

BOOM DE COMMODITIES Y SALUD MENTAL EN CHILE

Carlos Guastavino
Álvaro Miranda



DIRECCIÓN DE PRESUPUESTOS

TÍTULO DEL DOCUMENTO:**BOOM DE COMMODITIES Y SALUD MENTAL EN CHILE**

Esta publicación corresponde al número 2020/14 de la serie de Estudios de Finanzas Públicas de la Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda. Este documento se encuentra disponible en la página web de la Dirección de Presupuestos: www.dipres.cl

AUTORES:**Carlos Guastavino.:**

Analista del Departamento de Estudios
M.Sc. (U. de Chile)

Álvaro Miranda.:

Coordinador de Investigación del Departamento de Estudios
M.Sc. (U. de Chile)

AGRADECIMIENTO :

Se agradecen los comentarios de Boris Aguilera, Fabián Duarte, Cristóbal Gamboni, Ignacio Urbina, Jorge Ramírez, Alonso Valdés, Pedro Zitko y a los participantes en el seminario interno de la Dirección de Presupuestos. Asimismo, se agradece a Alejandro Corvalán y Matteo Pazzona por facilitar los datos de producción minera del cobre a nivel comunal. Todos los errores y omisiones son responsabilidad de los autores. Las opiniones aquí contenidas son de los autores y no necesariamente son compartidas por la Dirección de Presupuestos ni el Ministerio de Hacienda.

EDITOR:

Pablo Guarda: Asesor de Comunicaciones de la Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda.

Publicación de la Dirección de Presupuestos del Ministerio de Hacienda.

Todos los derechos reservados Registro de Propiedad Intelectual
©A-Pendiente ISBN: Pendiente

Diseño Gráfico y Diagramación: Cristian Salas L.

Fecha de publicación: Diciembre 2020

Las opiniones aquí contenidas pertenecen a los autores y no necesariamente son compartidas por la Dirección de Presupuestos ni el Ministerio de Hacienda. Los errores u omisiones son de exclusiva responsabilidad de los autores.



RESUMEN

Los trastornos asociados a salud mental son un importante determinante del bienestar de la población nacional. A nivel mundial está documentado que las recesiones económicas producen un aumento de los problemas de salud mental. Ahora bien, poco se sabe sobre la contribución de los ciclos económicos positivos a la salud de los individuos. En este artículo se estudia el efecto del boom de commodities en Chile en variables de resultado de salud mental a nivel comunal para el periodo 2001 a 2019. A diferencia de la literatura general, se utilizan variables objetivas de salud mental, a saber, las tasas de egresos hospitalarios por depresión, por intento de suicidio y por consumo de sustancias ilícitas. Utilizando una especificación de diferencias en diferencias, los resultados principales sugieren que existe un efecto negativo y significativo del boom de commodities en la tasa de egresos hospitalarios por depresión, por intentos de suicidios y un aumento en la tasa de egresos por consumo de sustancias ilícitas. Asimismo se documenta que el boom impactó positivamente las condiciones económicas locales, lo que a su vez podría afectar la salud a nivel general de los individuos.

I. INTRODUCCIÓN:

Los trastornos asociados a salud mental son un importante determinante del bienestar de la población nacional. Según los datos de la última versión de la Encuesta Nacional de Salud (ENS) en Chile, para el período 2016-2017, el 15,8% de la población presentó sintomatología depresiva durante el último año. Más aún, el 36% de los años de vida perdidos por discapacidad en la población chilena se deben a trastornos mentales, situando a Chile en el segundo lugar dentro del continente Americano (OMS, 2018). Por lo tanto, existe una necesidad de comprender desde una perspectiva económica qué factores pueden estar asociados a este fenómeno.

En esta línea, existe una amplia literatura en economía que asocia los ciclos económicos con la salud de la población. Algunos autores señalan que mejores condiciones económicas pueden empeorar la salud individual. De hecho, artículos recientes indican que disminuciones en el desempleo pueden incrementar la probabilidad de enfermar o aumentar la tasa de mortalidad, ya que, en el corto plazo, puede disminuir el tiempo disponible para actividades que producen mejor salud (ejercicio, alimentación saludable, horas de sueño), aumentar las actividades de riesgo en salud (beber alcohol y fumar), y puede aumentar el nivel de stress en el trabajo (ver Ruhm 2000, 2016; Ariizummi y Schirle, 2012).

Por otro lado, existe evidencia que muestra que el malestar psicológico aumenta con las recesiones económicas (McInerney et al, 2013; Frasilho et al., 2016 Fishera y Gathergood, 2016), ya que estas aumentan la sensación de inseguridad económica, están asociadas a aumentos en el endeudamiento y a aumentos en el desempleo, los que a su vez ha sido documentado como determinantes de la salud mental (Hojman et al., 2016; Lazareva, 2020). Con todo, existe la necesidad de clarificar cuál es el impacto de los ciclos económicos en la salud de las personas, en particular en la salud mental. Además, existen desafíos metodológicos que deben ser abordados, como la exogeneidad de la fuente de variación de los ciclos.

En este artículo se estudia el efecto de shocks persistentes en el precio de los commodities en Chile sobre variables de resultado de salud mental para el periodo 2001 a 2019. Específicamente, se utilizan las tasas comunales por cada 100.000 habitantes de egresos por diagnósticos asociados a depresión (según la clasificación internacional de enfermedades, CIE-10) provenientes de los registros públicos del Departamento de Estadísticas e Información del Ministerio de Salud (DEIS).

Por su parte, se utiliza el hecho de que los precios de los commodities tuvieron un aumento importante y persistente en el tiempo durante la década del 2000, lo que ha sido denominado como el "boom de commodities". Por ejemplo, el precio del cobre, el principal mineral exportado en Chile, aumentó desde 0.8 USD la libra en 2003 a 4 USD la libra en 2008. Este boom en el precio de los commodities corresponde a una variación exógena del ciclo para economías abiertas y pequeñas como la chilena, ya que fue causado por cambios en la demanda externa, principalmente la de China (Erten y Ocampo, 2013).

En concreto, se considera una aproximación de diferencias en diferencias que permite cuantificar el efecto del boom de commodities en salud mental a nivel local (municipalidades). En particular, la variable independiente

considera el precio ponderado de los cuatro principales metales (Cobre, Oro, Plata, Molibdeno) producidos en Chile y transados internacionalmente, multiplicado por la importancia relativa del sector minero a nivel comunal. De acuerdo con la literatura, dicho grado de exposición al sector minero se aproxima a través de su intensidad relativa en la producción o en el empleo local previo al inicio del boom (Álvarez et al., 2018; Corvalán y Pazzona, 2019; Gallegos y Lafortounne, 2019).

Los resultados principales sugieren que existe un efecto negativo y significativo del boom de commodities en la tasa de egresos hospitalarios por depresión. El efecto es robusto a cambios en la definición de la exposición al boom (producción o empleo). Asimismo, no existen diferencias relevantes en el coeficiente de interés luego de controlar por características demográficas, por distintos valores iniciales de la variable dependiente (tasas de convergencia), por la oferta hospitalaria regional inicial, y tendencias mineras y no mineras previas y posteriores al boom.

La magnitud del efecto no puede ser cuantificada directamente, ya que el coeficiente de interés es la interacción entre el grado de exposición al sector minero y el logaritmo del índice de precio de metales. Una primera aproximación para cuantificar el efecto corresponde a evaluar la estimación con distintos valores de la variable de exposición. En particular, para la medida de exposición laboral preferida evaluada en su valor del percentil 90, un aumento del 100% en el índice de precios genera una disminución de 5 casos por cada 100.000 habitantes.

Una segunda aproximación para analizar la significancia económica de los resultados corresponde a utilizar un modelo simple de diferencia en diferencias. La ventaja de utilizar esta modelación es que se puede cuantificar directamente el efecto del boom en la tasa de egresos. No obstante, ya que este efecto es agregado, no se puede evaluar el efecto de aumentos del índice de precios en dicha tasa. Este modelo sugiere que hay una reducción promedio de 11 egresos hospitalarios por depresión cada 100.000 habitantes por causa del boom en las comunas mineras relativa a no mineras.

Un potencial mecanismo que explicaría los resultados sería que el boom impactó positivamente las condiciones económicas locales, al proveer mayor seguridad y certidumbre económica. Este mecanismo se contrasta al estimar la regresión principal usando como variable dependiente el logaritmo de los ingresos promedio del trabajo y la participación laboral a nivel comunal calculados a partir de la encuesta CASEN. Los resultados indican que el mercado laboral, tanto en el margen extensivo como en el intensivo, correlaciona positivamente con el boom minero. Por tanto, una posible explicación de la mejora en bienestar en salud mental es la mejora socioeconómica de las comunas más expuestas.

De modo de probar la consistencia interna de los resultados, se realizan numerosos ejercicios de robustez. En primer lugar, se provee evidencia de que las tasas de egresos previos al boom son paralelas entre comunas con y sin exposición. En segundo lugar, se provee evidencia de que el boom no fue anticipado y que este no afectó los egresos hospitalarios de otras enfermedades, como las congénitas, cuyos casos no deberían variar en el corto y mediano plazo por cambios en variables socioeconómicas contemporáneas. Adicionalmente, se provee evidencia de que el efecto del boom no varía cuando se toma en consideración el cluster de actividad minera, esto es, que el boom local a nivel comunal puede afectar comunas adyacentes. Asimismo, se discute que la migración no es un factor relevante para explicar los resultados.

Adicionalmente, se explora cómo el boom de commodities impacta otros diagnósticos relacionados a salud mental. En primer lugar, se muestra que el boom impacta de manera negativa los egresos hospitalarios por intentos de suicidios pero solo para la medida de exposición de producción. Respecto a la mortalidad por suicidio, no se aprecia un efecto significativo del boom. Lo anterior, indica que existe un impacto acotado del boom en los casos más extremos de salud mental. En segundo lugar, se expone que el boom afecta de manera positiva las hospitalizaciones por consumo de sustancias ilícitas, lo que sugiere que la mayor disponibilidad de recursos podría aumentar el consumo de este tipo de sustancias.

Finalmente, utilizando los datos de la encuesta CASEN, se analiza el impacto del boom en variables que miden la salud de los individuos de forma más general. En particular, se muestra que el boom impacta de manera positiva la salud auto reportada individual y que disminuye tanto la probabilidad de enfermar como de asistir a atención médica (general, especialidad y urgencia). Por tanto, un eventual mecanismo detrás de la contraciclicidad de las tasas de egresos por depresión es la relación positiva del ciclo con el bienestar individual. En particular, los individuos

expuestos por el boom perciben que su estado de salud auto reportado es mejor relativo a los no expuestos, lo que va en línea con la disminución en la probabilidad de enfermar o de asistir a citas médicas.

Este artículo aporta a dos ramas de la literatura. En primer lugar, aporta a la literatura que analiza el efecto de los ciclos económicos sobre variables de resultado no económicos. Por ejemplo, a nivel internacional se ha documentado que los ciclos económicos afectan las decisiones de natalidad, comportamiento sexual riesgoso, educación, criminalidad, estado marital, las preferencias por riesgo y el bienestar subjetivo de los individuos (Dellas y Koubi, 2003; Malmendier y Nagel, 2011; Wilson, 2012; Johnson, 2013; Schaller, 2013; Dettling y Kearney, 2014; Hofmann y Hohmeyer, 2016; De Neve et al., 2018; Jawadi et al., 2019). Por su parte, el boom de commodities en Chile está asociado a reducciones temporales en las tasas de criminalidad, aumentos en la tasa de natalidad y disminución en la tasa de pobreza de las comunas más expuestas respecto a las no expuestas (Álvarez et al., 2018; Corvalán y Pazzona, 2019; Gallegos y Lafortounne, 2019). En este artículo se documenta que el boom de commodities disminuyó las tasas de egresos hospitalarios por depresión.

En segundo lugar, contribuye a la literatura que asocia ciclos económicos y salud. En un artículo reciente, Frasilho et al. (2016) haciendo un meta análisis de 101 artículos, encuentra evidencia consistente que en periodos de recesión, condiciones individuales como el desempleo, la disminución del ingreso y las deudas inmanejables se asocian significativamente a un estado mental más pobre, un aumento de la tasas de trastorno mental y trastornos relacionados con sustancias, y conductas suicidas. En este artículo se muestra que superciclos de la economía como lo es un aumento persistente en el precio de los commodities para economías pequeñas como la chilena, genera un efecto contracíclico en variables de salud mental como lo son los egresos hospitalarios por depresión.

Este trabajo genera aportes a la literatura adicionales a los ya mencionados. En primer lugar, a diferencia de la mayor parte de la literatura que estudia ciclos económicos y salud mental, las variables de resultados son objetivas, es decir, no se obtienen de una auto evaluación de los individuos. En segundo lugar, a diferencia del análisis estándar de la literatura, en este caso se utiliza para identificar la relación un superciclo económico positivo, esto es, se ve el beneficio de buenas condiciones económicas más que el costo de malas condiciones, lo que representa un punto de vista complementario, ya que los ciclos podrían tener efectos asimétricos en salud mental. En tercer lugar, se provee evidencia para un país en desarrollo, para los que existe muy poca investigación en esta materia. Finalmente, se hace un esfuerzo por validar los resultados analizando medidas complementarias de salud mental, como lo son los intentos de suicidios, mortalidad por suicidios y egresos por consumo de sustancias ilícitas, junto a otras variables de bienestar más generales como la salud auto reportada.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. La sección II presenta los datos. La sección III contiene la estrategia de identificación. La sección IV, V y VI presenta los principales resultados, los ejercicios de robustez y los resultados adicionales, respectivamente. Finalmente, la sección VII concluye.

II. DATOS

El objetivo de este artículo es estimar el efecto del boom de commodities en variables de resultado de salud mental. La principal variable dependiente es el número total de egresos hospitalarios por cada 100.000 habitantes por depresión a nivel nacional. Por otro lado, la variable independiente de interés corresponde a las variaciones del ciclo de commodities, que se aproximan a través de los cambios en el precio y la cantidad de(los) principal(es) metales producidos en Chile y transados internacionalmente (Cobre, Oro, Plata, Molibdeno) durante el boom. En esta sección se detallan las variables dependientes, las variables independientes de interés y las variables de control utilizadas en este estudio.

I. VARIABLES DEPENDIENTES:

Se utiliza como variable dependiente los egresos hospitalarios cada 100.000 habitantes por depresión a nivel comunal, los cuales son un proxy de salud mental. Al utilizar esta medida se está adoptando como paradigma la visión de que la ausencia/presencia de la enfermedad está relacionada con el bienestar de las personas. En este caso, la presencia de la enfermedad captura los casos de mayor gravedad, puesto que, se encuentran al extremo de

la distribución de salud mental requiriendo la hospitalización¹. No obstante, la ausencia del diagnóstico hospitalario (ingreso) no refleja necesariamente la ausencia de la enfermedad².

Los ingresos hospitalarios son determinados por las condiciones de la demanda y de oferta hospitalaria. Una vez que un individuo consulta, ya sea a nivel de atención primaria o secundaria, este es evaluado de acuerdo con los protocolos de la guía clínica que imparte el Ministerio de Salud (MINSAL, 2013). En este contexto, los profesionales determinan si el individuo requiere o no hospitalización por depresión. Algunos de los criterios que se consideran son la edad, el género, la presencia de otras patologías y la existencia de ideación suicida, entre otros.

Por su parte, la oferta hospitalaria está determinada por la cantidad de camas disponibles para internar individuos por depresión. De hecho, existen hospitales de especialidad psiquiátrica con camas reservadas exclusivamente para estos diagnósticos (oferta fija) y hospitales generales de los cuales se puede destinar una proporción de sus camas a atención psiquiátrica (oferta variable). Ahora bien, esta última está determinada por factores estacionales. Por ejemplo, en los meses de invierno se destina una mayor cantidad de camas a diagnósticos respiratorios, disminuyendo la cantidad de camas disponibles para otros ingresos, incluyendo depresión. En definitiva, son los médicos quienes deciden a quién hospitalizar por depresión en función de la severidad del cuadro clínico y de la disponibilidad de camas.³

Es importante notar que, la hospitalización por depresión corresponde a casos en que el paciente requiere un manejo médico farmacológico urgente, usualmente asociado a la existencia de ideación suicida grave o a una enfermedad psiquiátrica anterior descompensada. En general, son hospitalizaciones de corta estadía (en promedio de una semana), donde se estabiliza el ánimo del paciente a través de medicamentos. Luego de una semana, se evalúa la evolución del paciente y se decide si permanece hospitalizado o si egresa para recibir un tratamiento especializado según su tipo de depresión. La estadía se puede extender si es que la ideación suicida no ha disminuido y/o el paciente no tiene una adecuada red familiar y de apoyo. Asimismo, en caso de ser necesario, se pueden hacer hospitalizaciones diurnas o domiciliarias por las siguientes dos o tres semanas desde el ingreso.

La información relativa a egresos hospitalarios por depresión proviene de los registros públicos del Departamento de Estadísticas e Información del Ministerio de Salud (DEIS). Este registro posee información del uso de servicios hospitalarios de alta complejidad para la resolución de los problemas sanitarios más relevantes tanto a nivel público como privado. Es importante especificar que el registro captura el diagnóstico de egreso y no el de ingreso⁴. Adicionalmente, cada evento registrado posee información relativa a características demográficas (edad, sexo, comuna de procedencia), afiliación de salud (Isapre o Fonasa), tipo de institución (privado o público), diagnóstico primario y secundario según la clasificación internacional de enfermedades (CIE-10), cantidad de días camas utilizadas, entre otros.

Para los propósitos de este artículo, se utiliza como variable dependiente principal el total de egresos hospitalarios comunales con diagnóstico primario relativo a trastornos mentales y del comportamiento (F30-F39) cada 100.000h habitantes por comuna para el período 2001 a 2019⁵. Por tanto, los egresos hospitalarios se agrupan a nivel de comuna de residencia de los individuos y no de la comuna de hospitalización⁶. Adicionalmente, se excluyen los diagnósticos relacionados a trastornos maniaco-depresivos (F31), ya que poseen diferencias relevantes respecto a los casos de depresión unipolar (ver Smith y Craddock, 2011).

1 El individuo puede ser derivado desde la red de atención primaria o evaluado médicamente en el hospital.

2 Existen otras mediciones que podrían capturar la salud mental tales como los test psicométricos, evaluaciones del bienestar subjetivo, entre otros. No obstante, no existen registros administrativos, ni encuestas consistentes que capturen estas medidas en el tiempo.

3 En la práctica, en épocas de alta demanda por camas, se pueden buscar soluciones ambulatorias a nivel de la salud primaria.

4 Médicamente es más práctico registrar el motivo de egreso, ya que permite dar el alta al paciente.

5 Para el cálculo de las tasas comunales se utilizan los datos poblacionales del Censo 2002 y sus proyecciones.

6 Cabe destacar que en el período bajo análisis un 90% de los individuos hospitalizados lo hace en su región de procedencia.

Alternativamente, se analizan otras variables de resultado asociadas a salud mental. En primer lugar, se utiliza la tasa comunal por cada 100.000 habitantes de egresos hospitalarios por diagnósticos primarios asociados a trastorno debido al uso de sustancias psicoactivas (F10 a 19). Existe evidencia de que el consumo de drogas puede causar o ser el resultado de problemas de salud mental (Volkow, 2004; Schuckit, 2006)⁷. Por lo tanto, si bien los trastornos asociados al consumo de drogas y depresión están relacionados, estas son enfermedades diferentes (CITA).

En segundo lugar, se utiliza la tasa comunal de egresos hospitalarios por cada 100.000 habitantes por diagnósticos secundarios relacionados a intentos de suicidios, esto es, lesiones autoinfligidas intencionalmente (X60-X84)⁸. Algunos estudios indican que el 90% de los intentos de suicidios están asociados a algún trastorno mental (Phillips, 2010; Windfuhr y Kapur, 2011), y cuando éstos se agravan suele presentarse mayor mortalidad por suicidio. Finalmente, utilizando los registros de defunciones del DEIS, se analiza como variable dependiente la tasa comunal de suicidios (defunciones por diagnósticos secundarios X60-X84) por cada 100.000 habitantes, siendo esta una medida de salud mental que captura la mayor severidad.

En la Tabla 1 se muestra el promedio de los casos comunales por cada 100.000 habitantes antes y después del boom de commodities de las variables dependientes anteriormente mencionadas. Se observa que los egresos promedios por depresión comunales mineros disminuyen posterior al boom, y los no mineros aumentan en el tiempo. Por su parte, los egresos por intentos de suicidios y consumo de droga crecen tanto en las comunas mineras como las no mineras. Por su parte, no se aprecia una gran variación en las tasas de suicidios. Finalmente, no se observan grandes diferencias en las tasas de las variables de resultado antes del boom.

TABLA 1: ANÁLISIS DESCRIPTIVO

PROMEDIO ANUAL	ANTES			DESPUÉS		
	TODOS	MINERA	NO MINERA	TODOS	MINERA	NO MINERA
Panel A	Variables dependientes de egresos hospitalarios del DEIS					
Egresos por Depresión	40,27	42,83	37,70	44,37	39,98	48,75
Intentos de suicidio	12,17	9,67	14,67	23,36	20,59	26,12
Consumo de drogas	2,09	1,78	2,40	5,27	6,29	4,26
Intentos de suicidios	11,08	9,70	12,46	10,63	9,43	11,82
Panel B	Variables dependientes de la encuesta CASEN					
Log(Ingreso laboral)	12,131	12,176	12,085	12,652	12,738	12,566
Fuerza trabajo	0,490	0,492	0,487	0,541	0,546	0,536
Participación laboral	0,519	0,521	0,517	0,498	0,500	0,497
Máximo bienestar	0,078	0,081	0,074	0,246	0,259	0,232
Mínimo bienestar	0,010	0,009	0,011	0,011	0,010	0,011
Padece enfermedad	0,382	0,382	0,382	0,428	0,414	0,443
Consultas médicas	0,127	0,129	0,126	0,132	0,126	0,138

Nota: En esta tabla se muestra estadística descriptiva de las principales variables dependientes analizadas. Cada celda corresponde al promedio de la variable dependiente, separado por tipo de comuna (minera y no minera) y por período antes del boom minero (2001 a 2003) y después del inicio de este (2004 a 2019). Una comuna es clasificada como minera (no minera) si la medida de exposición es superior (inferior) a la mediana.

⁷ Un individuo con bajo ánimo puede tratar de sentirse mejor consumiendo drogas, Ahora bien, el consumo de drogas puede volver adicta a la persona, generando una disminución en su bienestar mental.

⁸ Al ser un diagnóstico secundario, podrían existir individuos cuyo diagnóstico primario sea depresión y su diagnóstico secundario sea intento de suicidio. Ahora bien, esto no significa que todos los intentos de suicidios tienen un diagnóstico primario de depresión.

II. VARIABLE INDEPENDIENTE:

Se utiliza como variable independiente el precio ponderado de los cuatro principales metales (Cobre, Oro, Plata, Molibdeno) transados internacionalmente multiplicado por la importancia relativa del sector minero a nivel comunal. Las variaciones del precio cuantifican la intensidad del ciclo. De hecho, el boom de commodities de la mitad de la década de los 2000 impactó de manera importante la economía nacional. Por ejemplo, el precio del cobre, mineral que en 2003 representaba el 86% de las extracciones nacionales, aumentó desde 0,8 USD la libra en ese año a 4 USD la libra en 2008, con un consecuente impacto positivo en la recaudación fiscal y resultados económicos locales (Meller et al., 2013; Rodríguez et al., 2015). El índice de precios se caracteriza en la siguiente ecuación:

$$\underline{P}_t = \sum_{i=1}^4 \lambda_i^0 \cdot \frac{\Delta P_{i,t}}{P_{i,t}}; \quad \bar{P}_t = (1 + \underline{P}_t) * P_{t-1} \text{ con } t = 2001, \dots, 2019$$

En este caso, λ_i^0 corresponde a la participación del mineral i en la producción nacional del año de inicio (con $\sum_{i=1}^4 \lambda_i^0 = 1$), $P_{i,t}$ el precio de dicho mineral en el periodo t y \bar{P}_t corresponde al índice de precios.

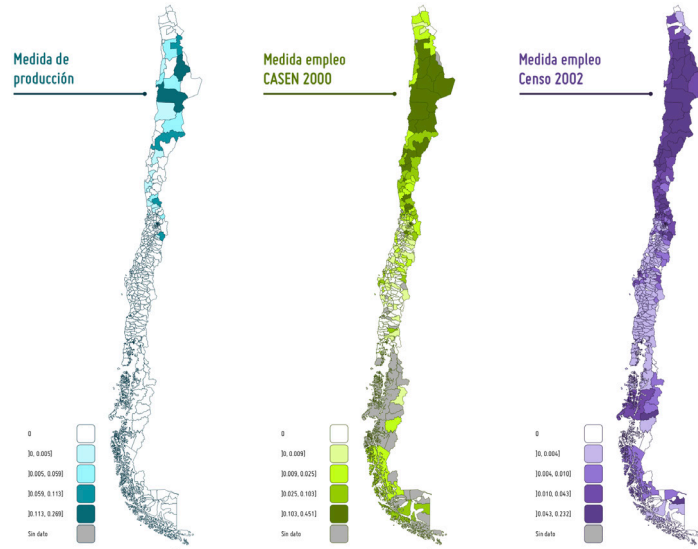
En particular, la importancia relativa del sector minero captura el grado de exposición comunal al ciclo. En este contexto, la literatura ha aproximado la importancia relativa del sector minero a través de la participación relativa en la producción o en el empleo minero. En este trabajo se utilizan ambas aproximaciones. Por un lado, se construye una medida de producción como la proporción de producción del cobre a nivel comunal respecto al total nacional (ver Corvalán y Pazzona, 2019).⁹ Por otro lado, se construyen dos medidas de la tasa de individuos que trabajan en el sector minero a nivel comunal respecto al total de la fuerza activa comunal, utilizando como fuentes de información la CASEN 2000 y el Censo 2002, respectivamente (ver Álvarez et al, 2019; Gallegos y Lafortune, 2019).

Las medidas anteriores son complementarias. La ventaja de usar medidas basadas en el empleo es que permiten incluir casos de comunas con poca o ninguna explotación de yacimientos, pero con una fracción relevante de su población activa trabajando en el sector minero. Ahora bien, el nivel de empleo minero puede estar determinado por factores externos a los cambios del mercado del sector minero, por ejemplo, contracciones de otros sectores de la economía. Por su parte, la medida de producción es local por definición, por ende, permite capturar externalidades del boom de commodities a nivel local que van más allá del aumento en el empleo minero directo. Por ejemplo, a nivel local, el boom de commodities podría generar aumentos en la demanda por bienes y servicios complementarios.

El grado de exposición se mide previo al boom para aislar el impacto de los cambios en los precios sobre la tasa de egresos hospitalarios, y evitar capturar el efecto de los cambios en la participación laboral minera que ocurre como resultado del boom. En la Figura 1 se muestra la distribución de las tres medidas de exposición minera a nivel comunal para los años previos al comienzo del boom de commodities. Se aprecian importantes diferencias de intensidad al interior y entre regiones. En particular, la intensidad de exposición a los minerales se concentra en las primeras cuatro regiones. Adicionalmente, se puede observar la existencia de cluster mineros, esto es, que las comunas adyacentes a los yacimientos tienen una alta participación en el mercado laboral. Esto sugiere que los efectos del boom de commodities podrían encontrarse tanto en las comunas productoras como en otras comunas cercanas.

⁹ Solo se cuenta con información georeferenciada de la producción de cobre, la cual corresponde aproximadamente al 90% de la extracción de metales a nivel nacional. A su vez, dentro de la categoría de otros metales, se encuentran subproductos del cobre como es el molibdeno.

FIGURA 1: MEDIDAS DE EXPOSICIÓN AL BOOM DE COMMODITIES



Esta figura presenta la importancia relativa del sector minero según el ordenamiento territorial para las tres medidas de exposición utilizadas. De izquierda a derecha, se presenta dicha importancia relativa para la medida de producción, para la medida laboral de la encuesta Casen y para la medida laboral del censo. Los distintos grados de exposición se definen de acorde a los percentiles de exposición al interior de la muestra de comunas. En particular, las celdas blancas y grises corresponden a una importancia del sector minero nula o sin dato disponibles respectivamente. Asimismo, las variaciones del tono del color muestran la intensidad de la exposición al sector minero, donde los colores más claros (oscuros) corresponden a un menor (mayor) grado de exposición. En concreto, las celdas toman valores de exposición entre 0 y el percentil 50, entre el percentil 50 y el percentil 75, entre el percentil 75 y 90 y mayores al percentil 90 respectivamente."

III. ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN

De modo de estimar causalmente el efecto del boom de commodities en egresos hospitalarios por depresión, se utiliza un modelo de efecto fijo a nivel comunal utilizando como variable independiente el precio ponderado de los cuatro principales metales transados internacionalmente multiplicado por la importancia relativa del sector minero a nivel comunal. Denotando a $Y_{c,t}$ como la variable dependiente para la comuna c en el período t , Z_t corresponde al índice de precio mencionado anteriormente y ω_c es la medida de exposición comunal minera medido previo al boom, se estima el siguiente modelo:

$$Y_{c,t} = \alpha + \beta \omega_c \cdot \ln(Z_t) + \phi_c + \tau_t + \delta X_{c,t} + e_{c,t} \quad (1)$$

Donde ϕ_c y τ_t son efectos fijos a nivel comunal y de tiempo respectivamente, $X_{c,t}$ corresponde a las variables de control, y $e_{c,t}$ un error bien comportado. ϕ_c captura todas las características que son constantes al interior de una comuna que pueden afectar la tasa de egresos por depresión, como por ejemplo, la exposición lumínica, que está asociada a menores egresos por depresión (Ivanovic-Zuvic y Villarroel, 2018). τ_t aproxima los aspectos que son comunes en el tiempo a todas las comunas, tales como otros shocks, o la aplicación de políticas de salud pública universales, como la incorporación de la depresión dentro de las Garantías Explícitas en Salud (GES) en el año 2005¹⁰. Por tanto, en este modelo, se identifica el efecto del cambio del precio al interior de la comuna y del tiempo.

En particular, β captura la sensibilidad de los egresos hospitalarios frente a cambios en el índice de precios ponderado por la exposición al sector minero¹¹. Para que este efecto sea causal, se debe controlar apropiadamente por las potenciales fuentes de endogeneidad. El boom de commodities podría generar mejoras en las condiciones del mercado laboral que impliquen un aumento en los ingresos a nivel local, generando un aumento en la demanda

¹⁰ Esto significa que existe obligación de Fonasa y las Isapres de asegurar las prestaciones de salud, la existencia de un plazo máximo para el otorgamiento de estas, protección financiera y que sean prestadas por un especialistas registrado o acreditado.

¹¹ Un modelo de efecto fijo es la generalización de un modelo de diferencias en diferencias.

de atenciones de salud. Dicho aumento, podría mejorar las condiciones locales de salud con una consecuente mejora de la productividad local. Esto último podría impactar positivamente el producto y el ciclo económico, lo que a su vez afectaría las variables de resultados, generando un problema de doble causalidad en la estimación.

En este caso, aproximar el ciclo económico a través de la variación del índice de precios de commodities permite abordar este problema. En concreto, el boom del precio de commodities corresponde a un evento exógeno para economías abiertas y pequeñas como la chilena. La teoría económica establece que las economías pequeñas tienen nula injerencia en la determinación del precio, ya que su influencia es minúscula respecto al tamaño del mercado mundial. De hecho, la literatura evidencia que el aumento de los precios de los commodities en el período bajo estudio es explicado principalmente por la demanda interna de economías emergentes como la de China, y no es explicado por factores nacionales tales como el aumento de los costos de producción¹² (Erten y Ocampo, 2013)¹³.

Otra fuente de sesgo es la omisión de variables relevantes. Para atenuar este potencial problema se incluyen como variables de control características poblacionales de la comuna que varían en el tiempo. En primer lugar, se incluyen variables demográficas como la población comunal proyectada y la densidad poblacional, ya que estas podrían afectar la demanda de prestaciones de salud. En segundo lugar, se incluye el producto interno bruto regional anual¹⁴, para evitar que los cambios en el precio de los commodities capturen otros aspectos del ciclo económico.

Finalmente, se controla por la oferta hospitalaria a nivel regional, ya que los egresos de salud mental están determinados tanto por la demanda como por la capacidad de atención¹⁵. En particular, si es que existen camas disponibles (capacidad ociosa), entonces el boom de commodities podría aumentar la demanda de egresos hospitalarios (tanto en el sector privado como en el público), y en el mediano plazo podría aumentar la oferta hospitalaria, principalmente en el sector privado. Por tanto, se debiese esperar una mayor cantidad de atenciones hospitalarias en comunas mineras debido al potencial aumento de la oferta disponible.

En este sentido, la omisión de la oferta de salud en la estimación principal debiese generar un sesgo positivo en el coeficiente asociado al boom de commodities, ya que dicho coeficiente estaría capturando la correlación positiva del boom y de la oferta. En este artículo se aproxima la oferta de salud a través de la cantidad de camas máxima simultáneamente ocupadas durante el año 2001 a nivel regional¹⁶ interactuado con el logaritmo del índice de precios (esto es, la tasa de convergencia de oferta hospitalaria en el tiempo).

Asimismo, dada la estrategia de identificación, es necesario verificar que los resultados no están siendo causados por diferencias sistemáticas entre las comunas. En particular, se necesita demostrar que los resultados no son causados por tasas de convergencia de la variable dependiente, esto es, que comunas que tienen más egresos están convergiendo a los niveles de comunas con menores egresos, ni por tendencias disímiles previas al boom de commodities. De modo de abordar estas consideraciones, se controla por el valor inicial de la variable dependiente interactuado con el ciclo, y por tendencias previas y posteriores al boom para comunas mineras y no mineras.

12 Existe evidencia que indica que el aumento del precio del cobre entre 1975 a 1980 se debió a aumentos en los costos de producción.

13 Erten y Ocampo (2013) muestra que todos los superciclos de commodities (excluido el petróleo) entre 1865 y 2010 son causados por un aumento de la demanda interna de países emergentes.

14 No existe información a nivel comunal de la actividad económica.

15 Bajo una demanda no perfectamente inelástica, los aumentos de oferta aumentan la cantidad de atenciones de equilibrio ceteris paribus.

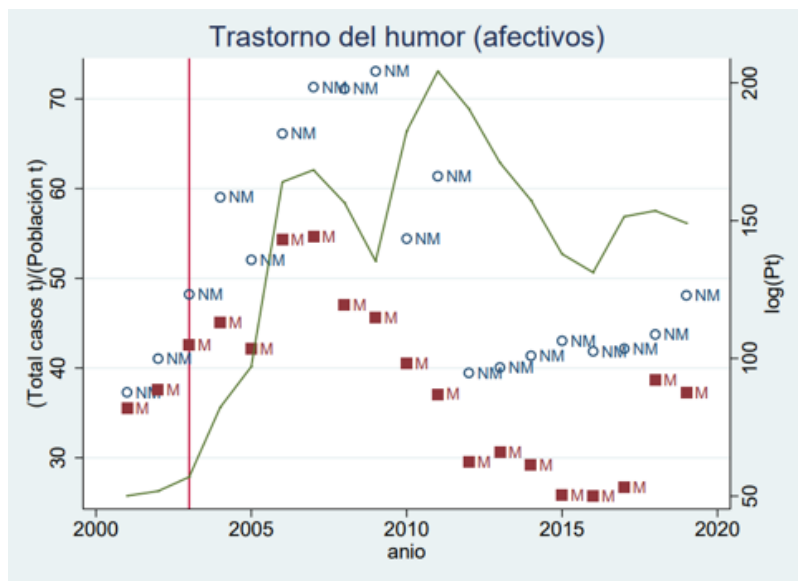
16 Dado que la comuna de residencia no necesariamente representa la comuna en donde se atiende, la oferta comunal puede no representar la oferta relevante para el individuo.

IV. RESULTADOS

I. EVIDENCIA GRÁFICA

El objetivo de este artículo es estimar el efecto del boom de commodities en egresos hospitalarios por depresión. Como primera aproximación a los resultados, en la figura 2 se presenta gráficamente la relación entre las tasas de egresos comunales por depresión y el índice de precios de los principales metales transados internacionalmente para el período 2001 a 2019. De modo de caracterizar ilustrativamente la relación anterior, se analiza de forma separada las trayectorias de egresos por depresión de las comunas con producción o proporción de empleo minero según el CENSO 2002 mayor a 1% (comuna minera) y aquellas que no cumplen con estos criterios (comuna no minera).

FIGURA 2: BOOM DE COMMODITIES Y EGRESOS HOSPITALARIOS POR DEPRESIÓN



En concreto, en la ordenada izquierda se muestra el promedio de la tasa de egresos hospitalarios por depresión cada 100.000 habitantes separado para comunas mineras (M) y no mineras (NM). Por su parte, en la ordenada derecha se muestra los valores del índice de precios de metales transados internacionalmente (línea verde continua). La línea vertical (roja) marca el inicio del boom de commodities en el año 2003.

En primer lugar, se aprecia que el índice de precios se mantuvo relativamente constante durante el período previo al boom, esto es, desde 2001 a 2003. Luego, se observa una importante alza del índice del precio de los metales desde 2004 a 2006, donde este aumentó más de 200% su valor inicial en 2003. Posteriormente, se observa un periodo de relativa estabilidad durante 2007 a 2008, para luego decaer en 2009 por la crisis financiera internacional. Finalmente, desde 2009 a 2011 existe un alza en el índice de precios para luego decaer continuamente en el tiempo hasta 2016, con una leve recuperación al final del periodo.

En segundo lugar, se aprecia un importante aumento de las tasas de egresos hospitalarias comunales promedio por depresión en el periodo de 2001 a 2009. Dicha alza puede ser explicada en parte por la incorporación de la depresión a las Garantías Explícitas en Salud en 2005, lo que puede haber ampliado el nivel de diagnóstico de esta enfermedad, aumentando la demanda hospitalaria en este ámbito. De hecho, la Encuesta de Protección Social (EPS) muestra que el porcentaje de diagnósticos de depresión desde 2004 a 2009 aumentó en un 26%, mientras que el porcentaje de tratamiento aumentó en un 2% por sobre el total de casos diagnosticados.

Posteriormente, desde 2009 se observa un periodo de baja y de estabilización de la tasa de egresos por depresión. Una posible explicación del patrón anterior, es el aumento de diagnósticos y tratamiento a nivel de salud primaria, lo que evitaría la derivación a instancias de alta complejidad como es la hospitalización.

En tercer lugar, se aprecia que las tasas hospitalarias por depresión poseen tendencias similares previas al boom. Luego, desde 2003 a 2006, se observa que los patrones de crecimiento de las tasas hospitalarias divergen. En particular, en el año 2004 las comunas mineras mantienen relativamente constante su tasa de egresos por depresión, mientras que las comunas no mineras aumentan su tasa en un 20% aproximadamente. Asimismo, desde 2006 a 2011, la tasa no minera desciende continuamente en el tiempo a diferencia de la tasa minera, la que se mantiene relativamente alta y estable. Posteriormente, desde 2011 en adelante, ambas tasas descienden continuamente en el tiempo, donde la brecha entre comunas mineras y no mineras se estabiliza.

En resumen, se observa una correlación negativa de la brecha de tasas de egresos hospitalarios por depresión y el índice de precios de los metales. En particular, se aprecia que estas tasas son similares antes del boom para comunas mineras y no mineras. Durante el boom, el aumento de la tasa en comunas no mineras amplía la brecha, diferencia relevante que se mantiene hasta 2011.

II. ANÁLISIS CONDICIONAL

De modo de analizar empíricamente el resultado anterior, se estima por MCO la ecuación (2), utilizando como variable dependiente la tasa de egresos hospitalarios por depresión y como variable independiente el logaritmo natural del índice de precios ponderado por la exposición al boom, utilizando separadamente las tres medidas mencionadas anteriormente. Los resultados de la estimación se presentan en la Tabla 2. En las columnas 1-3¹⁷, 4-6 y 7-9 se utiliza la medida de exposición al ciclo de producción, la medida de exposición de empleo minero de CASEN y la medida de exposición de empleo minero del Censo, respectivamente.

En particular, en la columna (1) se estima un modelo de efecto fijo a nivel comunal y temporal. La especificación (2) incorpora controles (ver sección II) y la tasa de convergencia (valor inicial de la variable dependiente interactuado con el logaritmo del índice de precios). La especificación (3) incorpora tendencias mineras y no mineras, previas y posteriores al boom, esto es, entre 2001 a 2003 y 2007 y 2019 respectivamente. Esta estructura se repite para el set de estimaciones de las columnas 4-6 y 7-9.

17 Cuando se utiliza la medida de exposición de la producción del cobre, se considera como medida del shock a los commodities únicamente el precio del cobre.

TABLA 2: EFECTO DEL CICLO ECONÓMICO EN EGRESOS HOSPITALARIOS POR TRASTORNOS DEL HUMOR (SIN CONSIDERAR EPISODIOS MANIACOS)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Log(Pt)*Producción c 1999	-85.23*** (30.15)	-109.9*** (41.97)	-76.51** (33.83)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				-98.51** (40.86)	-87.97*** (27.64)	-83.23** (32.40)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-197.4*** (63.97)	-184.9*** (52.72)	-124.8** (48.95)
Log(P2000)*vardep2000		-0.225*** (0.0611)	-0.227*** (0.0605)		-0.140** (0.0608)	-0.140** (0.0607)		-0.215*** (0.0574)	-0.217*** (0.0575)
Tendencia minera (01-03)			-35.62*** (6.736)			-36.90*** (5.657)			-37.47*** (7.788)
Tendencia no minera (01-03)			-44.78*** (7.583)			-31.57*** (4.219)			-44.96*** (7.660)
Tendencia minera (07-18)			-22.30*** (8.041)			-29.63*** (8.421)			-25.47*** (7.913)
Tendencia no minera (07-18)			-17.46* (10.45)			-25.28*** (8.646)			-22.01** (9.025)
Constante	37.40*** (2.312)	-407.1* (219.9)	-408.4* (239.6)	45.73*** (4.048)	-389.4*** (136.9)	-363.9*** (135.9)	48.59*** (4.132)	-356.7 (220.9)	-339.7 (233.6)
Efecto fijo comuna y año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
N	6,479	6,479	6,479	5,681	5,681	5,681	6,555	6,555	6,555
R2	0.428	0.435	0.436	0.592	0.598	0.598	0.431	0.437	0.438

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre las tasas comunales por cada 100.000 habitantes de egresos por diagnósticos asociados a depresión y el boom minero. En particular, el boom minero se identifica a partir de la interacción del grado de exposición comunal, que define si una comuna es minera o no minera, y el logaritmo del índice de precio de los metales. Una comuna es clasificada como minera (no minera) si la medida de exposición es superior (inferior) a la mediana. El índice de precio de metales corresponde al promedio ponderado entre la participación relativa en las exportaciones nacionales de cada metal y su precio internacional. En la columna (1) se estima un modelo de efecto fijo a nivel comunal y temporal. La especificación (2) incorpora controles (ver sección II) y la tasa de convergencia (valor inicial de la variable dependiente interactuado con el logaritmo del índice de precios). La especificación (3) incorpora tendencias mineras y no mineras, previas y posteriores al boom, esto es, entre 2001 a 2003 y 2007 y 2019 respectivamente. Esta estructura se repite para el set de estimaciones de las columnas 4-6 y 7-9. ***, ** y * indican significancia estadística al 99%, 95% y 90%, respectivamente.

Se aprecia que existe un efecto negativo y estadísticamente significativo de la intensidad del boom de commodities en la tasa de egresos hospitalarios por depresión. Dicho efecto es robusto y consistente a través de las distintas especificaciones previamente mencionadas. Adicionalmente, analizando en detalle los controles en la especificación más exigente (Columnas 3, 6 y 9), se aprecia un efecto negativo de la interacción del valor inicial de la variable independiente con el ciclo, esto es, las comunas que tenían tasas iniciales más altas es más probable que disminuyan sus tasas en el tiempo con el boom de commodities. Asimismo, la inclusión de esta variable permite descartar que el efecto del ciclo simplemente esté capturando el efecto de una tasa de convergencia al considerar distintos puntos de partida de la tasa de egresos hospitalarios comunal.

Además, se puede observar que las tendencias mineras y no mineras son negativas previo al boom y no son estadísticamente diferentes entre sí corroborando el supuesto de tendencias paralelas (ver sección V). A su vez, la inclusión de tendencias mineras y no mineras posterior al boom permite descartar que sean otras características las que estén causando los resultados. En efecto, se aprecia que los coeficientes de la especificación más exigente son menores en valor absoluto, por lo que el coeficiente estaba siendo sobreestimado al omitir la tasa de convergencia y las tendencias mineras- no mineras.

Nótese que la interpretación del coeficiente de la variable de interés no es directa, ya que esta es la interacción entre el grado de exposición al sector minero y el logaritmo del índice de precio de metales. Una primera aproximación para cuantificar el efecto corresponde a evaluar la estimación con distintos valores de la variable de exposición. En particular, cuando la variable de exposición laboral medida con el Censo 2002 toma su valor mediano (0,0039), un aumento del 100% en el índice de precios genera una disminución de 0,48 casos promedio por cada 100.000 habitantes ($0,039 * -125$). Por su parte, cuando se evalúa la variable de exposición en el valor del percentil 90 (0,04), un aumento del 100% en el índice de precios genera una disminución de 5 casos por cada 100.000 habitantes ($0,04 * -125$). Esto sugiere que el resultado es heterogéneo en función del grado de exposición al boom de commodities.

Una segunda aproximación para analizar la significancia económica de los resultados corresponde a utilizar un modelo simple de diferencia en diferencias. La ventaja de utilizar esta modelación es que se puede cuantificar directamente el efecto del boom en la tasa de egresos. No obstante, ya que este efecto es agregado, no se puede evaluar el efecto de aumentos del índice de precios en dicha tasa.

En concreto, las variables independientes corresponden a una variable binaria de tiempo que toma el valor 1 para el período 2004 a 2019 y 0 para el período 2001-2003, una variable binaria que mide si la comuna es minera o no (bajo o sobre el percentil 75 de la distribución del grado de exposición minera, es decir, 1% de participación) y la interacción entre ambas variables. El coeficiente asociado a esta última es el relevante, cuya interpretación es el efecto promedio del boom minero en las comunas mineras. Utilizando la medida de exposición laboral del censo, el coeficiente asociado es de -11, lo que se interpreta como una reducción promedio de 11 casos cada 100.000 habitantes por causa del boom en las comunas mineras relativas a las no mineras, lo que corresponde a una disminución de un 25% del promedio nacional previo al boom (11/41).

III. MECANISMOS PROPUESTOS

Los resultados anteriores sugieren que existe un efecto contracíclico del boom de commodities en la tasa de egresos hospitalarios por depresión. De modo de explorar los potenciales mecanismos detrás del resultado anterior, se estudia el efecto del boom de commodities en las condiciones económicas locales. En este sentido, una posible explicación de la disminución de egresos hospitalarios por depresión en las localidades más expuestas al sector minero, corresponde al aumento de sus ingresos relativo a localidades menos expuestas.

La literatura indica que peores condiciones socioeconómicas se asocian a peores resultados de salud mental. Por un lado, Frasilho et al. (2016) haciendo un meta análisis de 101 artículos, encuentra evidencia consistente que en periodos de recesión, condiciones individuales como el desempleo, la disminución del ingreso y las deudas inmanejables se asocian significativamente a un estado mental más pobre, un aumento de la tasas de trastorno mental y trastornos relacionados con sustancias, y conductas suicidas. Asimismo, McInerney et al. (2013) muestra que la pérdida significativa en el valor de activos financieros se relaciona a incrementos en sintomatología depresiva y a uso de sustancias ilícitas. Por otro lado, Fichera y Gathergood (2016) provee evidencia más conservadora,

sugiriendo que un aumento de valor de activos tales como el precio de un inmueble mejora la salud auto reportada pero no tiene efectos significativos en la salud mental. Adicionalmente, la literatura que analiza el caso de Chile, muestra un efecto positivo del boom de commodities en las condiciones económicas de las comunas más expuestas, que a su vez, reducen la tasa de pobreza y criminalidad, y aumentan la tasa de natalidad (Álvarez et al., 2018; Corvalán y Pazzona, 2019; Gallegos y Lafortounne, 2019).

Basado en la evidencia anterior, se estudia el efecto del ciclo de commodities en la dinámica del mercado laboral a nivel comunal. En particular, haciendo uso de la encuesta CASEN, se analiza el efecto del boom en el margen intensivo (ingreso promedio del trabajo) y extensivo (tasa de participación y tasa de ocupación) del mercado laboral. Un efecto positivo del boom en estas variables sugiere que una posible explicación de la mejora en bienestar en salud mental es la mejora socioeconómica en términos relativos.

La Tabla 3 muestra los resultados de estimar por MCO la ecuación (1) utilizando como variable dependiente el logaritmo de los ingresos promedio del trabajo a nivel comunal. En este caso, la muestra se reduce a los años disponibles en la encuesta¹⁸. Se aprecia que el coeficiente asociado al ciclo es positivo y significativo consistentemente para dos de las tres medidas de exposición, esto es, las medidas de exposición que capturan la intensidad laboral. Este resultado sugiere que los ingresos laborales son pro-cíclicos en aquellas localidades con mayor participación laboral en el sector minero. Asimismo, al analizar las variables de resultado del mercado laboral se observa un efecto positivo del ciclo en participación y ocupación laboral (ver Tabla 4).

TABLA 3: EFECTO DEL CICLO ECONÓMICO EN MARGEN INTENSIVO (LOG INGRESOS DEL TRABAJO)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Log(Pt)*Producción c 1999	-0.001 (0.330)	0.592* (0.332)	0.332 (0.296)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				0.472** (0.210)	0.807*** (0.187)	0.667*** (0.189)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							0.895*** (0.224)	1.542*** (0.231)	1.208*** (0.255)
Log(P2000)*vardep2000		-0.195*** (0.0300)	-0.197*** (0.0298)		-0.212*** (0.0286)	-0.215*** (0.0282)		-0.218*** (0.0286)	-0.216*** (0.0285)
Tendencia minera (01-03)			-2.752*** (0.385)			-2.963*** (0.361)			-2.977*** (0.366)
Tendencia no minera (01-03)			-2.751*** (0.378)			-2.945*** (0.358)			-2.955*** (0.362)
Tendencia minera (07-18)			0.237*** (0.0523)			0.181*** (0.0450)			0.193*** (0.0478)
Tendencia no minera (07-18)			0.171*** (0.0441)			0.150*** (0.0439)			0.153*** (0.0438)
Constante	12.11*** (0.0132)	10.53*** (0.817)	19.52*** (1.556)	12.08*** (0.0197)	10.49*** (0.811)	20.14*** (1.518)	12.06*** (0.0171)	10.60*** (0.800)	20.56*** (1.516)
Efecto fijo comuna y año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
N	2,572	2,427	2,320	2,572	2,427	2,320	2,572	2,427	2,320
R2	0.876	0.889	0.895	0.876	0.889	0.897	0.877	0.890	0.897

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre el logaritmo de los ingresos promedio del trabajo a nivel comunal reportado en la encuesta CASEN y el boom minero. Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

18 Esto es, 2000, 2003, 2006, 2009, 2011, 2013, 2015 y 2017.

TABLA 4: EFECTO DEL CICLO ECONÓMICO EN MERCADO LABORAL (MARGEN EXTENSIVO)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A									
Probabilidad de participar en el mercado laboral									
Log(Pt)*Producción c 1999	0.106*	0.105***	0.0431						
	(0.0611)	(0.0387)	(0.0486)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				0.0452	0.0767***	0.0767**			
				(0.0329)	(0.0295)	(0.0318)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							0.0698	0.132***	0.210***
							(0.0489)	(0.0446)	(0.0475)
N	2,544	2,181	2,181	2,544	2,181	2,181	2,544	2,181	2,181
R2	0.716	0.735	0.735	0.716	0.735	0.735	0.716	0.735	0.736
Panel B									
Probabilidad de pertenecer a la fuerza de trabajo									
Log(Pt)*Producción c 1999	0.0283	0.140**	0.107*						
	(0.0908)	(0.0597)	(0.0595)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				-0.0129	0.135**	0.100*			
				(0.0687)	(0.0568)	(0.0582)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-0.0781	0.183*	0.218*
							(0.0979)	(0.0963)	(0.111)
N	2,572	2,320	2,320	2,572	2,320	2,320	2,572	2,320	2,320
R2	0.596	0.723	0.723	0.596	0.723	0.724	0.596	0.723	0.723
Tendencia	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Log(P2000)*vardep2000	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí
Efecto fijo comuna y año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre la variables de resultado del mercado laboral reportadas en la encuesta CASEN y el boom minero. En el panel A se utiliza como variable dependiente la probabilidad de participar en el mercado laboral mientras que en el panel B se utiliza la probabilidad de pertenecer a la fuerza de trabajo. Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

V. ANÁLISIS DE ROBUSTEZ

Los resultados anteriores sugieren que las comunas con mayor grado de exposición al ciclo experimentaron una reducción de su tasa de egresos hospitalarios por depresión. Con el objetivo de validar este resultado, en esta sección se realizan numerosas pruebas de robustez. En primer lugar, se contrasta empíricamente el supuesto de validación del modelo y se realizan algunos ejercicios de placebo. En segundo lugar, se analiza la sensibilidad de los resultados a consideraciones geográficas y se discute el efecto de las migraciones. Finalmente, se estudia los cambios en la periodicidad y el impacto de medidas alternativas del ciclo.

I. SUPUESTO DE VALIDACIÓN DEL MODELO

Uno de los supuestos que subyace en la estrategia de identificación del modelo corresponde al de tendencias paralelas, esto es, que la tendencia observada en la variable dependiente para el grupo de control es similar a la tendencia del grupo de tratamiento en ausencia del boom del cobre. Empíricamente, se puede contrastar este supuesto utilizando la información previa al boom. En particular, se analiza si las comunas mineras y no mineras poseen tendencias de egresos hospitalarios similares previo al boom de commodities. De ser así, no se puede aseverar que el boom de commodities corresponde a un evento anticipado (endógeno) para ambos tipos de comuna, y por tanto, no se puede rechazar que su comportamiento es similar y comparable previo al boom y por tanto, no existe evidencia suficiente para invalidar la estrategia de identificación.

En particular, se realizan dos pruebas para contrastar el supuesto mencionado. En primer lugar, se explora si la variable de interés tiene un efecto en la tasa de egresos hospitalarios por depresión restringiendo la muestra al período previo al boom (2001 a 2003). En segundo lugar, se prueba que el coeficiente de interés no sea afectado por la inclusión de variables binarias que identifican las tendencias mineras y no mineras previas al boom, las cuales no deben poseer diferencias significativas entre sí.

TABLA 5: TEST DE TENDENCIAS PARALELAS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Log(Pt)*Producción c 1999	105.4 (407.1)		279.2 (489.5)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				448.4 (411.4)		586.8 (493.6)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-615.5 (900.4)		179.8 (1,006)
Log(P2000)*vardep2000		-2.380* (1.226)	-2.417* (1.278)		-2.387* (1.229)	-1.263 (1.221)		-2.343* (1.228)	-2.357* (1.219)
Tendencia minera (01-03)		-24.86*** (8.887)	-24.80*** (9.012)		-26.00*** (8.660)	-14.91* (8.490)		-20.41** (10.04)	-19.21* (11.40)
Tendencia no minera (01-03)		-24.59*** (7.748)	-24.17*** (7.895)		-23.93*** (7.755)	-15.69** (7.952)		-25.72*** (7.459)	-25.54*** (7.688)
Test F (tendencia M=tendencia NM)		-0,27 6,21	-0,63 6,40		-2,07 5,66	0,78 5,69		5,31 6,65	6,33 7,04
Constante	3,065 (2,642)	3,911 (2,876)	3,915 (2,940)	578.3 (1,425)	3,984 (2,869)	1,087 (1,682)	3,222 (2,647)	3,662 (2,890)	3,616 (2,885)
Efecto fijo comuna y año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
N	1,023	1,035	1,023	897	1,035	897	1,035	1,035	1,035
R2	0.724	0.740	0.734	0.791	0.741	0.793	0.732	0.741	0.741

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre las tasas comunales por cada 100.000 habitantes de egresos por diagnósticos asociados a depresión y el boom minero para el periodo previo a la realización de este (2001 a 2003). En la columna 1 se incorpora la variable independiente principal mientras que en la columna 2 se restringe a analizar las diferencias de las tendencias mineras y no mineras mediante un test F. La columna 3 incorpora tanto la variable independiente principal como las tendencias minera y no minera. Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

En la columna 1 de la Tabla 5 se aprecia que el logaritmo del precio no tiene efecto sobre la variable de resultado en esta submuestra, sugiriendo que hay tendencias paralelas. Más aún, en la columna 2 se aprecia que al considerar únicamente las tendencias mineras y no mineras, estas no poseen diferencias estadísticamente significativas, corroborando que previo al boom el crecimiento de las tasas hospitalarias es similar para ambos tipos de localidades. Finalmente, en la columna 3, se incluye tanto el efecto del boom junto a las tendencias mencionadas, lo que mantiene inalterados los resultados.

En segundo lugar, se realiza una prueba de placebo para ver si los egresos hospitalarios en el período 2001 al 2003 responden a considerar como índice de precios los valores que se presentaron 3 y 5 años más adelante¹⁹. La intuición de este ejercicio es ver si la expectativa del boom de precios de commodities previo a su realización tuvo efectos. Si el boom es inesperado, el precio futuro de commodities no debiese estar correlacionado con la tasa de egresos hospitalarios por depresión en el periodo previo al boom.

Al considerar las distintas especificaciones, se puede notar que no existe un efecto significativo de la realización del ciclo futuro en la trayectoria de egresos hospitalarios previa al boom, incluso al incluir las tendencias lineales mineras y no mineras (ver Tabla 6). En suma, en los ejercicios planteados no existe evidencia suficiente para invalidar la estrategia de diferencias en diferencias.

¹⁹ Para el caso de las medidas de exposición de producción y CASEN estas son medidas previo a los años de análisis en este ejercicio. Ahora bien, la medida de exposición del Censo se construye con datos del año 2002. Por lo tanto, el ejercicio de robustez podría tener problemas de validez si es que la medición fuera muy distinta a los años anteriores.

TABLA 6: PRUEBA DE PLACEBO (PRECIOS HACIA ADELANTE)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Precios 3 años adelante						Precios 5 años adelante					
Log(Pt)*Producción c 1999	10.23 (56.97)	32.42 (66.46)					-120.9 (280.1)	-248.7 (359.9)				
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000			83.79 (76.89)	110.5 (93.27)					-1,020 (1,026)	-1,269 (1,317)		
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002					-117.4 (168.8)	26.65 (191.1)					1,909 (2,303)	1,250 (2,865)
Log(P2000)*vardep2000		-2.416* (1.277)		-1.266 (1.221)		-2.355* (1.218)		-2.415* (1.276)		-1.252 (1.217)		-2.290* (1.213)
Tendencia minera (01-03)		-24.71*** (8.998)		-14.80* (8.468)		-19.34* (11.36)		-23.85*** (8.759)		-13.96* (8.391)		-22.39** (10.67)
Tendencia no minera (01-03)		-24.03*** (7.844)		-15.74** (7.897)		-25.50*** (7.619)		-23.43*** (7.706)		-15.33** (7.436)		-23.73*** (6.899)
Test F (tendencia M=tendencia NM)		-0.42 6,43		0,94 5,74		6,15 7,03		-0,42 6,56		1,38 6,46		1,34 7,11
Constante	3,046 (2,645)	3,892 (2,938)	581.5 (1,423)	1,093 (1,686)	3,170 (2,651)	3,605 (2,885)	3,046 (2,651)	3,884 (2,937)	702.7 (1,461)	1,232 (1,739)	2,953 (2,692)	3,641 (2,921)
Efecto fijo comuna y año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	1,023	1,023	897	897	1,035	1,035	1,023	1,023	897	897	1,035	1,035
R2	0.724	0.734	0.791	0.793	0.732	0.741	0.724	0.734	0.791	0.794	0.733	0.741

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre las tasas comunales por cada 100.000 habitantes de egresos por diagnósticos asociados a depresión y el boom minero para el periodo previo a la realización de este (2001 a 2003). En este caso, la variable independiente principal corresponde a la interacción del grado de exposición comunal, que define si una comuna es minera o no minera, con el logaritmo del índice de precio de los metales en el futuro. En particular, la columna 1 a 6 y la columna 7 a 12 considera 3 y 5 años a futuro respectivamente. En la columna 1 (7) se incorpora la variable independiente principal. La columna 2 (8) incorpora tanto la variable independiente principal como las tendencias minera y no minera, analizando las diferencias de las tendencias mineras y no mineras mediante un test F. Este modelo se repite para las columnas 3 y 4 (9 y 10), y 5 y 6 (11 y 12). Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

Un ejercicio adicional de placebo consiste en considerar como variable de resultado los egresos hospitalarios de diagnósticos que no debieran estar relacionado a los ciclos económicos. El mecanismo propuesto detrás del impacto del boom de commodities en egresos por depresión, se relaciona al efecto del boom sobre la economía local. Ahora bien, el boom de commodities no debiese afectar diagnósticos que no estén determinados por las condiciones socioeconómicas de corto y mediano plazo.

Las anomalías congénitas se denominan también defectos de nacimiento, trastornos congénitos o malformaciones congénitas, las que corresponden a anomalías estructurales o funcionales, que ocurren durante la vida intrauterina y se detectan durante el embarazo, en el parto o en un momento posterior de la vida. Una proporción importante de estas no tiene una causa específica (ver Blue et al., 2012). Lo anterior sugiere que los determinantes de dichas enfermedades corresponden a factores de largo plazo más que a cambios de corto o mediano plazo.

En concreto, se analiza el efecto del boom de commodities utilizando como variable dependiente diagnósticos asociados a enfermedades congénitas. En particular, la variable dependiente corresponde a los diagnósticos Q de la CIE-10 (por ejemplo, malformaciones congénitas del sistema nervioso y malformaciones congénitas del sistema circulatorio). En los resultados, se puede notar que no existe un efecto significativo del ciclo en las distintas categorías de enfermedades congénitas considerando las distintas medidas de exposición (ver panel A y B de la Tabla 7). De este modo, los resultados sugieren que el efecto del boom de commodities no afecta diagnósticos que no se fundamentan en cambios socioeconómicos de corto y mediano plazo, al contrario de los diagnósticos por depresión.

TABLA 7: ENFERMEDAD DE PLACEBO (CONGÉNITAS).

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A									
Malformaciones congénitas del sistema nervioso (Q00–Q07)									
Log(Pt)*Producción c 1999	-3.473 (3.282)	-1.491 (3.467)	-4.043 (3.625)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				2.685 (3.167)	-0.0908 (2.977)	-3.893 (3.773)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-4.030 (7.004)	-7.218 (6.333)	-15.70* (8.583)
N	6,061	6,061	6,061	5,510	5,510	5,510	6,118	6,118	6,118
R2	0.108	0.118	0.119	0.177	0.190	0.190	0.108	0.118	0.118
Panel B									
Malformaciones congénitas del sistema circulatorio (Q20–Q28)									
Log(Pt)*Producción c 1999	-12.57 (18.98)	-14.85 (14.91)	-12.07 (14.88)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				-0.180 (11.46)	-2.968 (10.48)	-9.762 (11.45)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-11.52 (22.07)	-16.35 (20.41)	-12.30 (24.41)
N	6,346	6,346	6,346	5,624	5,624	5,624	6,422	6,422	6,422
R2	0.331	0.344	0.344	0.466	0.480	0.481	0.329	0.342	0.342
Tendencia	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Log(P2000)*vardep2000	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí
Efecto fijo comuna y año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre las tasas comunales por cada 100.000 habitantes de egresos por diagnósticos asociados a enfermedades congénitas y el boom minero. En el panel A se utiliza como variable dependiente las malformaciones congénitas del sistema nervioso, mientras que en el panel B se considera las malformaciones congénitas del sistema circulatorio. Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

II. CONSIDERACIONES GEOGRÁFICAS

En este trabajo se utilizan las comunas como unidad de análisis para aproximarse a medir el impacto del boom de commodities a nivel local. Ahora bien, podría darse que el mercado laboral relevante, susceptible a ser influenciado por el boom, no esté únicamente compuesto por las comunas que tienen exposición directa tanto en términos de producción como de participación laboral. Por lo tanto, dado que el tratamiento no está distribuido uniformemente a lo largo del territorio, se requiere comprobar que los resultados se mantienen cuando se consideran unidades geográficas con un mayor nivel de agregación.

Una aproximación para abordar este tema corresponde a estimar la ecuación principal utilizando como unidad de análisis las provincias²⁰. Las estimaciones contenidas en la Tabla 8 indican que los resultados no varían cualitativamente frente a cambios en la unidad de agregación.

²⁰ Las 346 comunas se agrupan en 56 provincias y 16 regiones.

TABLA 8: EFECTO A NIVEL DE PROVINCIA

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A	A nivel de provincia								
Log(Pt)*Producción p 1999	-70.21*	-68.15*	-40.73						
	(41.36)	(37.25)	(38.12)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				-2.044*	-2.422**	-2.422**			
				(1.114)	(1.159)	(1.159)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-207.2***	-253.4***	-257.1**
							(49.54)	(71.78)	(109.0)
N	1,026	1,026	1,026	950	950	950	1,026	1,026	1,026
R2	0.658	0.659	0.660	0.707	0.710	0.710	0.661	0.664	0.664

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre las tasas provinciales por cada 100.000 habitantes de egresos por diagnósticos asociados a depresión y el boom minero. Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

Por su parte, una segunda aproximación corresponde a estimar el modelo principal, pero tomando en consideración las características espaciales, esto es, que los individuos de comunas colindantes están relacionadas entre sí, y por tanto, los resultados deben ser agrupados según el ordenamiento territorial.

De modo de caracterizar dicha relación, se estiman modelos espaciales que toman en consideración la interdependencia entre comunas vecinas. En particular, se estima un modelo espacial autorregresivo (SAR) y un modelo espacial Durbin (SDM), usando matrices que capturen los pesos relativos de la contigüidad de comunas colindantes. Como se observa en la Tabla 9, los resultados no varían al tomar en consideración la interdependencia espacial.

TABLA 9: MODELOS ESPACIALES

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Log(Pt)*Producción c 1999	-67.14***	-56.86***	-66.06***						
	(21.46)	(12.72)	(22.94)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				-97.80***	-80.19***	-56.92*			
				(26.07)	(22.91)	(29.20)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-156.6***	-131.3***	-66.06***
							(45.00)	(35.33)	(22.94)
Efecto fijo comuna y año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
N	6,536	6,536	6,536	6,536	6,536	6,536	6,536	6,536	6,536
R2	0.534		0.003	0.533		0.003	0.534		0.741

Nota: Esta tabla presenta los resultados de estimar los modelos espaciales autoregresivos (SAR) y modelos Durbin, que capturan la relación entre las tasas comunales por cada 100.000 habitantes de egresos por diagnósticos asociados a depresión y el boom minero utilizando matrices de ponderación normalizadas por contigüidad. En particular, la columna 1 corresponde a la estimación de MCO, las columnas 2 y 3 presentan los resultados del modelo SAR y el modelo Durbin respectivamente. Esta estructura se repite para el set de estimaciones de las columnas 4-6 y 7-9 utilizando las distintas medidas de exposición minera. Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

III. MIGRACIÓN:

Un tema relevante de discutir es cómo la migración entre comunas afecta los resultados. Se podría dar que en tiempos de boom de commodities se produzcan procesos de migración interna a las comunas donde se realiza la producción propiamente tal. Por tanto, la existencia de migración podría aumentar la población flotante lo que podría impactar la composición laboral local al aumentar la fuerza de trabajo. Este fenómeno podría afectar los resultados si es que altera la cantidad y la composición de los egresos hospitalarios.

Por un lado, en el escenario en que individuos migran a las comunas de mayor exposición al boom minero, se podría dar que una mayor cantidad de personas acudan a los servicios de salud, y por consiguiente, podría aumentar la

cantidad de atenciones hospitalarias en general. Por tanto, las comunas mineras debieran aumentar la demanda por atenciones, lo que podría aumentar la cantidad de egresos hospitalarios solamente, por el hecho de aumentar su población flotante producto de la migración.

En este sentido, en la especificación econométrica principal, la omisión de la migración laboral al interior de comunas mineras debiese generar un sesgo positivo en el coeficiente asociado al boom de commodities. La razón principal, es que dicho coeficiente estaría capturando la correlación positiva del boom y la migración, sobre estimando el efecto del ciclo en la tasa de hospitalizaciones. Por tanto, el coeficiente estimado asociado al boom de commodities correspondería a una cota inferior (en valor absoluto) de su valor poblacional. En concreto, el encontrar un resultado significativo del boom de commodities aun omitiendo una medición adecuada de la migración interna, nos corrobora que el coeficiente estimado es robusto a esta caracterización.

Por otro lado, los individuos que migran podrían estar correlacionados con una mejor salud general y mental. De esta forma, las comunas no mineras podrían ver aumentada su tasa de egresos por depresión, dada la disminución de la cantidad de individuos con buena salud mental a nivel comunal. Dado que los datos poblacionales provienen de una proyección censal realizada en 2002, antes del boom de commodities, las tasas proyectadas no contienen el efecto migratorio causado por el boom. En consecuencia, las comunas mineras tendrían una menor proyección de individuos en los años del boom y las comunas no mineras tendrían una mayor proyección de individuos en los años del boom. Asumiendo que todos los demás factores se mantuvieron relativamente constantes, el efecto encontrado sería una cota inferior ya que se sobreestima la tasa de egresos en las comunas mineras y se subestima la tasa de egresos en las comunas no mineras.

Ahora bien, una consideración adicional sería que la reducción de la tasa de egresos hospitalarios sea causada por la autoselección de los migrantes. Existe evidencia que el malestar psicológico está correlacionado con el nivel socioeconómico (Hojman et al., 2016), esto es, que individuos de menores ingresos presentan mayor sintomatología depresiva. Por lo tanto, es importante comprender cuáles son las características de la población migrante. Una aproximación para comprender este fenómeno es analizar cómo variaron los ingresos promedios y la fuerza de trabajo a nivel comunal por nivel de escolaridad, lo que es una aproximación al nivel socioeconómico. En particular, utilizando los datos de CASEN, los resultados indican que existe un impacto positivo y significativo del boom minero en la fuerza de trabajo de individuos de baja escolaridad. Por el contrario, no existe una variación significativa de esta para individuos de alta escolaridad. Lo anterior, favorece la interpretación de que estos resultados corresponden a una cota inferior del efecto verdadero.

IV. PERIODICIDAD

Un aspecto relevante en el análisis es la frecuencia de medición de las variables de interés. Si bien la medición anual constituye un escenario agregado representativo, la importancia de registros más frecuentes radica esencialmente en su breve desfase cronológico, lo que permite disponer de un panorama general de corto plazo de series relevantes como, por ejemplo, la actividad económica. En este caso, una medición de mayor frecuencia permitiría medir con mayor profundidad los ciclos económicos, su dinámica y los desfases de los efectos inducidos por los shocks económicos. Asimismo, permite capturar el factor estacional de la disponibilidad de camas para hospitalización por depresión. Por tanto, una medición de mayor periodicidad permitiría contar con información más precisa tanto de la variable independiente como de la variable dependiente.

En el panel A de la tabla 10 se presentan los resultados de estimar por MCO la ecuación (1) utilizando una frecuencia de medición trimestral (incluyendo efecto fijo comunal y variables binaria por período trimestral). Se aprecia que los resultados son cualitativamente similares. De este modo, se corrobora que el resultado es robusto y consistente a una definición más periódica del ciclo de commodities y a controles trimestrales que se correlacionan con la estacionalidad de la oferta hospitalaria.

TABLA 10: ANÁLISIS TRIMESTRAL Y MEDIDA ALTERNATIVA DEL CICLO.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A									
	Análisis trimestral								
Log(Pt)*Producción c 1999	-19.71*** (6.508)	-27.34*** (9.979)	-22.03** (8.565)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				-35.82*** (9.377)	-34.73*** (7.439)	-26.74*** (7.703)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-54.51*** (15.54)	-55.39*** (14.59)	-43.63*** (13.44)
N	24,893	24,893	24,893	24,893	24,893	24,893	24,893	24,893	24,893
R2	0.213	0.215	0.215	0.214	0.215	0.216	0.214	0.215	0.215
Panel B									
	Medida alternativa del ciclo								
Log(Pt)*Producción c 1999	-172.6** (86.28)	-254.5** (126.6)	-159.4 (102.7)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				-209.0** (83.82)	-179.7*** (60.23)	-180.3** (71.37)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-366.0*** (126.2)	-354.8*** (114.1)	-272.3** (111.0)
N	6,479	6,479	6,479	5,681	5,681	5,681	6,555	6,555	6,555
R2	0.428	0.435	0.436	0.592	0.598	0.598	0.431	0.437	0.437
Tendencia	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Log(P2000)*vardep2000	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí
Efecto fijo comuna y año/trimestre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre las tasas comunales por cada 100.000 habitantes de egresos por diagnósticos asociados a depresión y el boom minero. En el panel se utiliza una periodicidad trimestral. En el panel B, se considera una medición alternativa del ciclo, a saber, la interacción del grado de exposición comunal al boom minero interactuado con el logaritmo del precio desestacionalizado mediante el filtro Hodrick-Prescott. Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

V. MEDICIÓN ALTERNATIVA DEL CICLO

Desde una perspectiva macroeconómica, la estrategia de identificación adoptada podría ser sensible a variaciones de corto plazo del índice de precio de metales que no son representativas en el largo plazo. Desde el análisis de serie de tiempo, se recomienda eliminar el componente cíclico de una serie ya que corresponde a un componente estacional e irregular que no representa el comportamiento de tendencia. En este contexto, se aplica el filtro Hodrick-Prescott a la serie del índice de precios de los metales para separar el componente tendencial del componente cíclico.

Por tanto, considerar en la estimación principal el componente tendencial del precio debiese capturar de manera más precisa los cambios del ciclo de commodities y descartar la hipótesis de que el resultado está capturado por variaciones irregulares no tendenciales. Al estimar la ecuación principal utilizando el componente tendencial del índice de metales (panel B de la Tabla 10) se aprecia que los resultados se mantienen cuantitativamente similares, sugiriendo que el boom de commodities está siendo capturado adecuadamente en la especificación principal.

VI. OTRO RESULTADOS

Este artículo explora el efecto del boom de commodities en egresos por depresión. Los resultados anteriores sugieren que las comunas con mayor grado de exposición al ciclo experimentaron una reducción de su tasa de egresos hospitalarios por depresión y mejoras de las condiciones laborales locales, tanto a nivel intensivo como extensivo. Ahora bien, en esta sección se explora el efecto del boom de commodities en otras variables relacionadas a salud mental como son los egresos hospitalarios por intentos de suicidios, la mortalidad por suicidios y los egresos hospitalarios relacionado al consumo de sustancias ilícitas. Asimismo, se explora el efecto del boom de commodities en variables de resultado de salud a nivel general que se encuentran disponibles en la encuesta CASEN, tales como la salud auto reportada, las atenciones médicas y la probabilidad de enfermarse.

I. INTENTOS DE SUICIDIO Y MORTALIDAD POR SUICIDIO

Un tipo de hospitalización que está estrechamente relacionado a los problemas de salud mental son los intentos de suicidio (lesiones auto infligidas). De hecho, la literatura reporta que en el 90% de los intentos de suicidio se encuentra algún trastorno mental asociado (Phillips, 2010; Windfuhr & Kapur, 2011) y cuando éstos se agravan suele presentarse mayor mortalidad por suicidio, lo que constituye en un problema relevante de salud pública.

Por tanto, en el panel A de la tabla 11 se estima el efecto del ciclo de commodities en la tasa de egresos hospitalarios por intento de suicidio. En concreto, existe un signo negativo y significativo del boom de commodities en dicha tasa de egresos sólo para la medida de producción. Una posible interpretación de que el resultado solo sea significativo para producción y no para la medida de la exposición laboral es que la medida de producción considera externalidades locales que van más allá del aumento de los ingresos laborales.

De forma complementaria, se estudia si es que el boom de commodities afectó la tasa de mortalidad por suicidio.²¹ No parece existir efecto del boom sobre mortalidad por suicidio²². Lo anterior indica que el boom parece tener un efecto principalmente en aquellos casos en que la ideación suicida no se concreta.

II. CONSUMO DE DROGAS:

Desde una perspectiva de salud pública, el consumo de sustancias ilícitas constituye un factor de riesgo para sufrir lesiones o una enfermedad de dependencia acorde a la frecuencia y cantidad utilizada. En este sentido, la literatura evidencia que el consumo de drogas y los problemas de salud mental (depresión, ansiedad, trastorno bipolar, trastorno de personalidad antisocial) están estrechamente relacionados y se potencian mutuamente ya que afectan las mismas zonas del cerebro (National Institute of Drugs Abuse, 2010). Como se mencionó previamente, los casos de hospitalización por múltiples drogas por lo general se deben a intoxicaciones que deben ser atendidas con urgencia.

En concreto, la literatura reciente indica resultados mixtos acerca del efecto del ciclo económico en el uso de sustancias ilícitas. Por un lado, se indica que el ciclo afectaría contra cíclicamente el consumo de antidepresivos (McInerney et al., 2013). Asimismo, en períodos de recesión aumenta la intensidad del uso de fármacos recetados y los trastornos por uso de sustancias clínicamente relevantes que involucran opioides (Carpenter et al., 2017).

²¹ Resultados disponibles por solicitud.

²² Adicionalmente, no se ven efectos en la tasa de mortalidad general.

En este contexto, se analiza el efecto del ciclo de commodities en la tasa de egresos hospitalarios por diagnósticos asociados al consumo de múltiples sustancias ilícitas. En el panel B de la tabla 11 se muestran los resultados de la estimación por MCO de la ecuación (2) utilizando la tasa de egresos hospitalaria cada 100.000 habitantes de diagnósticos asociados por consumo de múltiples sustancias ilícitas como variable dependiente. Contrario a lo expuesto en la literatura previa, los resultados sugieren que existe una relación positiva y significativa entre el boom de los commodities y los egresos por consumo de sustancias ilícitas. Esto sugiere que la mayor disponibilidad de recursos podría aumentar el consumo de sustancias ilícitas.

TABLA 11: EFECTO DEL CICLO ECONÓMICO EN EGRESOS HOSPITALARIOS POR OTRAS VARIABLES DE SALUD MENTAL

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A									
	Múltiples drogas (F19)								
Log(Pt)*Producción c 1999	31.40*** (9.226)	29.40*** (8.914)	20.45** (10.39)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				28.49*** (9.247)	24.89*** (8.602)	6.054 (10.32)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							46.93*** (15.82)	40.04*** (15.01)	11.72 (18.41)
N	6,365	6,365	6,365	5,643	5,643	5,643	6,441	6,441	6,441
R2	0.543	0.614	0.615	0.557	0.631	0.633	0.542	0.613	0.614
Panel B									
	Intento de suicidios								
Log(Pt)*Producción c 1999	-47.28*** (10.46)	-53.73*** (13.21)	-43.45*** (14.60)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				7.751 (32.39)	-6.163 (31.45)	-1.752 (35.99)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							11.22 (41.25)	-9.273 (40.24)	-13.58 (48.69)
N	6,365	6,365	6,365	5,643	5,643	5,643	6,441	6,441	6,441
R2	0.441	0.444	0.445	0.438	0.443	0.444	0.443	0.447	0.447
Tendencia	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Log(P2000)*vardep2000	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí
Efecto fijo comuna y año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre las tasas comunales por cada 100.000 habitantes de egresos por diagnósticos asociados a consumo de drogas (Panel A) e intentos de suicidios (Panel B). Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

III. OTRAS MEDICIONES DE SALUD:

Con el propósito de indagar la consistencia de los resultados anteriormente mencionados, se estudia el efecto del boom de commodities en dimensiones adicionales de salud, a saber, salud auto reportada, probabilidad de asistir a centros de atención primaria y probabilidad de enfermarse.

De hecho, la salud auto reportada es uno de los indicadores más utilizados en la investigación en desigualdades sociales en salud, pues se considera un fiel reflejo del bienestar en que se encuentra el individuo. Asimismo, la literatura ha establecido una fuerte relación de esta medida con la probabilidad de padecer enfermedades crónicas y con la utilización de los servicios de salud, incluso, puede ser un adecuado predictor de mortalidad (Lorem et al, 2020). Por ende, este indicador puede resumir de forma general el bienestar individual incluyendo el bienestar relativo a salud mental.

En efecto, se construye la medida de salud auto reportada mediante el módulo de salud de la encuesta CASEN²³. En particular, se considera una variable binaria si el individuo considera que su estado de salud se encuentra en el extremo positivo, esto es, muy bueno o nota 7 (más alta). Alternativamente, se considera una variable binaria si el individuo considera que su estado de salud se encuentra en el extremo negativo, esto es, muy malo o nota 1 (más baja)²⁴. Una de las ventajas de esta medida es que nos permite expandir el análisis sujeto al paradigma de ausencia y presencia de enfermedad, ya que las preguntas del módulo de salud se realizan a todos los individuos encuestados, y por tanto, nos permiten tener un diagnóstico general de la salud de la población y no solo los casos extremos de la distribución.

Los resultados de la estimación ocupando estas variables dependientes muestran que existe una alta prociclicidad del bienestar autopercibido. Las comunas más expuestas al ciclo minero reportan en promedio mayor probabilidad de tener salud muy buena o nota 7 (ver panel A tabla 12). Por el contrario, estas comunas poseen menor probabilidad de declarar tener un estado de salud muy malo o de 1 (ver panel B tabla 12). Por tanto, un eventual mecanismo detrás de la contraciclicidad de las tasas de egresos por depresión es la relación positiva del ciclo con el bienestar reportado ya que, ante ciclos favorables, los individuos expuestos perciben que su estado de salud es mejor relativo a los no expuestos.

TABLA 12: OTRAS MEDIDAS DE SALUD MENTAL (ESTADO DE SALUD AUTOREPORTADO DE CASEN)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A									
	Extremo positivo (muy bueno o 7)								
Log(Pt)*Producción p 1999	0.0499 (0.180)	0.176* (0.105)	0.0871 (0.130)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				0.162** (0.0691)	0.224*** (0.0762)	0.108 (0.0763)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							0.349*** (0.0767)	0.426*** (0.0895)	0.368*** (0.116)
N	2,209	1,948	1,948	2,209	1,906	1,906	2,209	1,906	1,906
R2	0.797	0.803	0.803	0.798	0.805	0.806	0.799	0.805	0.805
Panel B									
	Extremo negativo (muy malo o 1)								
Log(Pt)*Producción c 1999	-0.0116 (0.00916)	-0.0120* (0.00690)	-0.00534 (0.00706)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				-0.0106** (0.00534)	-0.0102** (0.00512)	-0.0117* (0.00637)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-0.0102 (0.00834)	-0.0107 (0.00832)	-0.00143 (0.0105)
N	2,209	1,948	1,948	2,209	1,906	1,906	2,209	1,906	1,906
R2	0.236	0.271	0.271	0.237	0.266	0.266	0.236	0.265	0.266
Tendencia	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Log(P2000)*vardep2000	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí
Efecto fijo comuna y año/trimestre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre la salud autoreportada de los individuos a nivel comunal provenientes de la encuesta CASEN y el boom minero. En el panel A se utiliza como variable dependiente el promedio de respuestas de salud auto reportada como excelente o la calificación más alta. En el panel B se utiliza como variable dependiente el promedio de respuestas de salud auto reportada como muy mala o la calificación más baja. Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

23 Se utiliza la pregunta: ¿Cómo definiría su estado de salud?

24 La encuesta CASEN desde el año 2000 a 2017 realizó modificaciones en el conjunto de respuestas posibles a las preguntas del módulo salud. Por tanto, la alternativa más conversadora es utilizar las categorías extremas, sin importar los cambios en su etiqueta.

Paralelamente, una primera medida alternativa para medir la salud en términos generales es la probabilidad de asistir a centros de atención primaria por consultas generales, de especialidad o de urgencia. Por un lado, el boom minero puede relacionarse a mayor asistencia a salud primaria. Este tipo de atenciones se caracteriza por ser de mínima complejidad y cuyo objetivo es alcanzar la máxima cobertura posible ya que se relaciona principalmente con la prevención de enfermedades de mayor gravedad. De hecho, una atención primaria fuerte se correlaciona con menor gasto en salud y mayor bienestar de la población (Starfield, 1992). Por ende, una posible explicación de la reducción de egresos hospitalarios por el boom minero es el aumento en atenciones de salud primaria. Por otro lado, el boom minero puede afectar de manera negativa el número de atenciones en salud primaria. Esto, dado que el boom minero se relaciona con mayor participación laboral, lo que puede disminuir la disponibilidad de tiempo para asistir a atenciones de salud.

Asimismo, una segunda medida alternativa para cuantificar el bienestar de salud a nivel individual es la presencia de enfermedad en los últimos tres meses. Por un lado, el boom minero puede aumentar la probabilidad de enfermarse. De hecho, la mayor carga de trabajo puede aumentar la patología de enfermedades laborales. En este sentido, el boom minero reduciría los egresos hospitalarios por depresión ya que podría aumentar la tasa de otro tipo de enfermedades que no requieren atención hospitalaria. Por otro lado, el boom minero puede disminuir la probabilidad de enfermarse. En este sentido, la literatura muestra una estrecha relación entre los ingresos económicos y una mejor salud general (Hojman y Carranza, 2015).

De modo de analizar los resultados al utilizar las dos medidas alternativas, se estima la ecuación principal utilizando como variable dependiente la tasa de asistencia a centros de salud primario a nivel comunal utilizando la encuesta CASEN (panel A tabla 13)²⁵. Asimismo, se utiliza como variable dependiente la probabilidad de enfermarse a nivel comunal utilizando la encuesta CASEN (panel B tabla 13). En ambos casos, se aprecia que el boom minero produce una disminución tanto en la probabilidad de asistencia a salud primaria como en la probabilidad de enfermarse. En línea al resultado de salud auto reportado, los resultados sugieren que el boom de commodities impactó de manera positiva la salud general de las personas.

Ahora bien, estos resultados deben tomarse con cautela ya que la encuesta CASEN no posee representatividad a nivel comunal, por lo que los resultados solo pueden interpretarse como representativos de los individuos encuestados en dichas comunas.

²⁵ Se calcula el promedio de respuestas afirmativas a la pregunta de asistencia controles de salud general, de especialidad y urgencia.

TABLA 13: OTRAS MEDIDAS DE SALUD MENTAL (ESTADO DE SALUD AUTOREPORTADO DE CASEN)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A									
Consultas en los últimos 3 meses									
Log(Pt)*Producción p 1999	-0.429*** (0.0700)	-0.359*** (0.0771)	-0.213*** (0.0668)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				-0.299*** (0.0351)	-0.303*** (0.0373)	-0.214*** (0.0377)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-0.496*** (0.0608)	-0.489*** (0.0610)	-0.368*** (0.0698)
N	2,544	2,230	2,230	2,544	2,181	2,181	2,544	2,181	2,181
R2	0.497	0.511	0.516	0.502	0.513	0.520	0.502	0.513	0.517
Panel B									
Enfermedad en los últimos 30 días									
Log(Pt)*Producción c 1999	-0.203 (0.142)	-0.260*** (0.0904)	-0.169** (0.0816)						
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CASEN 2000				-0.156* (0.0819)	-0.190*** (0.0477)	-0.141*** (0.0513)			
Log(Pt)*(ocupados mineros t/Total ocupados t) de CENSO 2002							-0.269* (0.149)	-0.311*** (0.0829)	-0.227** (0.0971)
N	2,544	2,230	2,230	2,544	2,181	2,181	2,544	2,181	2,181
R2	0.494	0.519	0.521	0.495	0.521	0.524	0.495	0.521	0.523
Tendencia	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Log(P2000)*vardep2000	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí
Efecto fijo comuna y año/trimestre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí

Nota: En esta tabla se presenta los resultados de estimar por MCO la relación entre una variable que mide la salud general autoreportada de los individuos a nivel comunal provenientes en la encuesta CASEN y el boom minero. En el panel A se utiliza como variable dependiente el promedio de individuos que asistieron al menos una vez a una cita médica en los últimos tres meses. En el panel B se utiliza como variable dependiente el promedio de individuos que reportan tener una enfermedad en el último mes. Para más detalles acerca de la estimación, ver notas de tabla 2.

VII. CONCLUSIONES

Este artículo estudia el efecto del boom de commodities en egresos hospitalarios por depresión a nivel comunal, utilizando una aproximación de diferencias en diferencias que aprovecha la exogeneidad del aumento en la demanda externa por los commodities. Los resultados principales sugieren que existe un efecto negativo y significativo del boom de commodities en la tasa de egresos hospitalarios por depresión. El efecto es robusto a cambios en la definición de la exposición al boom (producción o empleo). Asimismo, no existen diferencias relevantes en el coeficiente de interés luego de controlar por características demográficas, por distintos valores iniciales de la variable dependiente (tasas de convergencia), oferta hospitalaria regional inicial, y tendencias mineras y no mineras previas y posteriores al boom.

Este trabajo se enmarca en una literatura que se ha centrado principalmente en ver el efecto de los ciclos económicos en variables de resultado de salud auto reportadas. Al utilizar una medida objetiva, se enriquece el análisis ya existente. Adicionalmente, este trabajo amplía la evidencia internacional a países en desarrollo. Finalmente, se hace un esfuerzo por validar los resultados analizando medidas complementarias de salud mental como lo son los intentos de suicidios, mortalidad por suicidios, egresos por consumo de sustancias ilícitas, y otras variables de bienestar más generales como la salud auto reportada. Eso permite tener una visión más amplia del problema de la salud mental.

En suma, estos resultados indican que un importante determinante de la salud mental es el dinamismo de la economía local. Esto sugiere que mejoras en las condiciones económicas locales no solo mejoran los ingresos de los individuos, sino también ayuda a disminuir su malestar en términos de salud mental. Asimismo, una población más sana mentalmente libera camas hospitalarias que podrían ser utilizadas para otros propósitos. Investigaciones futuras deberían complementar el análisis realizado en este trabajo, al estudiar en detalle los mecanismos microeconómicos detrás de este resultado, como podrían ser cambios de comportamiento de los individuos asociados a prevención y mayor uso de medicamentos.

REFERENCIAS

- Álvarez, R., García-Marín, Á., & Ilabaca, S. (2018). Commodity price shocks and poverty reduction in Chile. *Resources Policy*.
- Ariizumi, H., & Schirle, T. (2012). Are recessions really good for your health? Evidence from Canada. *Social science & medicine*, 74(8), 1224-1231.
- Blue, G. M., Kirk, E. P., Sholler, G. F., Harvey, R. P., & Winlaw, D. S. (2012). Congenital heart disease: current knowledge about causes and inheritance. *The Medical Journal of Australia*, 197(3), 155-159.
- Carpenter, C. S., McClellan, C. B., & Rees, D. I. (2017). Economic conditions, illicit drug use, and substance use disorders in the United States. *Journal of Health Economics*, 52, 63-73.
- Carranza, R., & Hojman, D. (2015). Inequality of opportunity in health and cognitive abilities: the case of Chile. Univ. de Chile, Department de Economía.
- Corvalan, A., & Pazzona, M. (2019). Persistent commodity shocks and transitory crime effects. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 158, 110-127.
- Dellas, H., & Koubi, V. (2003). Business cycles and schooling. *European Journal of Political Economy*, 19(4), 843-859.
- De Neve, J. E., Ward, G., De Keulenaer, F., Van Landeghem, B., Kavetsos, G., & Norton, M. I. (2018). The asymmetric experience of positive and negative economic growth: Global evidence using subjective well-being data. *Review of Economics and Statistics*, 100(2), 362-375.
- Dettling, L. J., & Kearney, M. S. (2014). House prices and birth rates: The impact of the real estate market on the decision to have a baby. *Journal of Public Economics*, 110, 82-100.
- Erten, B., & Ocampo, J. A. (2013). Super cycles of commodity prices since the mid-nineteenth century. *World development*, 44, 14-30.
- Fichera, E., & Gathergood, J. (2016). Do wealth shocks affect health? New evidence from the housing boom. *Health economics*, 25, 57-69.
- Frاسquilho, D., Matos, M. G., Salonna, F., Guerreiro, D., Storti, C. C., Gaspar, T., & Caldas-de-Almeida, J. M. (2015). Mental health outcomes in times of economic recession: a systematic literature review. *BMC public health*, 16(1), 1-40.
- Gallegos, F., & Lafortune, J. (2019) Baby Commodity-Booms?: The Impact of Commodity Shocks on Fertility Decisions and Outcomes. Documento de Trabajo IE-PUC, N° 524.
- Hofmann, B., & Hohmeyer, K. (2016). The effect of the business cycle at college graduation on fertility. *Economics of Education Review*, 55, 88-102.
- Hojman, D. A., Miranda, Á., & Ruiz-Tagle, J. (2016). Debt trajectories and mental health. *Social Science & Medicine*, 167, 54-62.
- Ivanovic-Zuvic, F., & Villarroel, J. (2019). Actividad solar y hospitalizaciones por episodios depresivos en Chile. *Revista chilena de neuro-psiquiatría*, 57(3), 254-263.
- Jawadi, F., Mallick, S. K., Cheffou, A. I., & Augustine, A. (2019). Does higher unemployment lead to greater criminality? Revisiting the debate over the business cycle. *Journal of Economic Behavior & Organization*.
- Johnson, M. T. (2013). The impact of business cycle fluctuations on graduate school enrollment. *Economics of education review*, 34, 122-134.

- Lazareva, O. (2020). The effect of labor market shocks on health: the case of the Russian transition. *Economics & Human Biology*, 36, 100823.
- Lorem, G., Cook, S., Leon, D. A., Emaus, N., & Schirmer, H. (2020). Self-reported health as a predictor of mortality: A cohort study of its relation to other health measurements and observation time. *Scientific reports*, 10(1), 1-9.
- Malmendier, U., & Nagel, S. (2011). Depression babies: do macroeconomic experiences affect risk taking?. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 373-416.
- Meller, P., Poniachik, D., & Zenteno, I. (2013). América Latina y la bendición de los recursos naturales. *Recursos naturales y diversificación exportadora*, 5, 15-72.
- Ministerio de Salud. (2013). Guía clínica: Tratamiento de personas con depresión.
- McInerney, M., Mellor, J. M., & Nicholas, L. H. (2013). Recession depression: mental health effects of the 2008 stock market crash. *Journal of health economics*, 32(6), 1090-1104.
- National Institute of Drugs Abuse. (2010). *Drugs, Brain and Behavior: The Science of Addiction*.
- Phillips, M. R. (2010). Rethinking the role of mental illness in suicide.
- Organización Panamericana de la Salud. (2018). *La carga de los trastornos mentales en la Región de las Américas*.
- Rodríguez Cabello, J., Vega Carvallo, M. A., Chamorro Montes, J., & Acevedo Olavarría, M. (2015). Evolución, administración e impacto fiscal de los ingresos del cobre en Chile 2015. Serie de Documentos de Trabajo de Finanzas Públicas, Dirección de Presupuestos.
- Ruhm, C. J. (2000). Are recessions good for your health?. *The Quarterly journal of economics*, 115(2), 617-650.
- Ruhm, C. J. (2016). Health effects of economic crises. *Health Economics*, 25, 6-24.
- Schaller, J. (2013). For richer, if not for poorer? Marriage and divorce over the business cycle. *Journal of Population Economics*, 26(3), 1007-1033.
- Schuckit, M. A. (2006). Comorbidity between substance use disorders and psychiatric conditions. *Addiction*, 101, 76-88.
- Smith, D. J., & Craddock, N. (2011). Unipolar and bipolar depression: different or the same?. *The British Journal of Psychiatry*, 199(4), 272-274.
- Starfield, B. (1992). *Primary care: concept, evaluation, and policy*. Oxford University Press.
- Volkow, N. D. (2004). The reality of comorbidity: depression and drug abuse. *Biological psychiatry*.
- Wilson, N. (2012). Economic booms and risky sexual behavior: evidence from Zambian copper mining cities. *Journal of Health Economics*, 31(6), 797-812.
- Windfuhr, K., & Kapur, N. (2011). Suicide and mental illness: a clinical review of 15 years findings from the UK National Confidential Inquiry into Suicide. *British Medical Bulletin*, 100(1), 101-121.



DIRECCIÓN DE PRESUPUESTOS