y Pires (2019) obtuvieron resultados que evidenciaban una mayor relación de la tasa de suicidio con las condiciones económicas generales entre las personas jóvenes en edad de trabajar, en comparación con otros grupos de edad.

En el caso de Colombia, tanto Cruz (2012) como Dávila y Pardo (2017) estiman, utilizando los métodos de mínimos cuadrados ordinarios y máxima verosimilitud y un modelo de regresión múltiple binomial negativa, la relación existente entre el suicidio y las variables socioeconómicas. Los datos empíricos de la primera investigación indican una posible relación entre el suicidio y la tasa de desempleo en el 2005 y con rezagos de 2 y 5 años. Dávila y Pardo, por su parte, observaron que al incrementar la tasa de desempleo también lo hacía el riesgo de suicidio, aunque no hallaron nada que demostrara una posible relación entre la insatisfacción de las necesidades básicas y el estrato en la mortalidad por suicidio. Finalmente, en ambos estudios se constató que la desigualdad en los ingresos se asociaba positivamente con el riesgo de fallecer por suicidio, y que el mejor predictor del suicidio era el intento previo de consumir el acto.

Con respecto al caso mexicano, Manzo (2005) y Jasso (2013), a partir de un análisis descriptivo y un análisis confirmatorio que empleaba un modelo de regresión espacial, respectivamente, determinaron que el empleo y, en general, el mercado laboral, no explicaban el suicidio, dado que no reunían los elementos necesarios para proporcionar estabilidad. Asimismo, en el análisis espacial se observó la existencia de agrupaciones de suicidios que respondían a aspectos meramente regionales que escapaban a las explicaciones relacionadas con el mercado laboral. Tanto Rodríguez Andrés (2005) como Rodríguez y otros (2014) hallaron resultados similares. Al analizar ciertos grupos de países europeos, en el primer estudio se determinó que no existía una relación tangible entre las variables socioeconómicas y la tasa de suicidio, mientras que los segundos constataron una relación positiva entre la paridad del poder adquisitivo y el índice de desarrollo humano y la tasa de suicidio.

Basta y otros (2018) presentaron resultados similares tras analizar el caso de Grecia en el período comprendido entre 1999 y 2013. En su estudio, determinaron que las condiciones socioeconómicas y el empleo no guardaban relación con la tasa de suicidio, por lo que atribuyeron el aumento de los suicidios a la ausencia de servicios comunitarios y a factores personales.

Así pues, las investigaciones realizadas en torno al suicidio han evaluado el fenómeno desde distintos puntos de vista, empleando diferentes abordajes, y han llegado a conclusiones que, en algunos casos, resultan contradictorias y, en otros, concuerdan con los postulados teóricos.

Este punto de divergencia en la literatura puede obedecer a distintas circunstancias. En primer lugar, las diferencias estructurales que existen entre las economías que se conciben como polos del desarrollo y las economías periféricas determinan una asociación diferente, así como distintos patrones sociales de comportamiento. Y, en segundo lugar, la estrategia empírica usada para abordar el problema determina a todas luces los posibles resultados de los esquemas analíticos. De esta forma, se vislumbra el camino para aplicar un modelo jerárquico en el análisis de los suicidios, que permita establecer si existen factores relacionados con el mercado laboral que incidan en la decisión del individuo.

B. Estrategia empírica

1. Datos

Los datos disponibles, y su calidad, constituyen el principal determinante de la investigación económica, dado que el empleo de fuentes fiables permite desarrollar estimaciones precisas y análisis acertados que pueden incidir efectivamente en forma de recomendaciones en materia de políticas. En ese sentido, se extrajo información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) y las estadísticas vitales (EEVV), ambas elaboradas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) para el período comprendido entre 2010 y 2018. En el módulo relativo a las defunciones, las EEVV presentan ciertas deficiencias en el registro que, según cifras de la OPS (2019), se mantienen en torno al 20%. Esto afecta considerablemente la calidad de la información y da lugar a la siguiente consideración: esas deficiencias u omisiones en el registro a menudo obedecen a diversas causas, entre las que la OPS (2017) destaca los factores asociados a las condiciones geográficas y socioculturales, los factores institucionales y los errores del personal encargado de tramitar los certificados de defunción. Entre los problemas evidentes que ocasiona el registro deficiente de las defunciones, se encuentran los sesgos por sexo, edad, tipo de muerte y enfermedad (Rodríguez García, 2007; Urdinola, Torres y Velasco, 2017). Sin embargo, en su análisis, Urdinola, Torres y Velasco (2017) hacen alusión a un menor grado de error en el registro de las muertes violentas, puesto que en esos casos el procedimiento exige realizar una autopsia y, en consecuencia, el certificado de defunción se tramita “únicamente por un médico legista o médico rural, en las áreas del país donde estos asumen dichas funciones” (DANE, s/f). Esto entraña un seguimiento institucional de la defunción y hace que la información relativa a ese tipo de muertes sea más consistente.

Además, teniendo en cuenta la baja proporción que ocupa el suicidio como causa de muerte sobre el total nacional en el período comprendido en el análisis (1,09%), así como lo dispuesto en el párrafo anterior, la probabilidad de que existan errores en el registro de los suicidios es considerablemente menor que para cualquier otra

causa. Así pues, se emplean las Estadísticas Vitales (2010-2018), en las que se consignan 1.916.331 muertes, de las cuales 267.449 fueron por causas violentas; 20.921, por suicidio; y 11.334 (el 4,2% de las muertes violentas) se clasificaron como “muertes violentas sin información”. A la hora de procesar los datos, se descartaron las muertes de los menores de 10 años y los mayores de 64 años, dado el interés de observar únicamente los efectos del mercado laboral en la población directamente implicada. También se descartaron los departamentos que no estaban consignados en la GEIH, por lo que solo se tuvieron en cuenta las muertes ocurridas en 23 departamentos y Bogotá⁴. En resumen, se conformó una base de 18.137 suicidios y 218.769 casos registrados por muertes violentas. En consecuencia, mejoró la calidad de la información utilizada, puesto que los casos de muertes violentas que no incluían información adicional representaron el 2,7% del total de los casos, lo cual supuso una mejora considerable con respecto a los datos iniciales.

Para observar la evolución del mercado laboral fue necesario analizar los módulos relativos a la población ocupada y desocupada de la GEIH. Posteriormente, se determinó la población económicamente activa a nivel departamental y se extrajeron las tasas de desempleo, ocupación, informalidad⁵ y subempleo a nivel general, estas dos últimas en un intento por aproximarse al concepto de calidad del empleo que utiliza, entre otros, Jasso (2013) al analizar el caso mexicano. Con el fin de observar la duración promedio del paro laboral, se calculó su promedio departamental, así como la media departamental de escolarización, con objeto de acercarse a la condición socioeconómica de los departamentos.

Posteriormente, se calculó el ingreso laboral real por hora a partir del ingreso laboral deflactado con el índice de precios al consumidor (IPC)⁶ base 2008. Con las remesas⁷ se siguió un procedimiento similar, si bien primero se ajustaron a una tasa representativa de mercado⁸ y posteriormente se deflactaron con el IPC base 2008 y ajustaron en términos poblacionales. Finalmente, se obtuvo una cifra de remesas per cápita, que permitió complementar el análisis desde el punto de vista de las condiciones socioeconómicas. Además, los índices de Gini y de la pobreza monetaria se extrajeron directamente del DANE. También se incluyeron controles fundamentados en la bibliografía existente, como el consumo de sustancias psicoactivas, y se construyó una tasa de intoxicación por sustancias psicoactivas a nivel departamental. Cabe destacar que las variables mencionadas anteriormente, a excepción de la tasa de intoxicación por psicoactivos y las remesas per cápita, se construyeron para cada grupo de edad y sexo.

⁴ Antioquia, Atlántico, Bogotá, Bolívar, Cundinamarca, Boyacá, Caldas, Caquetá, Cauca, Cesar, Córdoba, Cundinamarca, Chocó, Huila, La Guajira, Magdalena, Meta, Nariño, N. Santander, Quindío, Risaralda, Santander, Sucre, Tolima, Valle del Cauca.

⁵ Se construyó siguiendo el criterio de la afiliación a la seguridad social, que consta de dos componentes: salud y pensión. Si la persona no registra alguno de esos dos componentes, se cataloga como empleo informal.

⁶ Información tomada del Banco de la República, índice de precios al consumidor base de diciembre de 2008. Series históricas mensuales por ciudad.

⁷ Información tomada del Banco de la República, distribución de los ingresos de remesas por departamentos.

⁸ Información tomada del Banco de la República, tasa de cambio representativa de mercado, serie histórica de periodicidad mensual.

Finalmente, se caracterizaron los individuos a través de la información obtenida de la GEIH y las EEVV con respecto al estado civil, el sexo, la edad y el nivel educativo, que determina la posición del individuo en la sociedad y el mercado laboral. Asimismo, se atendió a las consideraciones de Rodríguez Andrés (2005) y Dávila y Pardo (2017), y se construyeron indicadores diferenciados por sexo y grupos de edad con el fin de evitar sesgos en los estimadores. Esta información se usó también para elaborar las tasas de suicidio a nivel departamental, de forma que el numerador representó el total de suicidios registrados en el departamento —excluidos los casos de menores de 10 años y mayores de 64 años— y el denominador, el total de la población —entre 10 y 64 años— según las proyecciones poblacionales basadas en el censo del 2005.

2. Análisis exploratorio

En esta fase, se utilizan mapas de calor como herramientas óptimas que permiten georreferenciar los suicidios a nivel departamental, además de valorar visualmente la distribución del fenómeno en 2010 y 2018. Esta medición se realizó por cuartiles y los departamentos se clasificaron en cuatro grupos, según las tasas de suicidio y desempleo. Esta fase del análisis es estática y exclusivamente descriptiva, pues compara ambos años.

3. Estrategia econométrica

En primer lugar, se ejecuta un modelo de datos de panel que utiliza indicadores agregados, y se valora la relación del mercado laboral y las condiciones socioeconómicas con la tasa de suicidio a nivel departamental. Esta modelación permite estimar el comportamiento conjunto de las variables en una valoración inicial, así como establecer las posibles variables que se introducirán en el modelo jerárquico. A continuación, se ejecuta el modelo jerárquico, que captura el efecto de las variables que operan a diferentes niveles, es decir: en el primer nivel se consideran las características individuales que determinan dos aspectos, a saber, la posibilidad de acceder en unas condiciones particulares al mercado laboral (nivel educativo, sexo, edad) y los factores de integración social que están estrechamente ligados a la forma en que la persona afronta la vida (estado civil, vida familiar, etc.); mientras que en el segundo nivel se tienen en cuenta las características regionales que conforman el contexto en el que se desenvuelve el individuo y explican el comportamiento del mercado laboral y las condiciones socioeconómicas a nivel departamental a lo largo del tiempo.

Este planteamiento soluciona el problema de elegir únicamente un nivel para analizar la situación, puesto que permite vulnerar el supuesto de la independencia de las observaciones y asumir el problema del suicidio y su relación con el mercado laboral como un asunto multidimensional, en el que inciden tanto las condiciones particulares como la situación a nivel departamental. Ignorar los efectos de uno de esos niveles podría conducir a estimaciones sesgadas (Muthén y Satorra, 1995; Kreft y De Leeuw, 1998; Moerbeek, 2004; De Fraine y otros, 2005; Opdenakker y Van Damme, 2000).

Por ende, la vulneración del supuesto de independencia permite utilizar grupos de datos que pertenecen a otro grupo de datos. En este caso, el individuo suicida, contenido dentro de una población departamental, se denomina de la siguiente forma: *Individuo* \subset *Población* (Díaz y Trujillo, 2011). Primero, se plantea un análisis multinivel con una variable dependiente dicotómica, que solo puede tomar dos valores: (1) cuando el individuo es suicida y (0) cuando no lo es. La probabilidad $P_{ij} = 1$ si el individuo se suicida, y $Q_{ij} = 0$, lo que es equivalente a $(1 - P_{ij} = 0)$, si se da el caso contrario. Usando la forma funcional del modelo *logit* se obtiene que:

$$L_{ij} = LN\left(\frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}}\right) = Z_{ij} \quad (1.1)$$

Donde: $(0 \leq P_{ij} \leq 1)$ Y $(-\infty < Z_{ij} < \infty)$

La probabilidad de ocurrencia del suceso viene dada por: $P_{ij} = \frac{1}{1 + e^{-Z_{ij}}}$ (1.2)

Se tiene que: $Z_{ij} = \beta_0_j + \beta_1 X_{ij}$ (1.3)

Por consiguiente, la razón de las probabilidades está dada por: $\frac{P_{ij}}{1 - P_{ij}} = e^{Z_{ij}}$ (1.4)

Sin embargo, para el modelo jerárquico se cuenta con una composición particular del beta, que con el modelo nulo o vacío se expresa de la siguiente forma:

$$Y_{ij} = \beta_0_j + E_{ij} \quad (2.1)$$

Donde: $i = 1, nj =$ unidades del primer nivel; $j = 1, k =$ unidades del segundo nivel.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (2.2)$$

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + E_{ij} \quad (2.3)$$

Así pues, el estimador beta tiene dos componentes: uno fijo y otro aleatorio. El componente fijo γ_{00} se asume como una media de la variable del segundo nivel, mientras $u_{0j} + E_{ij}$ representa la suma de los residuos, compuestos por los residuos del segundo nivel u_{0j} , de las variables a nivel regional y el término E_{ij} , que denota los residuos del primer nivel. En este modelo la variabilidad viene dada por:

$$\text{var}(Y_{ij}) = \gamma_{00} + \text{var}(u_{0j}) + \text{var}(E_{ij}) \quad (2.4)$$

Donde: $E_{ij} \sim N(0, \sigma^2_{E_{ij}})$; $u_{0j} \sim N(0, \sigma^2_{u_{0j}})$; $\sigma_{Eu} = \text{cov}(E, u) = 0$

Por otro lado, una buena medida que permite establecer la existencia o no de factores regionales en la dependiente es el coeficiente de correlación intraclase (CCI), también denominado coeficiente de partición de la varianza en otros textos, que estima la porción de varianza explicada por el segundo nivel del modelo (Hox, 1995; Alvarado y Atienza, 2014). En ese sentido, si σ^2_u es estadísticamente igual a cero, no existen disparidades en la variabilidad de la dependiente y, por tanto, no es necesario estimar un modelo jerárquico.

$$p = \frac{\sigma^2_u}{\sigma^2_u + \sigma^2_E} \quad (2.5)$$

En la ecuación (2.5), σ^2_u representa la varianza entre grupos; σ^2_E , la varianza dentro de los grupos; y $(\sigma^2_u + \sigma^2_E)$ hace alusión a la varianza total de la dependiente

(Herrera y otros, 2005). Así pues, una forma de establecer la incidencia de las variables del segundo nivel en el estimador consiste en ejecutar un modelo nulo donde se estime la varianza de los residuos en ambos niveles y, posteriormente, ir aplicando modelos que incorporen las explicativas a nivel individual y regional. De ese modo, la disminución del CCI tras añadir un nuevo predictor del nivel superior indica una explicación de tal predictor en la variabilidad del nivel superior. Por eso, omitir una variable de este tipo conduciría a estimaciones incorrectas y sesgadas (Goldstein, 1999; Alarcón y otros, 2015).

Sin embargo, es necesario hacer varias anotaciones a este respecto. La primera, y de la cual se desprenden las siguientes, hace referencia a la imposibilidad de aplicar las anteriores especificaciones de un modelo lineal jerárquico en los planteamientos con una variable dependiente binaria y una función de distribución acumulativa. Esto se comprueba al cotejar las ecuaciones (1.3) y (2.3).

Rasbash y otros (2012) plantean la estimación de un CCI alternativo al concebir un modelo de umbral lineal, en el que se asuma la existencia de una ecuación alternativa a $L_{ij} = \beta 0_j + \beta 1_j X_{ij}$ ⁹, con un $Y^*_{ij} = \beta 0_j + \beta 1_j X_{ij} + E_{ij}$ a partir del cual se pueda obtener una respuesta continua a la respuesta binaria, de modo que $L_{ij} = 1$ si $Y^*_{ij} \geq 0$ y $L_{ij} = 0$ si $Y^*_{ij} < 0$. En este sentido, Y^*_{ij} se podría entender como la propensión marginal a suicidarse. Este planteamiento es a todas luces similar a la ecuación (2.1). Sin embargo, la distribución para E_{ij} es, en consecuencia, una distribución logística con media cero y varianza $\sigma 2_E = \frac{\pi^2}{3} \approx 3,29$, de forma que la ecuación (2.5) se reformularía de la siguiente forma:

$$p = \frac{\sigma 2_u}{\sigma 2_u + \frac{\pi^2}{3}} \tag{2.6}$$

Una vez aclarada la distribución de las innovaciones del primer nivel, vale la pena ampliar la ecuación (2.1) e incluir los efectos aleatorios en el intercepto y la pendiente, como sigue:

$$Y_{ij} = \beta 0_j + \beta 1_j X_{ij} + E_{ij} \tag{3.1}$$

$$\beta 0_j = \gamma_{00} + \gamma_{01} R_j + u_{0j} \tag{3.2}$$

$$\beta 1_j = \gamma_{10} + \gamma_{11} R_j + u_{1j} \tag{3.3}$$

La explicativa del primer nivel, representada como X_{ij} , denota en este caso las características particulares del individuo (sexo, edad, estado civil y nivel educativo); mientras que la explicativa del segundo nivel, R_j , representa las condiciones del mercado laboral a nivel departamental (tasa desempleo, tasa de informalidad, tiempo de rotación, ingreso laboral, índice de Gini); γ_{00} es la media de la variable del segundo nivel cuando el predictor de dicho nivel es igual a cero; γ_{01} indica el efecto principal de la explicativa del segundo nivel sobre la dependiente; γ_{10} representa el efecto del predictor del segundo nivel sobre la explicativa del primer nivel; $\gamma_{11} R_j X_{ij}$ indica la interacción de los dos niveles, ajustada por los efectos del estimador del segundo nivel (Alarcón y otros, 2015).

⁹ Para mayor facilidad del lector, se hace alusión a la ecuación (1.1) reformulada con los estimadores.

$$Y_{ij} = (\gamma_{00} + \gamma_{01}R_j + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{11}R_jX_{ij}) + (u_{0j} + u_{1j}X_{ij} + E_{ij}) \quad (3.4)$$

Donde: $u \sim N(0, \Sigma_u)$; $E(E) = 0$ y $\sigma^2_E = \frac{\pi^2}{3}$; $\sigma_{Eu} = \text{cov}(E, u) = 0$

$$u = \begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{pmatrix} \sim N \left[0, \Sigma_u = \begin{pmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{01} & \tau_{11} \end{pmatrix} \right] \quad (3.5)$$

Distribución multivariante de los residuos del segundo nivel.

$$\Sigma_u = \begin{pmatrix} \sigma^2_{u0} = \tau_{00} & \sigma_{01} = \tau_{01} \\ \sigma_{10} = \tau_{01} & \sigma^2_{u1} = \tau_{11} \end{pmatrix} \quad (3.6)$$

Matriz de varianza y covarianza de los residuos del segundo nivel.

Asimismo, en la ecuación (3.4) es posible observar los efectos fijos agrupados a la izquierda y los efectos aleatorios agrupados a la derecha, que se componen de: E_{ij} , que denota el componente estocástico del primer nivel; u_{0j} , que representa los residuos del segundo nivel y los efectos aleatorios en el intercepto; u_{1j} , que indica los residuos del segundo nivel que dependen de la explicativa del primer nivel y, en ese sentido, presenta los efectos aleatorios en la pendiente de la curva. (Alarcón y otros, 2015; Ucedo Silva, 2013).

De esta manera, la metodología planteada consta de tres fases: la construcción de mapas de calor para los años 2010 y 2018 con objeto de observar el comportamiento de las variables; la ejecución de un modelo de datos de panel para valorar el fenómeno con indicadores en el plano departamental; y, finalmente, la ejecución del modelo multinivel para valorar el comportamiento del suicidio utilizando una estructura de datos anidada.

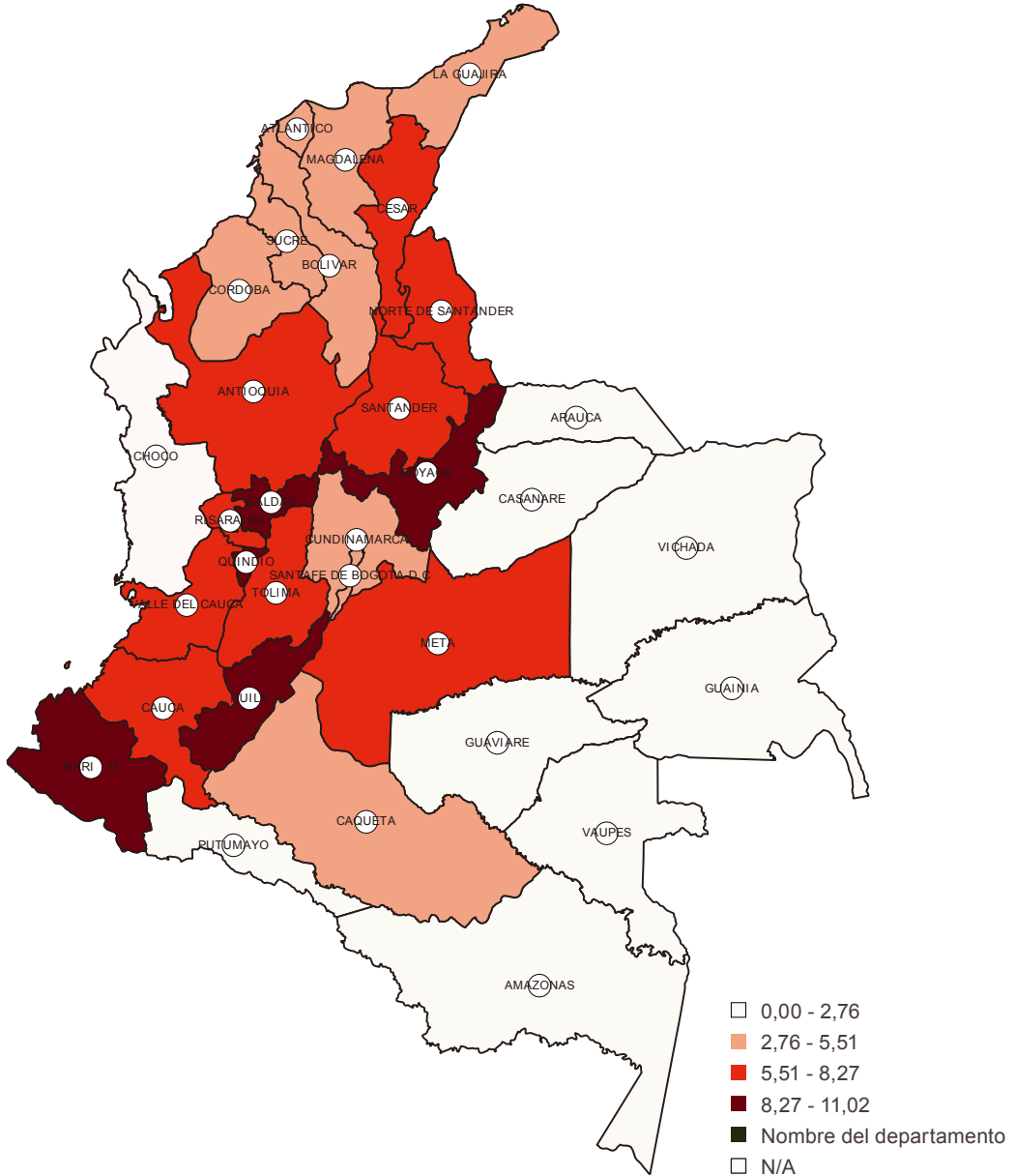
C. Resultados y discusión

1. Análisis descriptivo

En el mapa 1 se ilustran la ubicación y evolución de las tasas de suicidio por cada 100.000 habitantes en 2010 y 2018 en los 23 departamentos y la capital del país. Así pues, se puede constatar un aumento en el promedio general de la tasa de suicidio, que pasó de 5,65 en 2010 a 7 en 2018. A su vez, el análisis de la composición por cuartiles en dichos años demuestra que los únicos departamentos que registraron una disminución en el número de suicidios por cada 100.000 habitantes fueron Boyacá (-2,62), Caquetá (-0,88), Huila (-0,28) y Nariño (-1,97). En contraste, Atlántico (2,45), Risaralda (4,16), Santander (2,77) y Sucre (3,11) fueron los departamentos que en 2018 registraron un aumento en el número de suicidios. Los departamentos que registraron las tasas más altas de suicidio en ambos años fueron Quindío, Risaralda, Nariño y Huila.

Mapa 1
Colombia: tasas de suicidio por cada 100.000 habitantes, 2010 y 2018

A. Tasa de suicidio y desempleo en 2010



En este mismo sentido, es posible apreciar que Chocó constituye la única unidad territorial que en 2010 se encontraba en el primer cuartil, con la tasa de suicidio más baja (1,5), y que en 2018 se ubicó en el segundo cuartil tras haber aumentado tres puntos. Dado que en 2018 en todos los departamentos se registraron tasas superiores a los tres puntos, el aumento generalizado ocasionó la salida de Sucre, Cundinamarca y Santafé de Bogotá del segundo cuartil.

Por su parte, los departamentos de la costa septentrional de Colombia mantuvieron en ambas fechas tasas móviles dentro los cuartiles, a excepción de Atlántico y Sucre, que presentaron una variación de 2,45 puntos y 3,11 puntos, respectivamente. Cesar, Antioquia, Tolima, Valle del Cauca y Meta se mantuvieron con tasas estables en los dos períodos, y en Magdalena y Meta se registraron aumentos de las tasas de suicidio inferiores a 1 punto.

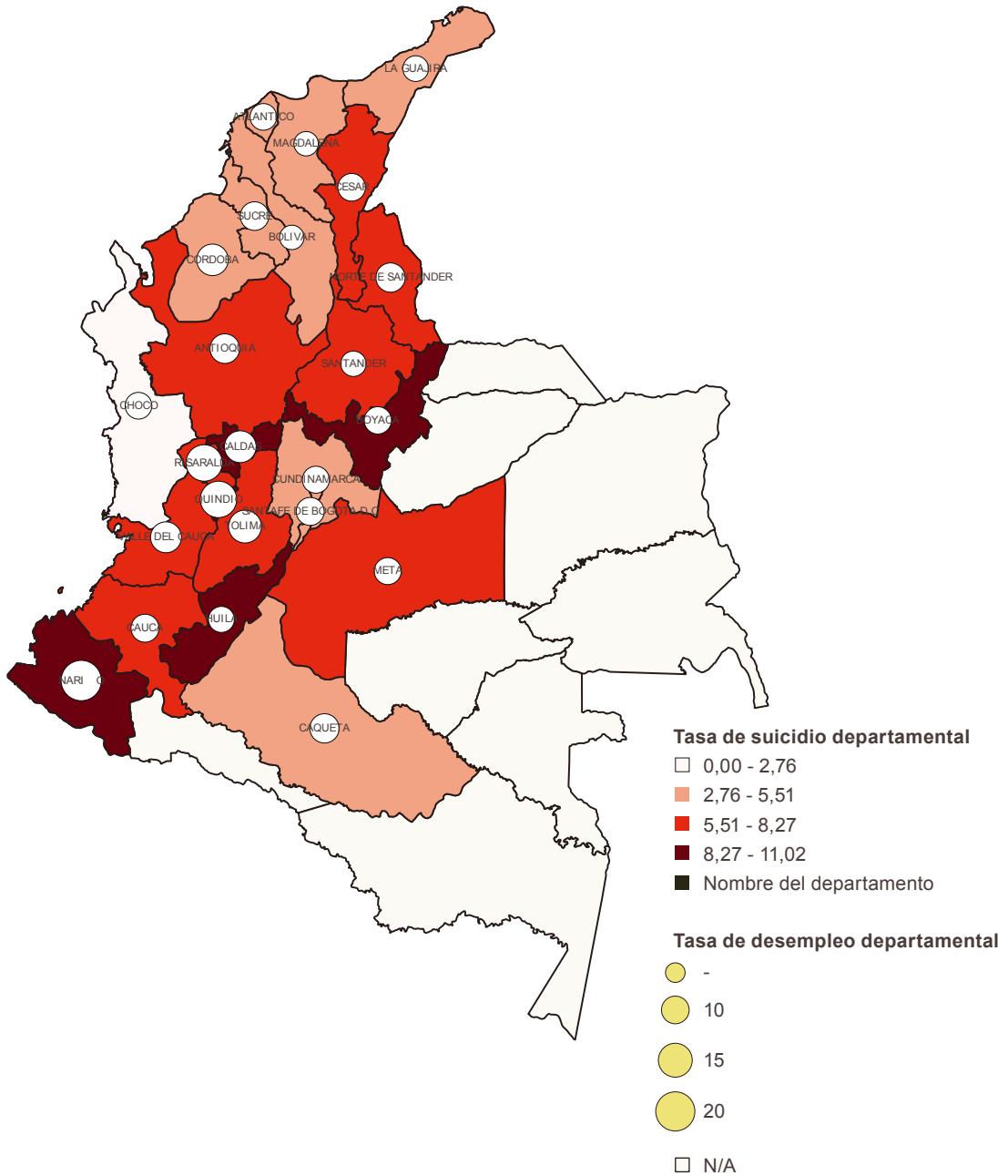
El Eje Cafetero, compuesto por Quindío, Risaralda y Caldas, se puede valorar como grupo en lo que respecta a la tasa de suicidio, pues comparten límites territoriales. Además, en 2018 se concentraron en el último cuartil y presentaron variaciones de 1,6, 4,2 y 2,41 puntos, respectivamente, en el período de referencia. Igualmente, cabe destacar la condición socioeconómica de Quindío que, a lo largo del tiempo, ha registrado las mayores tasas de desempleo y suicidio, lo que parece indicar una posible relación entre suicidio y mercado laboral, que sobresale con respecto a los demás departamentos. Por otro lado, según la Gobernación de Risaralda (2017) y la Dirección Territorial Salud de Caldas (2016), los factores económicos representan el 10% de los intentos de suicidio en Risaralda y alrededor del 9% en el caso de Caldas.

También cabe destacar el caso particular de los departamentos de Nariño y Norte de Santander, que se caracterizan por una influencia importante de los flujos migratorios provenientes de la República Bolivariana de Venezuela. Según un informe de la Cámara de Comercio de Cúcuta (2018), habían llegado alrededor de 870.093 venezolanos, de los cuales el 11% se ubicaban en Norte de Santander. Una situación similar ocurre en Nariño, ya que su ubicación lo convierte en un paso obligatorio para los migrantes que se encuentran en territorio nacional y se dirigen hacia el Ecuador y el Perú, de modo que Nariño es un destino transitorio. Esos flujos migratorios afectan sin duda la composición poblacional y, en ese mismo sentido, el mercado laboral.

Se puede observar que en 2018 Nariño y Norte de Santander se encontraban en el cuartil con mayores tasas de suicidio, junto con Quindío, Risaralda, Caldas y Huila. De la misma forma, el Instituto Nacional de Salud (2019) indicó que, al desglosar los casos según la pertenencia a distintos grupos poblacionales, los intentos de suicidio notificados entre la población migrante ocupaban el sexto lugar, lo que ponía de manifiesto una posible incidencia de las corrientes migratorias en el comportamiento del fenómeno a nivel departamental.

Mapa 2
Colombia: tasas de suicidio y desempleo, 2010 y 2018

A. Tasa de suicidio y desempleo en 2010



Por último, cabe mencionar aquellos departamentos que concentran mayores comunidades étnicas y que, si bien presentan tasas bajas de suicidio, registran indicadores socioeconómicos deficientes, como es el caso de Chocó y La Guajira. En un estudio realizado por el Instituto Nacional de Medicina Legal (2015) sobre el suicidio en las comunidades indígenas en el período 2010-2014, se observó que, aunque seguían siendo un grupo demográfico con tasas bajas de suicidio, en esa población el comportamiento suicida no obedecía principalmente a factores económicos. En cambio, los factores culturales, la discriminación, el despojo de las tierras y el conflicto armado, así como la falta de derechos y su afectación en el desarrollo de la comunidad eran las principales circunstancias que llevaban a los individuos pertenecientes a esas comunidades a tomar la decisión de acabar con su vida. Esto ha quedado constatado en el departamento de Chocó, como señalan el Ministerio de Salud y Protección Social y la Organización Panamericana de Salud (2010).

1. Análisis econométrico

En el cuadro 1 se muestran los resultados de la estimación realizada a partir de los PCSE, la relación entre el mercado laboral, las condiciones socioeconómicas a nivel departamental y el comportamiento de las tasas de suicidio. En él se pueden apreciar los coeficientes que presentan mejor consistencia y significancia estadística para los diferentes grupos de referencia, como las tasas de desempleo e intoxicación por psicoactivos. Esta segunda se utiliza en un intento por aproximarse al nivel de consumo de psicoactivos a nivel departamental dado que, en sus publicaciones, Tuesca y Navarro (2003), Vargas y Saavedra (2012), Aparicio, Blandón y Chaves (2016) y Burlaka y otros (2020) hacen referencia a la existencia de una relación positiva entre el consumo de psicoactivos y la prevalencia de la ideación suicida, el intento o la consumación del propio acto.

Esto pone de manifiesto una relación entre la tasa de desempleo y la tasa de suicidio en líneas generales, aunque más acentuada entre los hombres y las personas de entre 20 y 64 años de edad, mientras en el caso de las mujeres tiende a ser más leve. Esta disparidad en el efecto del desempleo entre los hombres y las mujeres puede obedecer, en parte, a la baja participación de las mujeres en el mercado laboral (52,3%) en comparación con los hombres (72,4%). Por tanto, resulta obvio que, si en términos agregados las mujeres no presentan una alta participación en el mercado laboral, la relación del mercado laboral con la tasa de suicidio de este grupo particular será más leve que entre los hombres.

De la misma manera, al utilizar en el análisis la variable que mide las semanas promedio de cesantía a nivel departamental e intentar acercarse al análisis desarrollado por Milner, Page y La Montagne (2013), se encuentra significancia estadística y consistencia en los coeficientes, que muestran una relación positiva (0,0907) con la tasa de suicidio, que se da con más fuerza entre los hombres (0,0631) que entre las mujeres (0,0205).

Cuadro 1

Estimación a partir de los errores estándar corregidos para panel

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	General	Hombre	Mujer	Adolescente	Joven	Adulto	Mayor
Pobreza monetaria	-0,141*** (0,0214)						
Remesas per cápita	1,74e-06** (8,14e-07)						
Tasa de intoxicación por psicoactivos	0,0317*** (0,00812)						
Ingreso laboral real	0,000867*** (0,000329)	-0,000701* (0,000367)	0,000364** (0,000168)	0,000822 (0,000703)	0,00133** (0,000661)	-0,000515* (0,000294)	-0,000924*** (0,000312)
Tasa de desempleo	0,322*** (0,0603)	0,721*** (0,0997)	0,0575** (0,0262)	0,102*** (0,0320)	0,391*** (0,107)	0,311*** (0,0979)	0,509*** (0,128)
Tasa de informalidad	0,190*** (0,0306)	-0,0137 (0,0204)	-0,0108 (0,00944)	0,0884 (0,0595)	-0,0117 (0,0302)	-0,0580*** (0,0199)	0,0756** (0,0362)
Duración del desempleo	0,0907*** (0,0232)	0,0631** (0,0295)	0,0205* (0,0111)	0,154*** (0,0522)	0,122*** (0,0421)	0,000477 (0,0216)	-0,0709*** (0,0200)
Escolarización	0,250 (0,274)	0,764** (0,351)	-0,242* (0,145)	2,522*** (0,549)	-0,356 (0,403)	-0,166 (0,256)	1,041*** (0,356)
Tasa de subempleo	0,0126 (0,0208)	-0,0451** (0,0225)	0,0207* (0,0113)	0,0109 (0,0178)	0,00537 (0,0310)	-0,0251 (0,0243)	0,0440 (0,0375)
Tasa de ocupación	-0,0493 (0,0335)	0,293*** (0,0526)	-0,000568 (0,0127)	0,211*** (0,0374)	0,0889 (0,0639)	0,0327 (0,0480)	-0,0742* (0,0426)
Constante	-12,17*** (4,007)	-20,29*** (5,938)	1,593 (1,902)	-31,51*** (7,811)	-6,091 (8,334)	9,429* (5,182)	-0,496 (5,490)
Observaciones	216	216	216	216	216	216	216
R cuadrado	0,393	0,313	0,152	0,267	0,159	0,145	0,209
Número de departamentos	24	24	24	24	24	24	24

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La desviación estándar se indica entre paréntesis, mientras que la significancia se indica de la siguiente manera: *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01. Las agrupaciones por edades se distribuyen como sigue: adolescente (10 a 19 años); joven (20 a 34 años); adulto (35 a 49 años); mayor (50 a 64 años).

Si bien resultan significativas desde el punto de vista estadístico, la informalidad y la tasa de subempleo (empleadas para aproximarse a la calidad del empleo) no parecen repercutir de manera sistemática en los distintos grupos de referencia. Sin embargo, se puede apreciar una relación inversa entre la tasa de subempleo y la dependiente en el caso de los hombres, y una relación directa en lo que respecta a las mujeres. Es decir, a nivel departamental existe una asociación estadística entre la tasa de suicidio y la tasa de subempleo de las mujeres. Al respecto, Espino (2014) resalta la diferencia existente en el impacto del trabajo remunerado en los hombres y las mujeres, pues la Agencia de Salud Pública de Barcelona constató que las mujeres catalanas que se encontraban en el paro conservaban una mejor salud mental que los varones desempleados, y tenían menos riesgo de padecer trastornos mentales que las mujeres ocupadas. Sin embargo, esos resultados no permiten valorar a fondo la relación en lo que respecta a la calidad del empleo, puesto que la condición de trabajador informal y subempleado no implica, propiamente, una calidad deficiente del empleo.

En cuanto al ingreso laboral real, se puede apreciar su significancia estadística, a la vez que sus diversos efectos en los grupos de referencia. Esos efectos se manifiestan de manera positiva entre las mujeres (0,000364) y los jóvenes (0,00133), mientras que en el caso de los adultos (-0,000515) y los mayores (-0,000924) se observa una relación negativa.

Por otro lado, las variables empleadas para valorar la condición socioeconómica de los departamentos (pobreza monetaria, ingresos por remesas) presentan significancia estadística y coeficientes que no pueden tomarse como prueba de una relación causal. Dicha significancia estadística se debe simplemente a la marcada tendencia en la disminución de la pobreza monetaria¹⁰ y a la heterogeneidad departamental de la pobreza monetaria y las tasas de suicidios, de modo que los departamentos con una alta prevalencia de pobreza monetaria (Chocó, La Guajira, Caquetá y Magdalena) cuentan con tasas de suicidio que, como se señaló en el apartado anterior, en 2010 y 2018 se encontraron en los dos primeros cuartiles.

Del mismo modo, la variable que mide el nivel promedio de escolarización en el plano departamental no pretende determinar la existencia de una relación entre la escolarización y la propensión al suicidio. En cambio, como indicador agregado, busca aproximarse a la condición socioeconómica a nivel departamental, puesto que expresa un nivel de bienestar. Por eso, de esa estadística no se desprende una conclusión encaminada a establecer una relación entre un mayor grado de escolarización a nivel departamental y las tasas de suicidio. Así pues, esa relación tan solo demuestra la existencia —como es natural— de un aumento constante en los niveles de escolarización, lo que a su vez da lugar a un comportamiento del coeficiente similar al de la pobreza monetaria.

¹⁰ Ver Boletín Técnico de Pobreza Monetaria en Colombia, 2018: https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/condiciones_vida/pobreza/2018/bt_pobreza_monetaria_18.pdf.

Cuadro 2

**Estimación a partir de los errores estándar corregidos para panel,
desglosada por grupos de edad y sexo**

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Hombre adolescente	Hombre joven	Hombre adulto	Hombre mayor	Mujer adolescente	Mujer joven	Mujer adulta	Mujer mayor
Ingreso laboral real	0,00158 (0,00135)	0,000167 (0,00111)	-0,00122*** (0,000436)	-0,00161*** (0,000552)	0,000274 (0,00117)	0,000662 (0,000416)	5,87e-05 (0,000191)	-0,000161 (0,000148)
Tasa de desempleo	0,120* (0,0664)	1,570*** (0,308)	1,017** (0,447)	1,079*** (0,316)	0,206*** (0,0577)	0,0309 (0,0474)	0,0598 (0,0376)	0,128** (0,0497)
Tasa de informalidad	0,0173 (0,132)	0,00661 (0,0364)	-0,0786*** (0,0287)	-0,0231 (0,0633)	0,147* (0,0774)	-0,0458** (0,0183)	-0,0241** (0,0120)	0,0105 (0,0217)
Duración del desempleo	0,172* (0,0976)	0,238*** (0,0767)	0,0359 (0,0440)	-0,0966** (0,0400)	0,153 (0,0983)	0,0366 (0,0253)	0,0105 (0,0108)	-0,00505 (0,00908)
Escolarización	4,952*** (1,066)	1,243 (0,823)	-0,153 (0,481)	0,620 (0,679)	3,091** (1,214)	-0,437 (0,312)	-0,199 (0,147)	0,392** (0,157)
Tasa de subempleo	0,0277 (0,0318)	-0,0576 (0,0404)	-0,0246 (0,0348)	0,0677 (0,0631)	0,0127 (0,0418)	0,0668*** (0,0219)	-0,0248* (0,0134)	0,0130 (0,0226)
Tasa de ocupación	0,172*** (0,0373)	0,883*** (0,228)	0,283 (0,355)	0,140 (0,177)	0,216*** (0,0536)	-0,0358 (0,0299)	0,0204 (0,0157)	-0,0211 (0,0139)
Constante	-41,23** (16,68)	-91,61*** (26,59)	-8,799 (35,18)	-0,889 (15,73)	-43,75*** (12,58)	6,548 (4,813)	3,510 (2,376)	-1,519 (2,681)
Observaciones	216	216	216	216	216	216	216	216
R cuadrado	0,233	0,185	0,164	0,169	0,145	0,104	0,070	0,091
Número de departamentos	24	24	24	24	24	24	24	24

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La desviación estándar se indica entre paréntesis, mientras que la significancia se indica de la siguiente manera: *p< 0,05; **p< 0,01; ***p< 0,001. Las agrupaciones por edades se distribuyen como sigue: adolescente (10 a 19 años); joven (20 a 34 años); adulto (35 a 49 años); mayor (50 a 64 años).

Por último, la medida tradicional que permite valorar el ajuste del modelo y su calidad predictiva evidencia un nivel de ajuste inferior al 40% para todos los casos, si bien es particularmente más bajo entre las mujeres y los subgrupos de edades en que se clasifican. Esa brecha podría deberse, en primer lugar, a la menor participación de las mujeres en el mercado laboral y, en el caso de los subgrupos, a la menor cantidad de registros analizados. En consecuencia, sería esperable un nivel de ajuste menor, dado que se establecen asociaciones entre indicadores compuestos por la generalidad de los hechos (mercado laboral) e indicadores que, por construcción, intentan reflejar una generalidad a partir de una cantidad limitada de registros (tasas de suicidio de los subgrupos).

Así pues, es necesario mencionar que, si bien el ejercicio del PCSE permite observar el comportamiento de los coeficientes y establecer relaciones estadísticas significativas, estas no pueden percibirse como relaciones causales.

2. Modelo *logit* multinivel y capacidad explicativa

Para llevar a cabo el ejercicio, se emplearon dos muestras aleatorias de individuos vivos extraídas de la GEIH a partir del método Montecarlo, con el fin de obtener grupos de control consistentes, que permitieran valorar el comportamiento del fenómeno. Si bien ambas muestras presentan proporciones similares en lo que respecta a las observaciones de suicidios, también contienen características diferentes que inciden de manera determinante en los resultados.

La primera muestra se obtuvo controlando las observaciones de vivos en proporciones similares a los registros de individuos suicidas por departamento y año. Por su parte, en la segunda muestra se mantuvo una proporción similar para los individuos suicidas. Sin embargo, no se controló la distribución de los individuos vivos en términos departamentales y anuales según la ubicación y el año de ocurrencia del suicidio, sino que se intentó conservar la composición en términos temporales y departamentales de los registros documentados por la GEIH en el período comprendido por el análisis.

Cuadro 3
Distribución espacial de las observaciones

Departamento	Observaciones individuos suicidas			Muestra condicionada núm. 1			Observaciones individuos vivos			Muestra condicionada núm. 2		
	Frecuencia	Porcentaje	Cum.	Frecuencia	Porcentaje	Cum.	Frecuencia	Porcentaje	Cum.	Frecuencia	Porcentaje	Cum.
Antioquia (5)	3 365	16,87	16,87	6 038	22,38	22,38	323 949	6,02	6,02	2 147	8,36	8,36
Atlántico (8)	667	3,34	20,21	1 111	4,12	26,5	288 939	5,37	11,39	1 663	6,47	14,83
Bogotá (11)	2 775	13,91	34,12	3 889	14,42	40,92	243 917	4,53	15,92	1 200	4,67	19,5
Bolívar (13)	494	2,48	36,6	669	2,48	43,4	241 229	4,48	20,41	1 222	4,76	24,25
Boyacá (15)	638	3,2	39,8	736	2,73	46,13	203 205	3,78	24,18	824	3,21	27,46
Caldas (17)	575	2,88	42,68	712	2,64	48,77	219 262	4,07	28,26	995	3,87	31,33
Caquetá (18)	208	1,04	43,72	219	0,81	49,58	206 235	3,83	32,09	861	3,35	34,68
Cauca (19)	738	3,7	47,42	1 095	4,06	53,64	250 796	4,66	36,75	1 269	4,94	39,62
Cesar (20)	443	2,22	49,64	635	2,35	55,99	235 941	4,38	41,14	1 126	4,38	44
Córdoba (23)	466	2,34	51,98	551	2,04	58,03	209 692	3,9	45,03	909	3,54	47,54
Cundinamarca (25)	1 023	5,13	57,11	343	1,27	59,3	67 176	1,25	46,28	82	0,32	47,86
Chocó (27)	75	0,38	57,48	75	0,28	59,58	194 505	3,61	49,9	803	3,13	50,98
Huila (41)	710	3,56	61,04	888	3,29	62,87	220 408	4,1	53,99	975	3,79	54,78
La Guajira (44)	211	1,06	62,1	272	1,01	63,88	232 868	4,33	58,32	1 166	4,54	59,32
Magdalena (47)	348	1,74	63,84	479	1,78	65,66	257 273	4,78	63,1	1 397	5,44	64,75
Meta (50)	500	2,51	66,35	573	2,12	67,78	215 311	4	67,1	972	3,78	68,54
Nariño (52)	1 065	5,34	71,69	1 337	4,96	72,74	216 321	4,02	71,12	947	3,69	72,22
N. Santander (54)	753	3,77	75,46	948	3,51	76,25	221 381	4,11	75,24	1 036	4,03	76,25
Quindío (63)	425	2,13	77,59	469	1,74	77,99	203 226	3,78	79,01	840	3,27	79,52
Risaralda (66)	543	2,72	80,31	642	2,38	80,37	206 759	3,84	82,86	858	3,34	82,86
Santander (68)	951	4,77	85,08	1 160	4,3	84,67	220 996	4,11	86,96	1 036	4,03	86,89
Sucre (70)	285	1,43	86,51	380	1,41	86,08	240 260	4,47	91,43	1 229	4,78	91,68
Tolima (73)	809	4,06	90,57	919	3,41	89,49	196 172	3,65	95,07	743	2,89	94,57
Valle del Cauca (76)	1 882	9,43	100	2 836	10,51	100	265 080	4,93	100	1 396	5,43	100
Total	19 949	100	-	26 976	100	-	5 380 901	100	-	25 696	100	-

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4
Distribución temporal de las observaciones

Año	Observaciones individuos vivos			Muestra condicionada núm. 2			Observaciones individuos suicidas			Muestra condicionada núm. 1		
	Frecuencia	Porcentaje	Cum.	Frecuencia	Porcentaje	Cum.	Frecuencia	Porcentaje	Cum.	Frecuencia	Porcentaje	Cum.
2010	616 041	11,45	11,45	2 991	11,64	11,64	1 886	9,45	9,45	2 713	10,06	10,06
2011	622 171	11,56	23,01	3 127	12,17	23,81	3 624	18,17	27,62	4 928	18,27	28,33
2012	612 089	11,38	34,39	2 939	11,44	35,25	1 836	9,2	36,82	2 536	9,4	37,73
2013	600 368	11,16	45,54	2 829	11,01	46,26	1 804	9,04	45,87	2 490	9,23	46,96
2014	594 471	11,05	56,59	2 880	11,21	57,46	1 848	9,26	55,13	2 434	9,02	55,98
2015	593 941	11,04	67,63	2 854	11,11	68,57	2 000	10,03	65,16	2 713	10,06	66,04
2016	587 373	10,92	78,55	2 803	10,91	79,48	2 155	10,8	75,96	2 904	10,77	76,8
2017	579 274	10,77	89,31	2 651	10,32	89,8	2 327	11,66	87,62	2 968	11	87,8
2018	575 173	10,69	100	2 622	10,2	100	2 469	12,38	100	3 290	12,2	100
Total	5 380 901	100		25 696	100		19 949	100		26 976	100	

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 5 se resumen los resultados de la regresión con la muestra número 1, donde el CCI inicial ($\rho = 0,0258$) sugiere que no existen disparidades departamentales en lo que respecta al suicidio. Ese resultado se mantiene al incluir características personales en el primer nivel, y características contextuales, del mercado laboral y de la condición socioeconómica en el segundo nivel.

También es posible apreciar leves variaciones en los coeficientes que denotan las características individuales cuando se incluye el nivel educativo en las explicativas. Esto se debe al extravío de los valores relativos a 6.165 individuos suicidas, por lo que la omisión de dichos registros sesga los resultados.

El comportamiento de las variables del nivel individual es el esperado, y se puede observar en el cuadro 5. En términos generales, los grupos de edad más propensos al suicidio son los jóvenes (20 a 34 años) y los adultos (35 a 49 años), si bien el primer grupo presenta un mayor factor de riesgo. Asimismo, se observa una mayor proporción de suicidios entre los hombres, y el nivel educativo actúa como un atenuante del fenómeno. Sin embargo, para entender este resultado en particular hay tener en cuenta las consideraciones planteadas algunas líneas atrás. Por último, según los datos empíricos, y a la luz de los postulados de Durkheim, llevar una vida en pareja constituye un factor de integración social y, por tanto, actúa como atenuante en el suicidio.

El comportamiento de los coeficientes del primer nivel confirma el comportamiento ligado al suicidio y presenta consistencia en la regresión para la muestra de control número 2. Así pues, los hombres de entre 20 y 34 años que no viven en pareja y tienen bajos niveles educativos son los más propensos al suicidio.

En el cuadro 6 se resumen los resultados de las estimaciones que emplean la muestra número 2. Primero, se ejecuta la regresión sin explicativas de los niveles primero y segundo, y se observa una variabilidad del segundo nivel que explica algo más del 20% de la variabilidad del modelo ($\rho = 0,2128$). De esos resultados se desprende la existencia de factores departamentales que inciden de manera significativa en el suicidio.

A su vez, la variabilidad explicada por el segundo nivel disminuye en un 1,83% si se incluyen las características personales (a excepción del nivel educativo) y en un 53,15% si, en los regresores del segundo nivel, se tienen en cuenta la tasa de desempleo y su duración como variables contextuales que intentan relacionar la influencia del mercado laboral en el fenómeno particular. Así pues, los resultados justifican la inclusión de las dos variables y sugieren que existe una relación directa entre el desempleo —y su duración— y el suicidio. La inclusión de la tasa de intoxicación por consumo de psicoactivos a nivel departamental no tuvo efectos notables en la disminución del CCI.

Por otro lado, en los modelos 4 y 5 se pueden observar los efectos de incluir el nivel educativo en las explicativas del primer nivel. Sin embargo, como se ha mencionado anteriormente, esos resultados obedecen a una reducción en los registros, lo que sesga los resultados obtenidos al incluir regresores en el segundo nivel.

Cuadro 5
Regresiones multinivel con la muestra número 1

Coefficiente	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Hombre		1,5149*** (0,0219)	1,5149*** (0,0219)	1,5150*** (0,0219)	1,4544*** (0,0252)	1,4545*** (0,0252)
Adolescente		-0,2311*** (0,0348)	-0,2311*** (0,0348)	-0,2310*** (0,0348)	-0,0879* (0,0397)	-0,0874** (0,0397)
Joven		0,3165*** (0,0293)	0,3165*** (0,0293)	0,3166*** (0,0293)	0,5676*** (0,0342)	0,5689*** (0,0342)
Adulto		0,1248*** (0,0313)	0,1248*** (0,0313)	0,1249*** (0,0313)	0,2233*** (0,0362)	0,2238*** (0,0362)
Vida en pareja		-0,4160*** (0,0227)	-0,416*** (0,0227)	-0,4159*** (0,0227)	-0,2658*** (0,0259)	-0,2656*** (0,0259)
Nivel educativo ^a					-0,2973*** (0,0101)	-0,2979*** (0,0101)
Constante	-0,1973*** (0,0616)	-1,1037*** (0,0687)	-1,1037*** (0,0687)	-1,1068*** (0,0692)	-0,8943*** (0,0793)	-0,8835*** (0,0892)
Efectos aleatorios						
var (Constante)	0,0870	0,0875	0,0875	0,0873065	0,1062	0,11314
var (Tasa de desempleo)		4,08E-11	1,16E-11	8,84e-18		0,00018
var (Duración del desempleo)			3,24E-13	1,25e-17		0,00003
var (Tasa de intoxicación por psicoactivos)				1,53e-06		
CCI	0,0258	0,0259	0,0259	0,0258	0,0313	0,0332
Variación CCI	-	0,39%	0,39%	0,00%	21,32%	28,68%
Log verosimilitud	-31 616,257	-28 509,739	-28 515,246	-28 515,938	-22 720,774	-22 724,086
Observaciones	46 925	46 925	46 925	46 925	40 760	40 760

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La desviación estándar se indica entre paréntesis, mientras que la significancia se indica de la siguiente manera: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$. Las agrupaciones por edades se distribuyen como sigue: adolescente (10 a 19 años); joven (20 a 34 años); adulto (35 a 49 años); mayor (50 a 64 años).

^a Nivel educativo: primaria o menos (1); secundaria y secundaria media (2); técnico o tecnólogo (3); superior o más (4).

Cuadro 6

Regresiones multinivel con la muestra número 2

Coefficiente	Modelo 0	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Hombre		1,5571*** (0,0234)	1,5584*** (0,0234)	1,5580*** (0,0234)	1,4883*** (0,0263)	1,489*** (0,0264)
Adolescente		-0,2162*** (0,0371)	-0,2176*** (0,0372)	-0,2165*** (0,0373)	-0,0789* (0,0415)	-0,0748* (0,0417)
Joven		0,3157*** (0,0314)	0,316*** (0,0314)	0,3175*** (0,0315)	0,5762*** (0,0359)	0,5827*** (0,0360)
Adulto		0,0693** (0,0335)	0,0696** (0,0334)	0,0713** (0,0334)	0,1707*** (0,0378)	0,1738*** (0,0379)
Vida en pareja		-0,3841*** (0,0242)	-0,3863*** (0,0243)	-0,3864*** (0,0243)	-0,2468*** (0,0271)	-0,2462*** (0,0272)
Nivel educativo ^a					-0,3223*** (0,0106)	-0,3255*** (0,0107)
Constante	-0,4723** (0,1929)	-1,3991*** (0,1933)	-1,5244*** (0,1724)	-1,5981*** (0,2032)	1,1265*** (0,1945)	-1,2665*** (0,2749)
Efectos aleatorios						
var (Constante)	0,8894	0,8689	0,3646	0,53	0,8597	1,1626
var (Tasa de desempleo)			0,0061	0,0075		0,0247
var (Duración del desempleo)			0,0007	0,0009		0,0026
var (Tasa de intoxicación por psicoactivos)				0,00006		
CCI	0,2128	0,2089	0,0997	0,1387	0,2072	0,2611
Variación CCI	-	-1,83%	-53,15%	-34,82%	-2,63%	22,70%
Log verosimilitud	-28 195,379	-25 371,805	-25 358,806	-25 356,328	-20 873,611	-20 812,959
Observaciones	45 645	45 645	45 645	45 645	39 480	39 480

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La desviación estándar se indica entre paréntesis, mientras que la significancia se indica de la siguiente manera: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$. Las agrupaciones por edades se distribuyen como sigue: adolescente (10 a 19 años); joven (20 a 34 años); adulto (35 a 49 años); mayor (50 a 64 años).

^a Nivel educativo: primaria o menos (1); secundaria y secundaria media (2); técnico o tecnológico (3); superior o más (4).

Por último, la variabilidad del fenómeno entre los distintos grupos en el ejercicio desarrollado a partir de la muestra número 2 se debe a que esta refleja la distribución natural de la población a nivel departamental y no está ajustada a la composición departamental de los suicidios. En consecuencia, los controles incluidos para seleccionar la muestra número 1 eliminan la variabilidad del fenómeno a nivel regional, lo que habría dado lugar a estimaciones equivocadas.

En cuanto a las limitaciones del presente estudio, una de ellas radica en la falta de controles a nivel individual (consumo de alcohol o de psicoactivos, existencia de trastornos mentales), que, de acuerdo con lo documentado en la bibliografía existente sobre la materia, actúan como factores de riesgo para el suicidio. Esto se ha debido a la ausencia de información conexa en las estadísticas vitales del DANE. La inclusión de controles de este tipo en los estudios orientados al análisis de los intentos de suicidio registrados por el Sistema Nacional de Vigilancia en Salud Pública (SIVIGILA) desde el 2016 podría conducir a resultados más robustos, que permitirían determinar de manera más exacta la influencia de los factores regionales en el fenómeno, en particular, la influencia del mercado laboral.

D. Conclusiones y recomendaciones

En el presente estudio se analiza la relación existente entre el mercado laboral y el suicidio a partir de la georreferenciación de estadísticas agregadas de 2010 y 2018, la modelación de las mismas sobre la base de un panel con observaciones relativas a 24 departamentos en 2010 y 2018, y la utilización de un modelo multinivel para valorar la influencia de las variables contextuales del mercado laboral en el suicidio.

El análisis se realiza en un momento coyuntural, habida cuenta del aumento sostenido que se ha venido registrando en la tasa de suicidio en Colombia durante el último decenio, en especial en Nariño y Norte de Santander, como zonas fronterizas, y en el Eje Cafetero, donde se evidencian altas tasas de desempleo y suicidio. En el análisis se destaca el comportamiento particular de los departamentos donde residen poblaciones étnicas, puesto que, como se ha expuesto en la bibliografía conexa, sus tasas de suicidio se ven influidas principalmente por los aspectos culturales, en vez de los económicos.

Las pruebas obtenidas de la modelación multinivel sugieren la existencia de disparidades departamentales en el comportamiento del fenómeno, que se explican en buena medida por las condiciones del mercado laboral en dichas regiones, en especial por las diferencias en las tasas de desempleo y en la duración de este a nivel departamental. Esos resultados quedan respaldados, a su vez, por el comportamiento de los coeficientes en el ejercicio desarrollado sobre la base de los errores corregidos para panel. Además, los datos parecen indicar que las covariables empleadas para valorar las condiciones socioeconómicas a nivel departamental no explican la variabilidad del fenómeno entre departamentos.

Finalmente, este trabajo constituye una aproximación inicial para estudiar el suicidio a partir de estructuras multinivel, si bien se han encontrado serias limitaciones para acceder a información de índole individual, lo que incide efectivamente en los resultados arrojados por el esquema metodológico. Así pues, el empleo de desarrollos analíticos de ese tipo a la hora de estudiar los determinantes de los intentos de suicidio podría conducir a resultados más robustos. Dado que desde 2016 el Instituto Nacional de Salud hace un seguimiento detallado de los intentos de suicidio notificados por las unidades de urgencias, ahora es posible acceder a estadísticas de mejor calidad y se ha minimizado el problema de los registros deficientes. De esta manera, se podrían incluir mejores controles en las características individuales, lo que conduciría a estimaciones más precisas. Además, el análisis de los intentos de suicidio permite valorar la intención de ejecutar el acto, más allá de su consumación.

Bibliografía

- Acevedo, C. (2010), “¿Influye la realidad económica en el suicidio? El caso Colombiano”, *Revista de Economía del Caribe*, vol. 5.
- Alarcón, R. y otros (2015), “Modelo jerárquico por paso: análisis multinivel del estrés cotidiano en adolescentes”, *Revista Mexicana de Psicología*, vol. 32, N° 2.
- Alvarado, R. y M. Atienza (2014), “The role of market access and human capital in regional wage disparities: Empirical evidence for Ecuador”, *Serie de Documentos de Trabajo en Economía*, Universidad Católica del Norte (UCN).
- Antonakakis, N. y A. Collins (2018), “A suicidal Kuznets curve?”, *Economics Letters*, vol. 166.
- Aparicio, Y., A. Blandón y N. Chaves (2016), “Alta prevalencia de dos o más intentos de suicidio asociados con ideación suicida y enfermedad mental en Colombia en 2016”, *Revista Colombiana de Psiquiatría*, vol. 49, N° 2.
- Aránguiz, E. (2000), “Psicología y desempleo”, *Revista Internacional de Psicología*, vol. 7, N° 2.
- Banks, M.H. y P. Ullah (1987), “Youth unemployment: social and psychological perspectives”, *Department of Employment. Research Paper*, vol.1, N° 61, Londres.
- Basta, M. y otros (2018), “Suicide rates in Crete, Greece during the economic crisis: the effect of age, gender, unemployment and mental health service provision”, *BMC Psychiatry*, vol. 18, N° 1.
- Benavides, F. y otros (2013), “Consumo de alcohol y otras drogas en el medio laboral en España”, *Gaceta Sanitaria*, vol. 27, N° 3.
- Boswell, W.R., M.V. Roehling y J.W. Boudreau (2006), “The role of personality, situational, and demographic variables in predicting job search among European managers”, *Personality and Individual Differences*, vol. 40.
- Boyce, C. J., A. M. Wood y G. D. A. Brown (2010), “The dark side of conscientiousness: Conscientious people experience greater drops in life satisfaction following unemployment”, *Journal of Research in Personality*, vol. 44 N° 4.
- Buendía, J. (1990), “Psicopatología del desempleo”, *Anales de Psicología*, 6 N° 1.
- (1987), *Autoestima, depresión y paro laboral*, Valencia, Nau Llibres.
- Burlaka, V. y otros (2020), “Suicidal behaviors among Ukrainian college students: the role of substance use, religion, and depression”, *International Journal of Mental Health and Addiction*.
- Cabrera, A. (2009), “Acercamiento al estudio de la relación entre la economía y el suicidio en México”, *Reflexiones en torno al suicidio en México*.

- Cámara de Comercio de Cúcuta (2018), Norte de Santander, como una nueva frontera, Cúcuta, 17 de agosto.
- Carlotto, M. S. y M. D. Gobbi (2012), “Desempleo y síndrome de Burnout”, *Revista de Psicología*, vol. 10, N° 1.
- Castillo, C. y A. Maroto (2017), “El suicidio desde un enfoque psicosocial y de salud comunitaria: los resultados del diagnóstico en santa María de Dota, Costa Rica”, *Anuario de Estudios Centroamericanos*, vol. 43, Universidad de Costa Rica.
- Chang, T. y W. Y. Chen (2017), “Revisiting the relationship between suicide and unemployment: Evidence from linear and nonlinear cointegration”, *Economic Systems*, vol. 41, N° 2.
- Chung, A. (2009), “Gender difference in suicide, household production and unemployment”, *Applied Economics*, 41 N° 19.
- Cruz, K. (2012), “Una visión socioeconómica del suicidio: evidencia para Colombia a nivel municipal del 2006”, tesis de magister, Pontificia Universidad Javeriana.
- DANE (Departamento Administrativo Nacional de Estadística) (s/f), “Certificado de defunción antecedente para el registro civil” [en línea] <https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/poblacion/certificados/Cdefuncion-antecedente.pdf>.
- Dávila, CA. y AM. Pardo (2017), “Impacto de factores socioeconómicos en la mortalidad por suicidios en Colombia, 2000-2013”, *Revista Gerencia y Políticas de Salud*, vol. 16, N° 33.
- De Fraine, B. y otros (2005), “An analysis of wellbeing in secondary school with multilevel growth curve models and multilevel multivariate models”, *Quality and Quantity*, vol. 39 N° 3.
- Díaz, L. G. y L. Trujillo (2011), *Modelos de regresión multinivel*, Universidad Nacional de Colombia.
- Dirección Territorial Salud de Caldas (2017), *Informe comportamiento de los intentos de suicidio en el departamento de Caldas año de 2016*, Manizales.
- Durkheim, E. (1897), *El suicidio*, Londres, Routledge.
- Espino, A. (2014), “Crisis económica, políticas, desempleo y salud (mental)”, *Revista de La Asociación Española de Neuropsiquiatría*, vol. 34, N° 122.
- Ferreira, E. R., J. D. Monteiro y J. R. Pires (2019), “Death by economic crisis: Suicide and self-inflicted injury in the European Union (Eu15) during the worst of times”, *Society and Economy*, 41, N° 1.
- Gobernación de Risaralda (2017), *Boletín Epidemiológico Intento de Suicidio*, Secretaria de Salud de Risaralda.
- Goldstein, H. (1999), *Multilevel Statical Model*, John Wiley & Sons.
- Hahn, E. y otros (2015), “Coping with unemployment: the impact of unemployment duration and personality on trajectories of life satisfaction”, *European Journal of Personality*, vol. 29, N° 6.
- Hamermesh, D. y N. Soss (1974), “An economic theory of suicide”, *Journal of Political Economic*, vol. 82, N° 1.
- Hox, J. J. (1995), *Applied Multilevel Analysis*, Amsterdam, T.T. Publikaties.
- Herrera, M. y otros (2005), “Técnicas para datos multinivel: aplicación a los determinantes del rendimiento educativo”, Universidad Nacional de Tucumán.
- Iglesias, C. y otros (2017), “Suicidio, desempleo y recesión económica en España”, *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*.
- Instituto Nacional de Medicina Legal (2015), *Boletín Epidemiológico, suicidio en indígenas en Colombia 2010-2014*, Bogotá.
- Instituto Nacional de Salud (2019), *Informe del evento del intento de suicidio en Colombia 2018*, Bogotá.
- Jasso, R. (2013), “La dimensión espacial del suicidio y su vínculo con el mercado laboral mexicano (2000-2004)”, *Revista Facultad de Ciencias Económicas*, vol. 21, N° 1.
- Kreft, I.G. y J. de Leeuw (1998), *Introduction to statistical methods: Introduction to multilevel modeling*, Londres, SAGE Publications.
- Lin, Y. H. y W. Y. Chen (2018), “Does unemployment have asymmetric effects on suicide rates? Evidence from the United States: 1928–2013”, *Economic Research-Ekonomiska Istrazivanja*, vol. 31, 1.
- Manzo, G. (2005), “El suicidio desde una perspectiva socioeconómica cultural”, *Cuicuilco*, vol. 12, N° 33.
- Mattei, G. y B. Pistorresi (2019), “Unemployment and suicide in Italy: evidence of a long-run association mitigated by public unemployment spending”, *European Journal of Health Economics*, 20, N° 4.

- Max-Neef, M., A. Elizalde y M. Hopenhayn (1986), “Desarrollo a escala humana: una opción para el futuro”, *Development Dialogue* (Número Especial), N° 99.
- Meneses, K., M. Cisneros y M. Braganza (2019), “Análisis socioeconómico del consumo excesivo de alcohol en Ecuador”, *Revista Ciencias de la Salud*, 17, N° 2.
- Merzagora, I. y otros (2016), “Suicide risk and the economic crisis: An exploratory analysis of the case of Milan”, *PLoS One*, vol. 11, N° 12.
- Milner, A., A. Page y A. D., LaMontagne (2013), “Long-term unemployment and suicide: a systematic review and meta-analysis”, *PLoS One*, vol. 8, N° 1.
- Ministerio de Salud y Protección Social (2018), *Boletín de salud mental: conducta suicida Subdirección de Enfermedades No Transmisibles*, Bogotá.
- Ministerio de Salud y Protección Social/Organización Panamericana de Salud (OPS) (2010), *Revisión bibliográfica sobre la prevención integral a la conducta suicida en la población indígena colombiana*, Bogotá.
- Moerbeek, M. (2004), “The consequence of ignoring a level of nesting in multilevel analysis”, *Multivariate Behavioral Research*, vol. 39, N° 1.
- Muthén, B. O. y A. Satorra (1995), “Complex Sample Data in Structural Equation Modeling”, *Sociological Methodology*, vol. 25.
- Nizama, M. (2011), “Suicidio”, *Revista Peruana de Epidemiología*, vol. 15, N° 2.
- Opdenakker, M.C. y J. Van Damme (2000), “Effects of schools, teaching staff and classes on achievement and well-being in secondary education: similarities and differences between school outcomes”, *School Effectiveness and School Improvement*, vol. 11, N° 2.
- OPS (Organización Panamericana de la Salud) (2019), “Plataforma de Información en Salud para las Américas: Indicadores Básicos de Salud 2019” [en línea] https://www.paho.org/data/index.php/es/?option=com_content&view=article&id=515:indicadoresvz&Itemid=347.
- (2017), *Lineamientos básicos para el análisis de la mortalidad*, Washington, D.C.
- Otero, A. (2013), *Diferencias departamentales en las causas de mortalidad en Colombia*, Banco de la República, mayo.
- Piqueras, R., A. Rodríguez y C. Rueda (2010), “Expectativas y duración del desempleo”, *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, vol. 24, N° 2.
- Rasbash, J. y otros (2012), “A User’s Guide to MLwiN”, vol. 2, N° 26, Centre for Multilevel Modelling, Universidad de Bristol.
- Rivera, B., B. Casal y L. Currais (2017), “The social cost of illegal drug consumption in Spain: identifying and quantifying its elements”, *International Journal of Drug Policy*, vol. 44.
- Rodríguez Andrés, A. (2005), “Income inequality, unemployment, and suicide: a panel data analysis of 15 European countries”, *Applied Economics*, vol. 37.
- Rodríguez García, J. (2007), “Desigualdades socioeconómicas entre departamentos y su asociación con indicadores de mortalidad en Colombia en 2000”, *Revista Panamericana de Salud Pública*, vol. 21.
- Rodríguez, J. y otros (2014), “Suicidio en el mundo: ¿puede un enfoque evolutivo explicar la relación entre tasas de suicidio y variables asociadas a calidad de vida?”, *Revista Chilena de Neuro-psiquiatria*.
- Thibodeau, L. y J. Lachaud (2016), “Impact of economic fluctuations on suicide mortality in Canada (1926–2008): Testing the Durkheim, Ginsberg, and Henry and Short theories”, *Death Studies*, vol. 40, N° 5.
- Tuesca, R. y E. Navarro (2003), “Factores de riesgo asociados al suicidio e intento de suicidio”, *Salud Uninorte*, vol. 17.
- Ucedo Silva, V. H. (2013), “Comparación de los modelos logit y probit del análisis multinivel, en el estudio del rendimiento escolar”, Universidad Nacional Mayor de San Marcos.
- Urdinola, B., F. Torres y J. Velasco (2017), “The homicide atlas in Colombia: contagion and under-registration for small areas”, *Cuadernos de Geografía: Revista Colombiana de Geografía*.
- Vargas, H. y J. Saavedra (2012), “Factores asociados con la conducta suicida en adolescentes”, *Revista de Neuro-Psiquiatria*, vol. 75, N° 1.