



SÚPER CICLO DE COMMODITIES Y SU IMPACTO EN EL MERCADO LABORAL DE LAS COMUNAS EN CHILE

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA**

**Alumno: Gonzalo Marivil Figueroa¹
Profesor Guía: Roberto Álvarez Espinoza**

Santiago, 21 de noviembre de 2017

Súper Ciclo de Commodities y su Impacto en el Mercado Laboral de las Comunas en Chile

Gonzalo Marivil Figueroa

21 de noviembre de 2017

Índice

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Introducción | 8 |
| 2 | Literatura | 12 |
| 2.1 | Precios de commodities y su impacto en la actividad económica y en el comportamiento gubernamental | 12 |
| 2.2 | Precios de commodities y su impacto en los conflictos civiles | 16 |
| 2.3 | Precios de commodities y su impacto en los ingresos y pobreza | 20 |
| 2.4 | Precios de commodities y la maldición de los recursos naturales | 23 |
| 3 | Antecedentes Generales, Base de Datos y Estadísticas Comunales | 30 |
| 3.1 | Antecedentes Generales: período 1998-2013 | 30 |
| 3.2 | Base de datos | 33 |
| 3.2.1 | Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) | 33 |
| 3.2.2 | Índice de Precios de Commodities | 35 |
| 3.3 | Estadísticas Comunales | 37 |
| 4 | Teoría Económica y Método Econométrico | 39 |
| 4.1 | Teoría Económica | 39 |
| 4.1.1 | Efectos de un boom de recursos naturales | 41 |
| 4.2 | Modelo Econométrico | 43 |

| | |
|--|------------|
| 5 Resultados | 46 |
| 5.1 Impactos en el salario | 46 |
| 5.1.1 Impactos heterogéneos sobre el salario | 47 |
| 5.1.2 Impactos heterogéneos por precio de commodities sobre el salario | 49 |
| 5.1.3 Impactos sobre el salario por sector económico | 50 |
| 5.1.4 Impactos indirectos sobre el salario | 51 |
| 5.2 Impactos en el empleo | 53 |
| 5.2.1 Impactos heterogéneos sobre el empleo | 54 |
| 5.2.2 Impactos heterogéneos por precio de commodities sobre el empleo | 55 |
| 5.2.3 Impactos sobre el empleo por sector económico | 55 |
| 5.2.4 Impactos indirectos sobre el empleo | 57 |
| | |
| 6 Sensibilidad de los Resultados | 59 |
| | |
| 7 Conclusión | 63 |
| | |
| Bibliografía | 66 |
| | |
| Anexos | 77 |
| | |
| A Cuadros de resultados | 77 |
| | |
| B Cuadros estadísticos | 94 |
| | |
| C Gráficos | 97 |
| | |
| D Índice de precio indirecto | 100 |

Índice de cuadros

| | | |
|----|--|----|
| 1 | Impacto sobre el salario promedio comunal | 77 |
| 2 | Impactos heterogéneos sobre el salario | 78 |
| 3 | Impactos por precio de commodity sobre el salario | 79 |
| 4 | Impactos en el salario por sector económico | 80 |
| 5 | Impactos indirectos sobre el salario | 81 |
| 6 | Impactos sobre tasa de empleo comunal | 82 |
| 7 | Impactos heterogéneos sobre la tasa de empleo comunal | 83 |
| 8 | Impactos por precio de commodity sobre el empleo | 84 |
| 9 | Impactos en el empleo por sector económico | 85 |
| 10 | Impactos indirectos sobre el empleo | 86 |
| 11 | Análisis de robustez sobre el salario | 87 |
| 12 | Análisis de robustez sobre el empleo | 88 |
| 13 | Impactos no contemporáneos del índice de precio sobre el salario | 89 |
| 14 | Impactos no contemporáneos del índice de precio sobre empleo | 90 |
| 15 | Efecto migración sobre el salario | 91 |
| 16 | Efecto migración sobre el empleo | 92 |
| 17 | Control por efectos fijo año-región | 93 |
| 18 | Observaciones CASEN 1998-2013 | 94 |
| 19 | Mercado Laboral Pre y Post Boom de Precios (promedio) | 94 |
| 20 | Ratio hombre/mujer promedio por sector exportador | 94 |
| 21 | Exposición al boom de precios por sector económico (promedio comunal) . | 95 |
| 22 | Ratio de empleo no calificado sobre empleo calificado (promedio comunal) | 95 |

Índice de figuras

| | | |
|---|---|----|
| 1 | Exposición externa comunal | 97 |
| 2 | Evolución índice de precio externo por sector (%) | 98 |
| 3 | Evolución salario real promedio e índice de precio promedio | 99 |
| 4 | Evolución tasa desempleo comunal promedio e índice de precio promedio . | 99 |

1. Introducción

Los efectos de los shocks externos sobre las economías de América Latina han tenido gran relevancia en estas últimas décadas. La globalización y el grado de apertura económica generó un escenario propicio para que impactos externos a la región favorecieran a los países en cuanto a desarrollo y bienestar. Un buen ejemplo de esto es el superciclo en los precios de commodities desencadenado el 2003 (Curcio y Vilker, 2014), el cual estuvo impulsado principalmente por el aumento en la demanda de China por materias primas (Agosin y Montecinos, 2011; García, 2005). Para Grijalva (2014), esta alza en precios – junto a otros hechos evidenciados durante la primera década del siglo XXI² – contribuyó al progreso económico de latinoamérica³, cuyas repercusiones se manifestaron principalmente en reducir la brecha de ingresos que existía frente a países desarrollados, disminuir la pobreza y desigualdad^{4,5}, y que existiese de una mayor estabilidad política.

Asimismo, el autor menciona que el boom de precios tuvo gran influencia en el crecimiento de latinoamérica, lo que toma mayor relevancia si se considera que *“...a una tasa de crecimiento del 1 % el nivel de ingresos tarda 70 años en duplicarse, mientras que una tasa del 4 % toma solamente 18 años. Visto de otra forma, si la región creciera a una tasa de 4 % durante 70 años su ingreso no se duplicaría, sino que se multiplicaría por más de 15. De hecho, la diferencia entre 4 % y 1 % representa una diferencia tan grande que el crecimiento acumulado durante los últimos 10 años (2004-2013) es mayor que el crecimiento acumulado de los 35 años previos (1970-2004)”*.

² Por ejemplo, la incorporación de Brasil en el grupo de los BRICS, la denominación de Colombia y Perú como las nuevas “estrella” de los países emergentes a nivel mundial y la concepción, presentada por algunos, del progreso en Ecuador como “milagroso” (Grijalva, 2014).

³ El crecimiento durante el período 2004-2013 fue del 4 % anual; casi tres puntos porcentuales más de que lo creció durante el período 1970-2004 (Edwards, 2007).

⁴ Según Calvo-González (2015), la pobreza en América Latina disminuyó de 40 % a 25 % entre el 2003 y 2013.

⁵ Los datos más recientes dan cuenta que en el 2012, por primera vez desde que existen datos, la región tuvo un coeficiente de Gini menor a 0,5. De igual forma, al año 2012 la pobreza y pobreza extrema se encontraron en sus niveles más bajos desde 1980 (CEPAL, 2014).

Según [Curcio y Vilker \(2014\)](#) estos acontecimientos adquieren una mayor atención en la actualidad ante los desafíos que la crisis internacional le impone a la región. Es más, para el FMI, América Latina es hoy tan dependiente de las materias primas como hace 40 años y sus precios son muy sensibles al crecimiento mundial.

La literatura asociada a estos shocks es diversa, pero tiende a centrarse en tópicos similares, como por ejemplo, efectos sobre el crecimiento económico y/o la existencia de enfermedad holandesa. De hecho, como plantea [Jacoby \(2016\)](#), ha existido escaso análisis sobre el mercado laboral en sectores menos urbanizados, y en particular sobre los salarios y el empleo; los cuales representan un mecanismo de transmisión potencialmente mucho más importante para las personas de bajos ingresos. Incluso, [Michaels \(2011\)](#) menciona que la literatura que aborda temas de recursos naturales se ha preocupado de estudiar principalmente los impactos a niveles agregados (como por ejemplo a nivel país) y que ha habido poco interés en los impactos más localizados.

Estas consideraciones cobran gran relevancia en Chile, debido a que los salarios constituyen la principal fuente de ingresos para muchos hogares del país ([World Bank, 2016](#)), y representan un importante mecanismo para la reducción de la pobreza y desigualdad. Es más, la situación toma mayor atención dada las características que presenta el país, el cual posee un ingreso per cápita alto⁶, un elevado grado de desigualdad⁷, es altamente dependiente de las exportaciones de materias primas⁸ y existe limitada literatura que analice impactos locales a nivel de provincias y/o comunas.

Es por ello que este estudio se enfoca en investigar los impactos que el superciclo de commodities tuvo sobre el mercado laboral chileno a nivel de comunas. En particular, los efectos sobre los salarios, la tasa de empleo y los efectos heterogéneos en ambas variables.

Para desarrollar lo anterior, se crea un índice de precio para cada comuna, el cual

⁶Según datos y clasificaciones del Banco Mundial.

⁷Según lo publicado por la [OECD \(2015\)](#), Chile es el país de la OECD con mayor desigualdad de ingreso, donde los ingresos del 10% más rico equivalen a 26 veces los ingresos del 10% más pobre.

⁸En promedio, las exportaciones de materias primas como porcentaje del total de exportaciones representaron un 36,4% durante el período 2000-2013, con un máximo de 41,7% en el año 2013, según los datos del [World Integrated Trade Solution](#).

cuantifica los impactos que el boom de precios de commodities tuvo sobre el *salario medio* y “*tasa de empleo*”. La construcción se compone de la suma ponderada de seis índices de precio asociados a materias primas (agropecuario-silvícola-pesquero, minería, alimentos, celulosa, forestal e industria básica del hierro y el acero), donde cada ponderador se obtiene al dividir el empleo de cada uno de los seis sectores sobre el empleo total de la comuna. Con ello, se espera que el índice haya tenido un impacto positivo y significativo en el mercado laboral de las comunas y, más aún, en aquellas que tuvieron un mayor grado de exposición al boom de precios commodities.

Mediante el uso de un panel de datos compuesto por las encuestas CASEN de 1998 al 2013 y una aproximación al método de estimación diferencias en diferencias, se encuentra que un aumento en el índice de precio impactó positivamente los salarios nominales promedio y la tasa de empleo de las comunas. En particular, un aumento de 10 % en el índice de precio generó un incremento de 4,2 % en los salarios y un aumento de 0,5 puntos porcentuales en la tasa de empleo. Ambos resultados son estadísticamente significativos al 1 % y robustos a diferentes especificaciones y controles, con lo cual se evidencia que el boom de precios tuvo un impacto beneficioso en el mercado laboral de las comunas en Chile y, más aún, en aquellas que estuvieron más expuestas al shock externo.

Resultados similares se pueden hallar en [Jacoby \(2016\)](#) y [Aragón y Rud \(2013\)](#), quienes encuentran que ante un aumento del 10 % en los precios de bienes primarios, el salario incrementa en 4,3 % y 1,7 %, respectivamente. Asimismo, el impacto sobre la tasa de empleo, si bien no es comparable a las magnitudes reportadas por [Michaels \(2011\)](#) y [Allcott y Keniston \(2014\)](#), es consistente con lo que muestran ambos autores.

Los efectos heterogéneos, por otra parte, evidencian que el shock de commodities tuvo un mayor impacto en las comunas que poseen menor calificación de sus trabajadores y en aquellas que poseen mayor proporción de hombres. Los parámetros asociados a las diferencias entre comunas rurales/urbanas y entre comunas con mayor/menor experiencia laboral de la población no son estadísticamente significativos, por lo que no es posible aseverar la existencia de impactos heterogéneos en estas últimas clasificaciones.

Los impactos indirectos del boom de commodities, capturados mediante el uso de la Matriz de Insumo Producto (MIP), muestran un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el mercado laboral, lo que evidencia posibles externalidades entre las cadenas productivas de los distintos sectores económicos del país. Particularmente, un boom que haya aumentado los precios de commodities en 10 % generó que el salario incrementara en 1 % aproximadamente y que la tasa de empleo en 0,2 puntos porcentuales.

Estos hallazgos contribuyen al debate y la literatura en tres puntos importantes. En primer lugar, se examinan los impactos locales sobre el mercado laboral chileno, un país dotado de materias primas y con una economía pequeña y abierta al comercio internacional. En segundo lugar, a diferencia de la mayoría de los estudios que basan sus análisis sólo en el principal commodity de la economía, esta investigación consolida en un sólo índice gran parte de las materias primas que influyen sobre la actividad económica del país. Por último, mediante el uso de un segundo índice de precio, el cual utiliza la MIP para su construcción, se analizan los impactos indirectos que el boom de commodities tuvo sobre los salarios y empleo de las comunas en Chile.

El desarrollo de esta tesis se estructura de la siguiente forma: en las secciones 2 y 3 se realiza una revisión de la literatura y se describen las principales fuentes de datos, respectivamente. En la sección 4 se presenta la teoría económica y la metodología de estimación. En la sección 5 se presentan los resultados del estudio, y en la 6 los análisis de sensibilidad de las estimaciones. Finalmente, en la sección 7 se presenta la conclusión.

2. Literatura

La evidencia empírica asociada a los impactos de los auges en precios de commodities es considerablemente amplia. Esto puede ser beneficioso a la hora de hacer comparaciones en cuanto a las estrategias de estimación, resultados y tipos de bienes a estudiar. Por consiguiente, para tener una perspectiva más amplia y profunda de la literatura se subdivide esta sección en cuatro partes. En la primera, se analiza las evidencias que vinculan la actividad económicas y/o comportamiento gubernamental con los shocks de commodities. En la segunda, se analiza la relación entre los conflictos civiles y los commodities. En la tercera, se abordan los estudios que relacionan las materias primas con los ingresos y la pobreza. Y, en la cuarta parte, se aborda evidencia relacionada con la enfermedad holandesa, la cual se desencadena principalmente por la famosa maldición de recursos naturales.

2.1. Precios de commodities y su impacto en la actividad económica y en el comportamiento gubernamental

Dentro del gran número de commodities que existen en el mundo, uno de los más analizados ha sido el petróleo. Entre los estudios más reciente, se encuentra el de [Caselli y Michaels \(2013\)](#), quienes investigan el impacto de los ingresos provenientes del crudo sobre el comportamiento de los gobiernos municipales en Brasil. La motivación de su trabajo radica en analizar si estos ingresos se traducen en aumentos del bienestar de las personas mediante transferencias monetarias, mejoras en la educación, en infraestructura urbana, en servicios de salud, vivienda u otros medios.

Para realizar lo anterior, los autores utilizan como unidad de análisis los AMC, regiones conformadas por uno o más municipios con límites geográficos relativamente estables en el tiempo⁹. La razón de no ocupar a las municipalidades por sí solas se debe a que éstas pudieron haberse creado por incentivos perversos que genera el mecanismo de trans-

⁹Los AMC son construidos por el Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) en Brasil ([Caselli y Michaels, 2013](#)).

ferencias federales en Brasil. Es decir, dado que existe evidencia de que las asignaciones monetarias son fuertemente decreciente con el tamaño de la población, los municipios pudieron haberse dividido para recibir un mayor monto de las transferencias (Brandt, 2002).

Entre los resultados principales, los autores encuentran que efectivamente mayores ingresos –como consecuencia del aumento en el precio del crudo– generó incrementos en el gasto reportado por los gobiernos municipales. Sin embargo, las mejoras en las diversas áreas de prestación de servicios públicos parecen haber sido pequeñas e irrelevantes en comparación con la magnitud del reporte. Más aún, los aumentos en los ingresos de los hogares fueron modestos e incluso indetectables, con lo cual se remarca la idea de que parte de la “falta de dinero” se explica por la malversación de fondos. Así, Caselli y Michaels (2013), dada la evidencia encontrada, sugieren que los alcaldes, en municipios expuestos a los shocks de precios, desvían la mayor parte de la recaudación de ingresos para el auto-enriquecimiento y/o a la compra de votos.

En esta misma línea, Vicente (2010) analiza el impacto que tiene el descubrimiento petrolífero sobre la percepción de la corrupción en Santo Tomé. La estrategia de identificación se basa en comparar dicho país con Cabo Verde (país de control), ya que ambas naciones estuvieron bajo el dominio colonial portugués hasta 1975 y han tenido características tanto políticas como económicas muy similares. Esto enmarca el estudio en un experimento natural adecuado que ayuda controlar por los shocks a nivel macro que pudieron ocurrir ex-post a la independencia.

Para obtener las medidas de corrupción, el autor realizó 841 encuestas en Santo Tomé y 1066 encuestas en Cabo Verde, las que analizan cómo los hogares perciben las prestaciones de servicios y transferencias monetarias por parte de los gobiernos. En particular, las preguntas estaban orientadas a servicios en educación, decisiones de construcción en infraestructura, cuidado de la salud, asignaciones de puestos de trabajos, compra de votos, entre otros.

Mediante una estimación de diferencias en diferencias, los resultados muestran que

el impacto del descubrimiento de petróleo en Santo Tomé sobre la percepción de la corrupción es positivo y estadísticamente significativo. Sin embargo, la magnitud de los impactos es heterogénea entre las diversas medidas corrupción. Por ejemplo, uno de los hallazgos más llamativo es que los hogares aumentaron su percepción sobre la compra de votos por parte de las autoridades, lo que demuestra el poder político que hubo después del descubrimiento. Por otra lado, resultados menos claros se pueden hallar en las medidas relativas a asignaciones de recursos en servicios de salud y seguridad policial. Con los hallazgos encontrados, el autor pone énfasis en que se debe controlar la esfera política de un país cuando existen descubrimientos de recursos naturales, ya que ayudaría a reducir y/o limitar el acceso de los políticos a los ingresos provenientes del commodity.

Otro estudio que también se enfoca en el comportamiento gubernamental, y en particular en el rol las políticas fiscales, es el de [Pieschacón \(2009\)](#). A través del uso de un modelo de equilibrio general dinámico estocástico, con producción en sectores transables y no transables, el autor analiza el impacto del precio del petróleo sobre la actividad macroeconómica. El objetivo es mostrar que cuando se generan shocks de ingresos como respuesta a cambios en el precio del crudo, la política fiscal juega un papel clave en el aumento temporal del consumo (C), en el tipo de cambio (TC) y producto interno bruto (PIB).

Para llevar a cabo la investigación, el autor centra su análisis en dos países altamente dependiente del crudo. Uno de ellos es Noruega, país que representa al tercer exportador de petróleo más grande del mundo, y cuya economía es altamente dependiente tanto de la producción de gas natural como del petróleo costero (off-shore). Ambos bienes representan en conjunto el 25 % del PIB aprox. y proporcionan al gobierno la mayor fuente de ingresos (30 % aprox.). Por otro lado está México, país que representa al noveno mayor exportador de petróleo del mundo y el tercer proveedor más grande No-OPEC. Estas características hacen que los shocks petroleros tengan ramificaciones fiscales considerables en estos países, ya que, por ejemplo, una duplicación del precio del petróleo se traduciría en un aumento del 33 % en los ingresos del Estado de México.

Junto a lo anterior y una estimación de vectores autorregresivos (VAR), [Pieschacón \(2009\)](#) encuentra que la política fiscal es sumamente importante al momento de cuantificar los impactos sobre las variables económicas. Por ejemplo, para México, un aumento temporal del 100 % en el precio del petróleo genera un incremento del 30 % en el gasto de gobierno, cinco trimestres después de ocurrido el shock. Los efectos sobre el producto transable, producto no transable y consumo privado se generan al cuarto trimestre con aumentos del 10 %, 4 % y 5 %, respectivamente. Por el contrario, para Noruega, un incremento temporal y persistente en el precio del petróleo no genera aumentos significativos en el producto transable, tampoco en el producto no transable ni en el gasto del gobierno (a pesar del shock positivo en los ingresos). Esto puede deberse a que Noruega protege su economía de las fluctuaciones petrolíferas mediante la transferencia total de su flujo de caja al Fondo Público de Pensiones Global, por lo que sólo el rendimiento real previsto en el Fondo se devuelve al presupuesto de gastos para fines generales. Además, el capital de este Fondo está invertido en el exterior, lo cual proporciona una mayor protección contra los shocks idiosincráticos que puedan surgir. De esta manera, los resultados presentados por el autor confirman que la política fiscal es un mecanismo de transmisión considerablemente importante, ya que determina el grado de exposición al cual las variables internas de la economía enfrentarán los shocks externos.

[Curcio y Vilker \(2014\)](#), por otra parte, analizan los principales commodities de Argentina, Chile, Colombia y Ecuador, y cómo las fluctuaciones en los precios de sus respectivos bienes primarios afectan la actividad económica. En particular, se analizan los índices mensuales desestacionalizados EMAE (Estimador Mensual de Actividad Económica) para Argentina, IMACEC (Índice Mensual de Actividad Económica) para Chile, IDEAC (Índice de Actividad Económica Coyuntural) para Ecuador y el IPIR (Índice de Producción Industrial Real) para Colombia. Las series de datos, tanto de los precios como de los índices económicos, se extienden entre Enero de 2003 y Febrero de 2014, con periodicidad mensual y base común $2003 = 100$.

Mediante el uso de un modelo de vectores autorregresivos para estimar la función de impulso respuesta de cada variable, los autores encuentran que, para Chile, la variación

del precio del cobre en el período t tiene un impacto en el nivel de actividad económica del orden de 0,009 puntos porcentuales (pp) en el período $t + 1$. Para Argentina, la variación del precio de la soja en el período $t-3$ explica, con un coeficiente estadísticamente significativo, la variación en el nivel de actividad económica del período t en 0,031 pp. La variación del precio en $t - 2$ y en $t - 1$ tienen un impacto negativo en el nivel de actividad pero con menor incidencia explicativa que la de tres períodos rezagados. Para Colombia, encuentran que el precio del petróleo del período $t - 1$ explica el nivel de actividad económica del período t en 0,007 pp y, finalmente, para Ecuador, encuentran que el impacto del precio del commodity en el período $t - 2$ genera un aumento en la actividad económica en 0,168 pp.

Los autores destacan el hecho de que, si bien los impactos de los precios de commodities sobre la actividad económica es considerable en los cuatro países, se debe tener en cuenta otras variables que pueden influir en la economía, como por ejemplo, las políticas anticíclicas, calidad de las instituciones, políticas industriales, etc.

2.2. Precios de commodities y su impacto en los conflictos civiles

Las guerras civiles han afectado a más de un tercio de los países en vías de desarrollo, y una de las causas más recurrente por las que se producen son las crisis de ingresos (Lacina y Gleditsch, 2005). A pesar de que el vínculo es conocido, poco se sabe acerca de los mecanismos por los cuales se desencadenan estas guerras, ya que la relación entre ambas variables es teóricamente ambigua (Dube y Vargas, 2013). En particular, existen dos efectos que pueden originar resultados totalmente opuestos: el *opportunity cost effect* y el *rapacity effect*. El primero de ellos establece que ante una caída en los ingresos (reducción del costo de oportunidad) los incentivos de las personas a involucrarse en actos criminales aumenta (Becker, 1968; Grossman, 1991) y, el segundo, establece que ante un aumento en los ingresos mayor será la probabilidad de ocurrencia de conflictos o guerras, puesto que incrementa el retorno de apropiarse de los recursos por los cuales

se genera la disputa¹⁰ (Grossman, 1999; Hirshleifer, 1991).

Evidencia empírica consistente con el *opportunity cost effect* se puede hallar en Collier y Hoeffler (2004), Fearon y Laitin (2003), Hegre y Sambanis (2006), Hirshleifer (1995) y Miguel *et al.* (2004). Sin embargo, un trabajo más reciente e interesante de analizar es el de Knorr (2015), ya que que en él se extiende el concepto de “guerra” de esta literatura. Esto es, se consideran los ataques de piratería marítima como un hecho de conflicto civil debido que los participantes están sustituyendo trabajo legal por actividades ilícitas.

Dicho estudio tiene por finalidad analizar el efecto que tienen los cambios en precios de los bienes primarios sobre los ataques marítimos; por lo que, para su desarrollo, se utiliza la evolución de los precios globales y la intensidades de producción de 9 commodities en 17 países durante el período 1994-2013. Con estos datos, Knorr (2015) interactúa los precios de los bienes de cada período con una variable binaria, la cual toma valor uno cuando el precio que acompaña a la dummy representa al commodity más intensivo en producción del país y cero en caso contrario. Es decir, si un país es intensivo en la producción de arroz, entonces la dummy asociada al precio del arroz tomará valor uno y las dummies asociadas a los otros commodities tomarán valor cero.

Dado lo anterior y una metodología de estimación de diferencia en diferencias, los resultados muestran que una disminución en los precios de commodities generó un aumento entre 0,4 y 2,6 ataques por año cuando la estimación se realiza por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Sin embargo, debido a que es poco razonable tener números negativos de ataques marítimos por año, el autor utiliza una estimación de Poisson con lo cual encuentra que ante una caída en los precios de commodities los ataques aumentaron entre 0,4 y 20 por año. Estos hallazgos dan cuenta de que cuando las personas no pueden sustentarse por sí mismas con trabajo legal el costo de realizar actividades ilícitas es bajo, lo que es equivalente a decir que se reduce el costo de oportunidad de ser partícipe de ataques de piratería.

Conclusiones similares a las anteriores se pueden hallar en el trabajo de Fjelde (2015),

¹⁰Esto es una forma de explicar por qué los exportadores de petróleo y otros recursos naturales se enfrentan a una mayor probabilidad de sufrir una guerra civil (Fearon, 2005).

el cual examina cómo las fluctuaciones de ingresos, como consecuencia de las variaciones en los precios de commodities agrícolas, influencia el riesgo de tener un conflicto armado (CA) a nivel local en África. En particular, el autor plantea como conjetura que ante cambios negativos en el valor de la producción agrícola la probabilidad de ocurrencia de eventos CA aumenta.

Los datos que utiliza para evaluar su hipótesis corresponde a información del continente Africano entre los años 1990-2010, puesto que representa una muestra apropiada de países afectados a shocks de commodities y CA por dos razones fundamentales. En primer lugar, el continente es altamente dependiente del sector agrícola en términos de ingresos y empleo, y en particular en el sector más vulnerable. Una estimación realizada por el [World Bank \(2007\)](#) revela que el 60 % de la fuerza de trabajo se encuentra en el sector agrícola y que más del 80 % de los hogares más vulnerables de la región dependen directa o indirectamente de la agricultura para su sustento (condición fundamental para elaborar la inferencia con respecto al mecanismo de costo de oportunidad). En segundo lugar, el continente ha visto/tenido una serie de conflictos armados durante el período de análisis, los que permite tener gran variación temporal y espacial en la ocurrencia de estos eventos.

Un aspecto interesante de este trabajo es que [Fjelde \(2015\)](#) ocupa como unidad de análisis una grilla que cubre el continente africano durante todo el período de estudio. Esta grilla tiene una resolución espacial de 0,5 grados decimales de latitud/longitud (aproximadamente 55x55 km del ecuador), dividiendo el territorio en celdas de igual tamaño a las que denomina sub-países. Para la variable dependiente, utiliza un indicador binario de eventos de conflictos armados dentro de cada sub-país, cuyos datos se obtienen del Uppsala Conflict Data Program Geo-Referenced Event Dataset v.1.0 (UCDP GED) y, para la variable independiente, utiliza los cambios en la valorización de la producción agrícola, cuya aproximación se basa en un índice local de precio de agricultura.

Las estimaciones muestran que valores más altos en el índice de precios agrícolas locales se asocian a un menor riesgo de conflictos armados, resultados que son estadís-

ticamente significativos y robustos a diferentes especificaciones y modelos. Si bien estos hallazgos dan cuenta de una predominancia del efecto de costo de oportunidad en los sub-países del continente africano, los efectos pueden ser totalmente heterogéneos entre las distintas sociedades. Es decir, se debe tomar en consideración la estructura económicas y/o socio-políticas de cada nación. Asimismo, se debe tener en cuenta que los resultados pueden variar cuando los bienes en estudio son o no de primera necesidad, ya que la clasificación que éstos tengan podría restringir la extrapolación de los efectos encontrados.

Por último, el trabajo de [Dube y Vargas \(2013\)](#) encuentra evidencia empírica tanto del *opportunity cost effect* como del *rapacity effect* en Colombia. En él se analiza cómo las perturbaciones del precio del café y petróleo afectan la dinámica de las guerras civiles en dicho país. Los datos empleados para sus estimaciones registran cuatro medidas de violencia, las que incluyen: i) ataques guerrilleros, ii) ataques paramilitares, iii) enfrentamientos y iv) víctimas asociadas a guerras en 950 municipios desde 1988 al 2005.

Con lo anterior, y una estrategia de estimación que interactúa los precios internacionales de los commodities con la cantidad producida en cada una de las comunas, los autores encuentran que los precios de bienes agrícolas, los que son intensivos en mano de obra, están relacionados negativamente con los conflictos. Por el contrario, los precios de los recursos naturales, que no son intensivos en mano de obra, están relacionado positivamente con los conflictos armados. En particular, se muestra que una caída del 68 % en el precio del café entre 1997 y 2005 implicó un aumento del 18 % en los ataques guerrilleros, un aumento del 31 % en los ataques paramilitares, un aumento del 22 % en los enfrentamientos y un 14 % más de víctimas en los municipios productores de café. Más aun, al dividir las municipalidades entre productoras y no productoras de café, los autores encuentran que una reducción del precio de este bien generó una caída considerablemente mayor, tanto en salarios como en horas de trabajo, en el primer grupo en comparación al segundo. De esta manera, se encuentra evidencia empírica de que el aumento en el precio de este commodity redujo el costo de oportunidad de involucrarse en alguna actividad de conflicto armado.

Por otra parte, un incremento en el precio del petróleo implicó un aumento en el número de conflictos civiles en municipios productores del bien. Específicamente, un incremento de 137% en los precios del petróleo, desde 1998 a 2005, provocó que los ataques paramilitares aumentaran en un 14% por sobre la media de los municipios productores del crudo y que incrementaran los ingresos fiscales mediante los impuestos imputados a este recurso. Los resultados son consistentes con que el shock de precio del petróleo elevó la violencia mediante los incentivos al hurto de los bienes de origen natural.

Ambos resultados pueden apuntar a varias implicancias políticas. En primer lugar, las conclusiones sugieren que las medidas de estabilización de precios que ponen un límite inferior a los productos intensivos en mano de obra, pueden ayudar a mitigar la violencia y, en segundo lugar, dado que los ingresos de los recursos naturales promueven la rapacidad, una mejor vigilancia puede impedir que estos fondos alimenten, motiven o sustente los conflictos.

2.3. Precios de commodities y su impacto en los ingresos y pobreza

En esta sección se analizan algunos estudios que relacionan los precios de commodities con los ingresos de los hogares y la pobreza. En términos generales, los trabajos que realizan este vínculo se centran principalmente en commodities agrícolas o de alimentos, debido a que en los países con mayor escasez de recursos las personas con bajo poder adquisitivo gastan aproximadamente tres cuartas partes de sus ingresos en alimentos básicos (Cranfield *et al.*, 2007).

Para algunos autores, los efectos que puedan tener los precios de estos bienes en las tasas de pobreza de los países pobres, dependerá de dos factores importantes. Por un lado, dependerá de la estructura económica y socio-política de estos países (Hertel y Winters, 2006; Ravallion y Lokshin, 2005) y, por otro lado, de si las ganancias de los productores agrícolas, como consecuencia de un aumento en el precio del bien que producen, compensa las pérdidas de los consumidores al tener que pagar más por el bien

(Aksoy y Izik-Dikmelik, 2007).

En esta línea, un paper que enfoca su análisis en países clasificados como “*low income*” es el de Ivanic y Martin (2008). En él se estudian los precios de los alimentos y cómo éstos influyen en la pobreza de nueve países¹¹. Para ello, utilizan encuestas de hogares que contienen datos de consumo y producción de los principales productos alimenticios, y un método de estimación basado en los trabajos de Singh *et al.* (1986), Deaton (1989) y Deaton (1997). Este método ocupa la función de gasto para caracterizar el consumo de los hogares y la función de beneficios para representar las actividades de producción doméstica (como por ejemplo, empresas de granjas familiares), lo que permite crear un escenario sencillo que captura los impactos sobre el bienestar generados por los cambios en precios.

Los resultados sugieren que el impacto global de los precios de alimentos en la pobreza es generalmente adversa, ya que la mayoría de las personas con bajos recursos son consumidores netos de alimentos y, por tanto, se ven perjudicados con los aumentos en precio de éstos. En particular, un incremento en el valor de estos bienes tuvo un impacto positivo de 3 pp en la pobreza durante el período 2005-2007.

Adicionalmente, al comparar la zonas rurales con las urbanas los resultados difieren en 1,1 pp, es decir, en las primeras la pobreza aumentó en 2,6 pp y las segundas en 3,6 pp. Esto puede atribuirse a que la actividad agrícola en los hogares urbanos es mucho menos dominante, por lo que el efecto consumo domina al efecto producción. Más aún, los autores mencionan que un resultado claro, e independiente del bien y el país, es que el incremento en la pobreza es mucho más frecuente y con mayor magnitud que las reducciones de ésta. Resultados similares se pueden hallar en Ivanic *et al.* (2012), Wodon *et al.* (2008) y en World Bank (2010).

Complementariamente, Jacoby (2016) menciona la existencia de un tercer mecanismo de transmisión de los shocks de precios, potencialmente mucho más importante para las personas de bajos ingresos y que ha recibido mucho menos atención en la literatura:

¹¹Estos países son: Bolivia, Cambodia, Madagascar, Malawi, Nicaragua, Pakistan, Perú, Vietnam y Zambia.

“los salarios rurales”. Para el autor, la baja atención puede deberse a que en los análisis de equilibrio parcial (por ejemplo, [Singh et al. \(1986\)](#) y [Deaton \(1989\)](#)) se considera solamente el efecto directo del ingreso sobre el bienestar del hogar, como consecuencia de un cambio en precios. Si bien este enfoque es útil para comprender los impactos de corto plazo, ignora las repercusiones de largo plazo que se puedan generar en el mercado del trabajo. De hecho, bajo equilibrio general, y en la medida que mayores precios de commodities agrícolas conduzcan a mayores salarios, existirán tres canales de efectos en el bienestar: (1) mayor ingreso del trabajo; (2) menores ingresos de capital (tierras) debido a mayores costos en mano de obra; y (3) mayores precios para los bienes no transables. El efecto neto sobre el bienestar dependerá de la calidad de estimación de la elasticidad precio-salario.

Considerando lo anterior, [Jacoby \(2016\)](#) analiza si un aumento en los precios de commodities genera un incremento en los salarios de las personas que trabajan en localidades no urbanas de India. La motivación surge debido a que la mayoría de la población rural de dicho país sustenta su vida en base las ganancias de su mano de obra (m.o) y, en particular, del trabajo en la agricultura. De esta manera, bajo un análisis de equilibrio general de tres factores (agricultura, manufactura y servicios) los resultados muestran que los salarios de la mano de obra rural, tanto dentro como fuera del sector agrícola, aumentaron más rápido en aquellos distritos con mayores cultivos agrícolas durante el período 2004-2010.

Esto es interesante debido a que tiene sorprendentes implicancias distributivas. Es decir, la mejora en los términos de intercambio de la agricultura, en lugar de reducir el bienestar de las personas de escasos recursos en sectores rurales – como lo indicaría un enfoque más convencional que ignora los impactos salariales – beneficiaría tanto a los ricos como a los pobres, aún cuando estos últimos no sean vendedores netos de alimentos. Ergo, [Jacoby](#) argumenta que frente a mayores precios de los productos básicos agrícolas, una prohibición de exportación o cualquier política que imite sus efectos, reduciría el bienestar de la gran mayoría de la población en India. De hecho, los hogares rurales más pobres –y, por lo tanto, los más pobres de India en su conjunto– son los que se verían más

perjudicados con estas políticas ya que reduciría el efecto vía ingresos laborales rurales.

2.4. Precios de commodities y la maldición de los recursos naturales

Con la finalidad de tener una comprensión homogénea de la maldición de recursos naturales, se entenderá por ésta como la paradoja que existe en aquellos países exportadores y dotados de recursos naturales, principalmente no renovables, que tienden a tener un crecimiento económico, u otros términos de desarrollo, menor en comparación a sus pares que no poseen este tipo de recursos. La literatura argumenta que los mecanismos por los cuales se puede producir este fenómeno son diversos, no obstante, las que poseen mayor evidencia son: 1) la enfermedad holandesa, 2) la volatilidad del mercado de commodities, 3) instituciones débiles que gestionen incorrectamente los ingresos provenientes de las materias primas y 4) la malas/incorrectas políticas que puede realizar el gobierno.

Para este estudio en particular, los primeros dos puntos – que de cierta forma se complementan – son importantes de analizar. Dado esto, se entenderá por enfermedad holandesa (E.H) a las efectos dañinos provocadas por un aumento significativo en los ingresos de divisas de un país, el cual puede surgir como consecuencia de un incremento repentino y considerable en las exportaciones de una economía. Ejemplos de porqué se puede producir esto son varios, pero la literatura generalmente se lo atribuye al descubrimiento de un recurso natural. Entre las principales consecuencias, se encuentra que aumenta el valor de la moneda nacional, se produce una apreciación del tipo de cambio real y, por tanto, menor competitividad (efecto negativo) en el sector transable no asociado al recurso (manufactura). Un argumento claro que justifica lo anterior es que el sector manufacturero genera efectos positivos en otros sectores económicos (Ellison *et al.*, 2010; Greenstone *et al.*, 2010; Kline y Moretti, 2014) que no pueden realizar las firmas de recursos naturales, por lo que la producción de bienes primario reducirían los spillovers y, en consecuencia, el crecimiento económico (Corden y Neary, 1982; Krugman, 1987; Matsuyama, 1992; Van Wijnbergen, 1984).

Si bien existe gran número de trabajos que apoyan la existencia de enfermedad ho-

landesa, son pocos los estudios que se enfocan a un nivel local (Aragón y Rud, 2013; Michaels, 2011), debido a que generalmente los datos están disponibles a un nivel más agregado (países). En esta línea, un paper que analiza la presencia de este fenómeno a nivel más desagregado es el de Allcott y Keniston (2014). En él se investiga cómo los auges y caídas del petróleo y gas afectan diferenciadamente al crecimiento económico, particularmente al sector manufacturero, en los condados de Estados Unidos dotados de estos recursos. Para esto, los autores utilizan un panel de datos desde 1960 hasta el 2013, donde la variable de interés como factor de control es alguna medida de shock de recursos (por ejemplo el precio) y como variable dependiente alguna variable económica (producto, empleo, salario).

Las estimaciones muestran que un auge de ambos commodities genera un incremento sustancial en el crecimiento a nivel local y un aumento considerable en el empleo. Específicamente, un boom que duplique el empleo en el sector del gas y petróleo genera un incremento de 2,9% en el empleo total en condados que tengan una dotación de recursos mayor a una desviación estándar. Adicionalmente, a pesar de la sustancial migración que surge por la movilidad de la mano de obra, los salarios también se vieron favorecidos con estos auges.

Estos resultados no entregan evidencia de que haya existido enfermedad holandesa durante el período señalado, puesto que el producto y empleo del sector manufactura, en condados con abundancia en recursos, aumentó durante los auges de gas y petróleo. De hecho, al considerar otras medidas de crecimiento manufacturero, como cantidad de establecimientos, ganancias o inversión en capital, también se encuentra una relación pro-cíclica entre los shocks positivos de RR.NN con el empleo en manufactura. Dos razones que pueden justificar lo anterior son: 1) mucha mano de obra manufacturera, en condados con abundancia de estos recursos, se moviliza a los sectores de producción de gas y petróleo con lo cual el empleo no se ve alterado negativamente, y 2) existen empresas manufactureras que venden productos que se trazan localmente y se ven beneficiadas con el incremento de la demanda local. De esta manera, los vínculos entre el sector manufacturo con el de recursos naturales, a nivel localizado, pueden generar un

motor de crecimiento y desarrollo dentro de cada región.

Con esta misma filosofía de análisis localizados, [Aragón y Rud \(2013\)](#) investigan si los recursos naturales pueden mejorar las condiciones de vida de la población en Perú y cuáles son los potenciales mecanismos que pueden generar estos efectos. Para ello utilizan el caso de Yanacocha, una de las minas de oro más grandes del mundo situada cerca de la ciudad de Cajamarca (región extremadamente pobre y que antes del descubrimiento de la mina no existía historia ni evidencia minera en el sector).

El análisis empírico combina datos a nivel de hogares, provenientes de la Encuesta Nacional de Hogares de Perú (ENAHU), con información de las actividades de Yanacocha durante un período de 10 años (1997-2006). El objetivo es medir el grado de exposición de los hogares a las actividades principales de la mina, por lo que se construye una variable que cuantifica la distancia de éstos a la ciudad de Cajamarca. Esta medida varía entre los distritos y se encuentra en un rango de 1 a 400 kilómetros.

Al igual que trabajos ya mencionados, [Aragón y Rud \(2013\)](#) ocupan un método de diferencias en diferencias para estimar los parámetros de interés. Sus resultados muestran que una mayor actividad de en la mina de Yanacocha generó un impacto positivo y estadísticamente significativo en el salario nominal y real en aquellos distritos más cercanos a la ciudad de Cajamarca. Para los autores, la magnitud del efecto es económicamente relevante puesto un aumento del 10% en la actividad minera está asociado con un aumento del 1,7% en el salario real. Impactos más heterogéneos muestran que en la medida que los hogares se encuentren más cerca de la ciudad principal, mayor será el impacto y la significancia estadística de los resultados (alrededor de 100km). Esto apoyaría la idea de que la movilidad imperfecta de trabajadores genera que los shocks de demanda tengan un impacto real más localizado a la Cajamarca que a las regiones más alejadas.

Por otra parte, si bien no es posible extraer conclusiones con respecto a los sectores transable y no transable dada la limitación de los datos, los autores exploran los efectos en los dos principales sectores de la región, servicio y agricultura, que representan casi el 90 por ciento de la fuerza de trabajo. Se observa que existe un incremento en el

ingreso real en el sector servicio y productores agrícolas, lo que demuestra que este shock de demanda por trabajadores en la minería crearon efectos positivos indirectos en el sector no transable de Cajamarca. Esto sugeriría que, dado los fuertes vínculos entre las industrias a nivel local, los recursos naturales tienen el potencial de ser más una bendición que una maldición.

Conclusiones similares para el corto plazo se pueden obtener del trabajo de [Collier y Goderis \(2008\)](#), en el cual se investigan los efectos que los precios de commodities tienen sobre el crecimiento económico. Lo interesante de este estudio es que, contrario a los dos ya mencionados, se analiza la maldición de recursos a nivel de países, lo cual posibilita la comparación de resultados en una dimensión más agregada. Los datos que se utilizan comprenden 130 países y 50 commodities, cuyos registros se encuentran con una periodicidad anual entre los años 1963 y 2003.

Con esta base, los autores crean un índice de precio de exportación en cada país, el cual se obtiene al sumar ponderadamente todos los precios de commodity de la muestra. Cada ponderador es invariante en el tiempo, pero sí entre bienes, y su construcción consta de dividir el valor de exportación de un commodity en el año 1990 por el valor total de exportación de los commodities en el año 1990.

Junto a lo anterior, y el uso de una metodología de cointegración de panel, los autores encuentran que mayores precios de commodities están asociados a menores niveles de PIB real de largo plazo en países exportadores de materias primas. El resultado es estadísticamente significativo al 1 % y consistente con lo que plantea la maldición de recursos naturales. Por el contrario, los resultados de corto plazo muestran una relación positiva entre precios de commodity y PIB real, lo cual sugiere que ante un incremento en la tasa de crecimiento de los precios aumentará el crecimiento del producto. En particular, para el corto plazo un incremento de 10 pp en los precios en el período t genera un aumento en el crecimiento del PIB en 0,17 pp en el período $t + 1$ para países con un ratio de exportación de commodities a PIB igual al 10 %. Este efecto cambia a 0,34, 0,51 y 0,68 pp cuando este ratio es de 20, 30 y 40 por ciento, respectivamente. Por otra parte, al

analizar los efectos diferenciados entre commodities agrícolas y commodities extractivos, los autores encuentran que un incremento en el índice de precio de los bienes extractivos tienen un efecto negativo y estadísticamente significativo al 1% en el largo plazo. Por el contrario, cuando se analiza el índice de precio de bienes agrícolas el coeficiente asociado es positivo, pero estadísticamente no significativo.

Estos resultados indirectamente evidencian la importancia de la gobernanza institucional de los países, debido a que la distinción entre ambos grupos es semejante a decir si una actividad genera o no genera rentas. En otras palabras, dado que la producción de commodities agrícolas se puede realizar en muchas localidades diferentes, la fácil entrada y salida de productores permite que las ganancias de esta actividad se mantenga en niveles normales. Esto no ocurre con los commodities no agrícolas, ya que al ser todos extractivos, su producción solo dependerá de la presencia del recurso en el terreno, y su extracción siempre generará rentas como algo normal. De esta forma, las ganancias que surgen de estas actividades pueden conducir al problema de *búsqueda de renta* (Krueger, 1974) y a una redistribución ineficiente en países con una gobernabilidad débil (Mehlum *et al.*, 2006; Robinson *et al.*, 2006), pero no en aquellos países con una gobernanza fuerte y favorable al productor. Esto sugiere que la calidad de gobierno que existan en los países condicionaría la presencia/ocurrencia de la maldición.

En consecuencia, cuando los autores analizan el rol de las instituciones los resultados muestran que en países con menores índices de ICRG (International Country Risk Guide), es decir, países con una mala gobernabilidad, el efecto de un incremento en los precios de commodities genera una disminución en el producto real. Esto evidencia que lejos de sufrir una maldición de recursos naturales, los países con buena gobernanza logran transformar los booms de commodities en mayores niveles de producto sostenible. Por consiguiente, los hallazgos apoyan la hipótesis de que la maldición dependerá de la calidad que tengan las instituciones para gobernar.

Por último, un estudio que muestra resultados de corto plazo similares a Aragón y Rud (2013), resultados de largo plazo contrarios a los expuestos por Collier y Goderis

(2008), y que además combina una dimensión temporal amplia con dimensión geográfica localizada, es el de [Michaels \(2011\)](#). En él se analiza si las abundancias de recursos naturales facilitan o impiden el desarrollo económico de largo plazo, en condados ubicados al sur de Estados Unidos. Para ello, el autor construye una base de datos que identifica la ubicación de los yacimientos petrolíferos más grandes (geológicamente definidos) y la cantidad aproximada de petróleo que contenían antes de ser extraído, durante el período 1890-1990. Luego, combina esta base con otras fuentes de datos como el Censo, y define a un condado como recurso-abundante si se encuentra sobre un campo petrolífero (o parte de él) y si éste contenía más de 100 millones de barriles de petróleo antes de extraerse.

Los resultados muestran que a mediados del siglo XX, en los condados clasificados como recurso-abundante, el desarrollo del sector petrolero incrementó la educación y el ingreso per cápita sin que haya aumentado la desigualdad económica. Adicionalmente, aumentó la proporción de empleo en el sector extractivo principalmente a expensas de la agricultura, y tuvo poco impacto en la participación del empleo de la industria manufacturera. Sin embargo, aunque la abundancia de petróleo no modificó la proporción de empleo en la sector manufacturero, sí afectó a la densidad general de empleo de esta industria, aumentándola al menos en un 50%.

Estos resultados muestran que la extracción de este recurso, además de contribuir al desarrollo económico, tuvo muchas implicancias. En primer lugar, los hallazgos sugieren que la abundancia de recursos no tiene por qué afectar negativamente las perspectivas a largo plazo de una región (condados, provincias, comunas) para el crecimiento económico. En segundo lugar, salarios más altos pueden atraer a la población y, por tanto, incentivar inversiones en infraestructura a gran escala, lo que aumenta la productividad a largo plazo no sólo en las industrias que están vinculadas a la extracción de recursos, sino que también en otras partes de la economía. Estos vínculos a nivel local, también pueden ayudar a las zonas ricas en recursos a superar el problema de mayores precios de factores locales y los efectos negativos de la volatilidad de precios de los recursos naturales. Por último, el descubrimiento y abundancia de petróleo ayudó a que la región sur de Estados Unidos pudiese converger a niveles de desarrollo similares a los del norte a mediados de

siglo.

Como análisis general de los estudios abordados en esta sección, se puede desprender que los commodities tienen un impacto considerable en las variables económicas para países altamente dependientes de estos recursos. Los canales por los cuales pueden influir son diversos y tienden a tener repercusiones indirectas considerables. La evidencia empírica entrega una amplia gama de conclusiones favorables y desfavorables para países dotados de estos bienes, por lo que no existe un consenso claro de qué tan beneficiado puede verse un país al poseerlos. Sin embargo, una conclusión clara e importante a rescatar es que tanto la dimensión geográfica como la dimensión temporal pueden condicionar sustancialmente la presencia de algún canal negativo del fenómeno denominado maldición de los recursos naturales¹². Como se ha mencionado anteriormente, cuando se analizan impactos de corto plazo, pareciera que los resultados son positivos para el desarrollo económico independiente de la dimensión regional que se considere, no obstante, los de largo plazo suelen ser diferentes si se analizan efectos localizados o agregados, puesto que los canales por los cuales se desencadenan los shocks difieren con una visión más macro de la economía.

¹²Según Van der Ploeg (2011), la evidencia sobre la maldición de recursos a nivel de país es sensible al período que comprende la muestra, los países estudiados, la definición de variables explicativas, entre otros factores

3. Antecedentes Generales, Base de Datos y Estadísticas Comunales

En esta sección se presentan los antecedentes generales del boom de precios y se detallan las principales fuentes de datos del estudio. Para el desarrollo de este apartado se realiza la siguiente estructura de presentación: en primer lugar se detallan hechos asociados al superciclo de commodities, en segundo lugar se describen las principales fuentes de datos y, en tercer lugar, se realiza un análisis descriptivo con respecto al mercado laboral de las comunas de Chile.

3.1. Antecedentes Generales: período 1998-2013

América Latina es una de las zonas geográficas con mayor presencia de commodities del mundo. Gran parte de las economías que pertenecen a esta región dependen en gran medida de la exportación de materias primas y de la valorización que tengan en el mercado internacional. Esta característica condujo a que muchos académicos hayan concentrados sus estudios en los impactos que el denominado “súper ciclo de commodities” tuvo sobre latinoamérica, el cual se desencadena a inicios del siglo XXI y se considera uno de los más grandes que haya existido en la historia. Para tener un orden de magnitud, [Wray \(2011\)](#) menciona que “... durante el siglo XX sólo hubo 13 episodios en los cuales el precio de un commodity en particular creció un 500 por ciento o más. Pero en 2004-2008, hubo ocho commodities cuyos precios mostraron ese desempeño: fuel-oil (suba de 1313 por ciento), níquel (1273 por ciento), petróleo crudo (1205), plomo (870), cobre (606), zinc (616), estaño (510) y trigo (500 por ciento)”.

La razón más aceptada que justifica este incremento en precios es que China aumentó considerablemente su demanda por materias primas ([Agosin y Montecinos, 2011](#))¹³, argumento que se complementa con la evidencia mostrada por [Erten y Ocampo \(2013\)](#),

¹³El rápido crecimiento que ha tenido en los últimos 20 años ha permitido que este país se sitúe como el principal consumidor de una amplia gama de commodities en el mundo ([Latorre, 2014](#)).

quienes sugieren que todos los súper ciclos desde 1865 a 2010 – para productos no petroleros – fueron principalmente impulsados por el lado de la demanda. Esta característica representa un hecho importante para el estudio, y en particular para el análisis econométrico, ya que corresponde un efecto totalmente exógeno sobre las variables económicas de muchas economías latinoamericanas. Por supuesto, Chile no está exento de todo esto. De hecho, es más interesante aún si se toma en cuenta que: i) es uno de los países con mayor producción de cobre y molibdeno del mundo (U.S Geological Service), ii) depende en gran medida de las exportaciones de commodities, y iii) posee una economía considerablemente abierta al comercio internacional¹⁴.

Estas características llevaron a que Chile tuviese un aumento significativo en los términos de intercambio, los cuales mejoraron en 22,2% en el año 2004 y crecieron a una tasa de 17,1% entre el 2004 y el 2007 (Agosin y Montecinos, 2011). En particular, durante el 2003 y el 2007 el precio del cobre pasó de un promedio de US\$ 0,8 a un máximo de US\$ 3,2 dólares la libra, valor que incluso llegó a alcanzar los US\$ 4 dólares la libra en determinados días del 2008. Por su parte, el valor del molibdeno aumentó de US\$ 3,3 dólares la libra a US\$ 32,5 en el mismo período, lo que representa aumento aproximado de 8,8 veces su valor. El oro, la plata y el hierro tuvieron un incremento de 91%, 174% y 165% desde el 2003 al 2007, respectivamente; y los commodities más industriales como la harina de pescado, celulosa y productos forestales tuvieron un incremento aprox. de 85%, 45% y 34% en el mismo rango de tiempo. A pesar de que estos últimos no representan un aumento tan extraordinario como los commodities extractivos, sí tienen una alza importante al compararlos con los precios de commodities agrícolas.

Esta mejora en los términos de intercambio tuvo como consecuencia que los ingresos gubernamentales se incrementaran considerablemente, donde la principal fuente derivó de las utilidades generadas por la compañía cuprera estatal CODELCO. Si bien las empresas privadas también realizaron aportes al fisco, éstos fueron sustancialmente menor

¹⁴Específicamente, durante la primera década del 2000, las exportaciones chilenas promediaron aproximadamente un 36,4% del producto interno bruto (Banco Mundial), de las cuales gran parte correspondieron a bienes primarios.

en comparación a la realizada por CODELCO¹⁵. Adicionalmente, las exportaciones crecieron a una tasa promedio anual de 8,9% entre el 2003 y el 2007, con un aumento en su contribución al PIB de 35,5% a 45,2% en el mismo período (Curcio y Vilker, 2014). La balanza comercial aumentó su participación en el producto de 2,7% a 11,9% entre 2003 y 2007, y el PIB tuvo un crecimiento medio aproximado de 5,02% durante el 2003 y el 2007, es decir, 2,7 pp más en comparación al promedio de los cuatro años previo al 2003 (World Bank Database, 2016).

Todas estas tendencias al alza se vieron interrumpidas por la crisis financiera del 2008. Tanto el sector real como financiero tuvieron un impacto negativo como consecuencias de las turbulentas condiciones externas que se vivían en el período. Las exportaciones y la demanda interna de Chile se contrajeron fuertemente. La situación de incertidumbre generó que los hogares disminuyesen su gasto por miedo a quedar desempleados, y que la inversión disminuyese en respuesta a una elevada tasa de interés y escasa certeza de la salud económica. Todo esto acompañado por una fuerte disminución en el precio del cobre, molibdeno y otros commodities exportados. El valor del metal rojo se contrajo 25 puntos porcentuales entre el 2008 y 2009, y su exportación se redujo a una tasa acumulada de 0,24% en el mismo período (Curcio y Vilker, 2014). De la misma forma, el molibdeno tuvo una reducción en su valorización del 60%, una caída considerablemente mayor en comparación al cobre. De la misma forma, el PIB experimentó una contracción a finales del 2008 y principios del 2009, sin embargo, las gestiones gubernamentales contracíclicas permitieron que esta prolapso haya sido amortiguado y que los efectos negativos fuesen menores en comparación a otras economías.

La recuperación no tardó en llegar y junto a ello el aumento en el los precios de los commodities. Durante agosto del 2009 el precio del cobre comenzó a remontar desde los US\$ 2,7 dólares la libra hasta alcanzar los US\$ 4 dólares en el 2011. El oro, la plata y el hierro, a pesar de no haber tenido una caída en sus precios durante la crisis financiera, su

¹⁵Según lo expuesto por Agosin y Montecinos (2011), la razón principal se debe a que las empresas tendieron a no retirar las utilidades del país, lo que las llevó a tributar a una tasa efectiva de 17% (tasa que deben cancelar al generarse las utilidades).

valor comenzó a tener una mayor tasa de crecimiento desde el 2009 en adelante. Por su parte, el precio del molibdeno vivió leves mejoras, sin embargo, los valores vistos previo a la crisis no llegaron a materializarse; de hecho, su precio continuó con tendencia a la baja después del 2011. En cuanto a la harina de pescado, si bien su precio se contrajo levemente durante el 2008 y 2009, el repunte que tuvo en el 2010 fue significativo, año en que su valorización anual aumentó en 66 % aproximadamente. En menor medida lo hizo el precio de la celulosa y el precio de los productos forestales, los cuales tuvieron un repunte entre el 2009 y 2010 de 43 % y 12 %, respectivamente.

Este dinamismo registrado tanto en Chile como en otras economías dependientes de commodities, trajo consigo muchas interrogantes en cuanto a los efectos que tuvo el boom de precios y a los mecanismos por los cuales éste se desencadenó. Este estudio en particular, tiene como objetivo cuantificar los impactos que el súper ciclo tuvo sobre el mercado laboral, principalmente en términos de empleo y salario. Los datos que permiten desarrollar lo anterior son las encuestas de Caracterización Socioeconómica de Chile (CASEN) – las que entregan información demográfica de los habitantes de Chile – y los índices de precios de exportación que entrega el Banco Central de Chile. El análisis de ambas bases de datos y la descripción detallada de éstas se presentan en la siguiente sección.

3.2. Base de datos

3.2.1. Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)

La principal base de datos que se utiliza en este trabajo es la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), la cual es llevada a cabo por el Ministerio de Desarrollo Social de Chile desde el año 1985. Esta encuesta se realiza con una periodicidad bianual o trianual, y sus principales objetivos son conocer periódicamente la situación de los hogares y evaluar el impacto de la política social del país. En ella se pueden hallar indicadores demográficos, de pobreza, educación, trabajo, salud, ingresos y vivienda.

Este estudio utiliza las CASEN comprendidas entre los años 1998 al 2013, con las que se construye un panel de datos de 7 períodos a nivel comunal¹⁶. La razón de emplear esta dimensión geográfica se debe a que se busca cuantificar los impactos localizados que el boom de commodities tuvo sobre el mercado laboral. El análisis a nivel regiones se descarta puesto que se aleja de los conceptos locales que se desean estudiar; y, a pesar de que una dimensión provincial se asemeje más a lo que se desea cuantificar, también se excluye ya que solo las provincias de las encuestas 2006 y 2009 son representativas. Dado lo anterior, la base de datos final se compone de 335 comunas (2100 observaciones), de las cuales solo 182 poseen información en los 7 períodos. La reducción en el número de observaciones se debe principalmente a que la cobertura de la encuesta tiende a incrementarse a través de los años, la cual pasa de 198 en el año 1998 a 324 en el año 2013 (ver Cuadro 18).

Las variables que componen esta base de datos son el ingreso laboral promedio de las comunas, tasa de empleo de la comuna, años de escolaridad promedio de la comuna, edad promedio de la comuna como aproximación de experiencia laboral¹⁷, el cuadrado de la edad promedio de la comuna, proporción de la población urbana de la comuna y crecimiento del PIB regional. Las primeras dos constituyen las variables dependientes del estudio, pues representan los mecanismos por los cuales el boom de commodities pudo haberse desencadenado en el mercado laboral. Las variables restantes, por otro lado, representan los controles comúnmente utilizados por la literatura económica cuando se estudia el mercado del trabajo; por ejemplo, la edad, el cuadrado de la edad y la escolaridad, son los controles que se emplean en la ecuación de Mincer para explicar los

¹⁶La exclusión de las encuestas anteriores se debe principalmente a que la cobertura de las comunas se reduce considerablemente en comparación al promedio del período 1998-2013. A modo de ejemplo, para el año 1996 la CASEN abarcó 33.636 hogares distribuidos en 124 comunas, lo que representa una reducción aproximada del 50 y 40 por ciento de cobertura en los hogares y municipios, respectivamente, en relación a la media del período 1998-2013 (ver Cuadro 18)

¹⁷En el módulo de empleo de la encuesta CASEN existe la variable que captura los años de trabajo que tiene un individuo, sin embargo, ésta no está disponible para la CASEN del año 1998, por lo que en reemplazo se utiliza la edad promedio de la comuna como aproximación a la experiencia laboral.

retornos del trabajo. En consecuencia, es esperable que las dos primeras variables tengan un signo positivo y negativo, respectivamente; ya que para [Mincer \(1974\)](#) los retornos del trabajo son crecientes a tasas decrecientes a medida que aumenta la experiencia laboral, o en este caso la edad. De igual forma, se espera que más años de educación tengan un impacto positivo en los salarios, debido que una mayor calificación de las personas podría traducirse en puestos de trabajo con mayores niveles de ingresos. Los impactos esperados de las variables mencionadas sobre el empleo no son claros a priori, puesto que los efectos pueden ser totalmente opuestos según el tipo de trabajo y/o el sector económico¹⁸ que se analice.

Por otra parte, la variable proporción de población urbana intenta capturar el dinamismo económico que existe dentro de cada comuna. Se espera que más urbanización genere impactos positivos en el mercado del trabajo, pues un mayor comercio interno comunal puede generar un mayor consumo local, mayor demanda por trabajadores y, en consecuencia, mayores niveles de empleo y salarios. El crecimiento del PIB regional se incluye como aproximación de actividad económica, y se espera que mayor crecimiento económico genere un mayor consumo agregado de la región e impacte positivamente al mercado laboral. Por último, la variable de interés del estudio, la cual no se obtiene de la encuesta CASEN, es el índice de precios de los commodities, cuya construcción e información se detalla a continuación.

3.2.2. Índice de Precios de Commodities

Los índices de precios de exportación se obtienen del [Banco Central de Chile](#) con una periodicidad anual e indexados con año base 2003. Éstos se calculan con una metodología Laspeyres, en el cual los precios se ponderan por las cantidades de un año base móvil, y luego se empalman los resultados con los del período anterior para obtener un índice en niveles con base fija ([Méndez, 2007](#)).

Para este estudio se consideran como precios de commodities los índices del sector

¹⁸La sección 4 analiza con más detalles los impactos sobre el empleo para diferentes sectores de la economía.

1) agropecuario, silvícola y pesquero, 2) minero, 3) industria básica del hierro y acero, 4) alimentos, 5) forestal y 6) celulosa. En conjunto, las producciones asociadas a estos sectores representan en promedio un 88 % del total de exportaciones de Chile durante el 2003-2013, de las cuales un 56 % corresponden a bienes mineros y un 32 % bienes no mineros. Para un análisis gráfico, la Figura 2 muestra la trayectoria de los precios desde el año 1998 al 2013, donde se observa que la mayoría de ellos comienzan a tener un crecimiento sostenido desde el año 2003 en adelante, y una interrupción cercano al 2008 como consecuencia de la crisis subprime.

Con estos precios, se construye el índice de precio comunal que intenta cuantificar los impactos que el boom de commodities tuvo sobre el mercado laboral a nivel local. Para ello, en cada comuna c y período t , se define el índice

$$P_{c,t} = \prod_{k \in K} p_{k,t}^{\phi_{k,c}} \quad (1)$$

donde $p_{k,t}$ corresponde a uno de los 6 índices de precios mencionados en el período t , $\phi_{k,c} = n_{k,c} \cdot N_c^{-1} \in [0, 1]$ representa el grado de exposición de la comuna c al índice de precio del commodity k , $n_{k,c}$ es la cantidad de trabajadores que trabajan en el sector k de la comuna c en el año 2000 y N_c es el empleo total de la comuna c en el año 2000.

Es importante señalar tres puntos en relación a $\phi_{k,c}$. En primer lugar, el parámetro no varía con el tiempo, ya que busca controlar por contrafactuales no observables que indicarían cómo hubiese sido la evolución de la variable dependiente (salario o tasa de empleo) en ausencia del boom de precios¹⁹. En segundo lugar, una comuna puede estar expuesta a los shocks externos independiente de si su actividad productiva no se asocia a algún sector exportador. Esto se debe a que los datos disponibles en la encuesta CASEN entregan información con respecto a la comuna donde vive el individuo y no donde trabaja. De esta manera, el empleo de una comuna c en algún sector asociado al commodity k puede ser alto incluso si no existe producción de bienes exportables.

¹⁹El supuesto de utilizar un ponderador no variante en el tiempo es muy utilizado en la literatura. Ejemplos de ello se pueden hallar en DiNardo *et al.* (1996), Lemieux (2002), Bernard y Jensen (2004), Topalova (2010) y McCaig (2011).

En tercer lugar, la suma de todos los $\phi_{k,c}$ dentro de cada comuna representará el grado de exposición a los índices de precios. Es decir, la variable

$$\nu_c = \sum_{k \in K} \phi_{k,c} \leq 1, \quad (2)$$

determinará qué tan expuesta estuvo la comuna c al boom de precios de commodities del 2003. Para un análisis gráfico de los valores de ν_c , la Figura 1 expone la distribución de ésta a través de los percentiles de la muestra.

3.3. Estadísticas Comunales

En esta sección se presentan estadísticas generales del mercado laboral antes y después del boom de commodities, y se realiza una comparación entre las comunas que poseen mayor y menor grado de exposición externa. Además, se muestra cómo las variables de este mercado se relacionan con la trayectoria del índice de precio de commodities a través del tiempo.

Para comenzar el análisis, una comuna calificará como *más expuesta*, c^+ , si su grado de exposición externa en el año 2000 es mayor o igual a la mediana de exposición, y calificará como *menos expuesta*, c^- , en caso contrario. Bajo esta definición, de las 285 comunas del año 2000, 165 de ellas clasifican en el primer grupo y 120 en el segundo; sin embargo, cuando la muestra se restringe a solo las comunas que tienen observaciones en todo el período, 75 clasifican en el primer grupo y 107 en el segundo. De esta manera, se espera que si el boom de precios tuvo impactos significativos en el mercado laboral, el salario y empleo hayan aumentado más en las comunas con mayor exposición al boom de precios (mayor ν_c) en comparación a las menos expuestas.

La Figura 3 refleja la hipótesis anterior para el ingreso laboral. En ella se muestra la evolución del logaritmo del salario real de las comunas c^+ y c^- y el logaritmo del índice de precio comunal como promedios anuales. Se observa que para todo el rango de tiempo, las c^- tuvieron en promedio un mayor nivel de salarios relativo a las c^+ , sin embargo, el diferencial entre ambos grupos comenzó a reducirse luego del shock de precios del 2003. En particular, la diferencia promedio entre las comunas menos y más expuestas para el

período 1998-2003 y 2004-2013 fue de 0,36 y 0,24, respectivamente; lo que representa una reducción del diferencial salarial de 33 % aproximadamente (ver Cuadro 19).

Por otra parte, en la Figura 4 se muestra la trayectoria de la tasa de empleo y el logaritmo del índice de precio comunal como promedios anuales. Se aprecia que, contrario a lo expuesto sobre el salario, la diferencia entre las tasas de empleo de las comunas menos y más expuesta tiende a aumentar en el 2006 y 2009, y a reducirse en el 2011 y 2013. A pesar que en este caso la hipótesis no se refleje gráficamente, se aprecia que boom de commodities también pudo haber tenido un impacto sobre esta variable, ya que después del shock las tendencias de la tasa de empleo para ambos tipos de comunas comienzan a divergir. En particular, para el período 1998-2003, la tasa de empleo promedio de las comunas menos y más expuestas fue de 56 % y 54 %, respectivamente, y para el período 2004-2013 fue de 59 % y 57 %, respectivamente. En ambos grupos de comunas aumenta la tasa de empleo promedio y se observa que la diferencia entre ellas para el período pre y post boom es 2 puntos porcentuales.

Es importante señalar que las estadísticas presentadas con respecto al mercado laboral son resultados incondicionales previos a los resultados empíricos, por lo que el efecto estadístico del índice de precio sobre el salario y/o el empleo puede o no ser significativo. Las estimaciones empíricas y la teoría económica que hay detrás de la relación entre el boom de commodities y el mercado laboral se presentan en la siguiente sección.

4. Teoría Económica y Método Econométrico

4.1. Teoría Económica

La teoría económica que se utiliza en este trabajo sigue de cerca el modelo de [Allcott y Keniston \(2014\)](#) por tres razones fundamentales. En primer lugar, el modelo permite analizar los impactos que un shock externo genera en una economía pequeña y abierta al comercio internacional. En segundo lugar, toma en cuenta que el país es altamente dependiente de la exportación de algún commodity. Y, en tercer lugar, la razón más importante es que permite extraer conclusiones de los impactos localizados dentro del mercado laboral.

En efecto, se asume una economía que está compuesta por tres sectores: recursos naturales, transable y no transable, indexados por $k = \{r, m, l\}$, respectivamente. El sector k produce $X(n_k)$, tiene una productividad Ω_k , empleo n_k y una función de producción agregada $X(n_k) = \Omega_k n_k^{\lambda_k}$, con $\lambda_k \in (0, 1)$. Los precios de los bienes transables (p_m) y de recursos naturales (p_r) se consideran exógenos, ya que se transan en el mercado internacional, y el precio de bienes no transables (p_l) se consideran endógeno al determinarse en el mercado local.

Los trabajadores pueden moverse libremente entre los sectores económicos, son perfectamente sustituibles y reciben un salario w ²⁰. La oferta laboral de la economía es $N(w) = \sum_{k \in K} n_k(w)$, con $N(\cdot) \geq 0$ y $N'(\cdot) \geq 0$. Cada consumidor entrega una unidad de trabajo, por lo que no hay desempleo ni elasticidad con respecto a las horas trabajadas. Solo se considera la elasticidad que surge de la migración dentro y fuera de cada comuna. Los hogares tienen preferencias Cobb-Douglas con respecto a los bienes transables (c_l) y no transables (c_m), y enfrentan el siguiente problema de optimización

$$\begin{aligned} \max_{\{c_l, c_m\}} U(c_l^i, c_m^i) &= \mu \ln(c_l^i) + (1 - \mu) \ln(c_m^i) \\ \text{s.a. : } w + \pi^i &= p_l c_l^i + p_m c_m^i, \end{aligned}$$

²⁰ El supuesto de perfecta movilidad de trabajadores asegura que el salario nominal entre los sectores económicos se iguale. En caso de no cumplirse, los ingresos laborales entre los sectores podría diferir.

donde i indexa al hogar, $\mu \in (0, 1)$ y π^i corresponde a la proporción de beneficios que el hogar i tiene sobre las firmas locales. Por simplicidad, se asume que $\pi^i = \pi \forall i$ y solo proviene del sector de recursos naturales²¹, es decir,

$$\pi N(w) = p_r X(n_r) - wn_r. \quad (1)$$

Al incluir los beneficios del sector r se captura el rol que tiene los pagos de royalty por parte de los propietarios de los recursos. Con demandas Cobb-Douglas, el término $\pi > 0$ asegura que un boom en $k = r$ incrementará el consumo de los bienes producidos por el sector l en lugar de aumentar proporcionalmente los salarios y precios de los bienes no transables²².

Al resolver el problema de optimización las demandas marshallianas de cada hogar, por lo bienes no transable y transable, estarán dadas por

$$c_l^i = \frac{\mu(w + \pi)}{p_l} \quad \wedge \quad c_m^i = \frac{(1 - \mu)(w + \pi)}{p_m}, \quad (2)$$

y las demandas agregadas²³, por

$$C_l = \frac{N(w)\mu(w + \pi)}{p_l} \quad \wedge \quad C_m = \frac{N(w)(1 - \mu)(w + \pi)}{p_m}. \quad (3)$$

Luego, dado que en equilibrio el precio de los bienes locales se ajusta para igualar la oferta con la demanda de bienes no transable, se cumple que

$$C_l = X(n_l) = \Omega_l n_l^{\lambda_l}. \quad (4)$$

Por último, la condición de optimalidad de las firmas reflejada en (5) determinará la demanda óptima por trabajadores en el sector k , y el **equilibrio del mercado laboral**

²¹Los beneficios de los sectores transables y no transables pueden excluirse si, por ejemplo, las empresas de estos sectores son propiedad de individuos fuera de la comuna. La inclusión de los beneficios del sector no transable aumentaría aún más la demanda de bienes no transables durante un auge de los recursos, lo que aumentaría los salarios y generaría una contracción del sector transable. Por otro lado, al incluir los beneficios del sector de los bienes transables el efecto sería en dirección opuesta, ya que los beneficios de los bienes transables disminuirían durante el auge.

²² Esto corresponde al denominado “efecto gasto” en los análisis de enfermedad holandesa (Corden y Neary, 1982)

²³ $C_x = \sum_{i=1}^N c_x^i$.

hará que la demanda total por trabajadores se iguale a la oferta total de trabajadores, es decir,

$$w = p_k \Omega_k \lambda_k n_k^{\lambda_k - 1} \quad \forall k = \{r, l, m\}, \quad (5)$$

$$N(w) = n_r + n_l + n_m. \quad (6)$$

4.1.1. Efectos de un boom de recursos naturales

Se definirá como boom de recursos al incremento exógeno del precio de los bienes primarios, p_r , cuyo impacto pueden reflejarse en las siguientes predicciones:

Predicción 1: *Si la oferta de trabajo no es totalmente elástica, un auge de los recursos naturales (o commodities) aumenta los salarios. Además, si la oferta de trabajo no es totalmente inelástica, un boom de recursos aumenta el empleo en el sector de recursos y el empleo total.*

Incrementos en el precio de los recursos aumentan el retorno marginal de la mano de obra en el sector r , con un efecto de primer orden igual a $\partial w / \partial p_r \geq 0$. Mayores salarios genera un aumento de la oferta laboral, la cual se mitiga con el aumento en w . La desigualdad en la derivada será estricta si $N'(\cdot) < \infty$; o dicho de otra forma, si la oferta laboral es totalmente elástica un boom de recursos no afecta los salarios, y todo el ajuste se produce mediante la migración.

Formalmente, las ecuaciones de clareo del mercado laboral y el producto marginal del sector r definen el equilibrio, es decir,

$$w = p_r \Omega_r \lambda_r n_r^{\lambda_r - 1} \quad (7)$$

$$N(w) = \left(\frac{p_r \Omega_r \lambda_r}{w} \right)^{\frac{1}{1-\lambda_r}} + \left(\frac{p_l \Omega_l \lambda_l}{w} \right)^{\frac{1}{1-\lambda_l}} + \left(\frac{p_m \Omega_m \lambda_m}{w} \right)^{\frac{1}{1-\lambda_m}}. \quad (8)$$

Al derivar la ecuación (7) con respecto a p_r se obtiene un resultado positivo, por lo que ante aumentos en la productividad del sector recursos se incrementará el salario de equilibrio. Luego, al derivar (8) con respecto a p_r , el primer término del lado derecho aumenta y los otros dos no se ven alterados; con lo cual se concluye que, bajo un equilibrio parcial, incrementos en la productividad del sector r aumenta el empleo total de la

comuna. Ambos resultados ocurrirán mientras la curva de oferta tenga una elasticidad positiva y finita con respecto al salario.

Predicción 2: *Los booms de recursos aumentan los precios, la producción y empleo en el sector no transable.*

Para entender esto, se puede escribir los beneficios totales del sector r de la siguiente forma,

$$N(w)\pi = p_r \Omega_r n_r^{\lambda_r} (1 - \lambda_r). \quad (9)$$

Al diferenciar, se muestra que un boom en el sector r incrementará los beneficios del sector,

$$\frac{\partial N(w)\pi}{\partial p_r} = \Omega_r n_r^{\lambda_r} (1 - \lambda_r) > 0. \quad (10)$$

Si se considera que los salarios y la población aumentan para cualquier valor de elasticidad oferta que sea finita no nula, entonces los boom en r aumenta la restricción presupuestaria agregada de los consumidores, $N(w)(w + \pi)$; y, por tanto, la demanda por bienes no transables. Este desplazamiento en la demanda genera un incremento en los precios y un aumento en la producción de bienes en este sector.

Para que el incremento en producción sea efectivo debe ocurrir que el aumento en w sea menor al de p_l , ya que esto asegurará que el empleo n_l aumente y, por ende, $X(n_l)$. Matemáticamente se puede ver en la ecuación (5). Al aplicar logaritmo y diferenciar en ambos lados, y considerando que Ω_k no cambia para $k = l$, se obtiene: $\Delta \%w - \Delta \%p_l = \Delta \%X'(n_l)$. Así, dado que $X'(n_l)$ es decreciente en su argumento, un valor negativo en $\Delta \%X'(n_l)$ asegurará que n_l aumente, lo que equivale a decir que se cumpla $\Delta \%w < \Delta \%p_l$.

Predicción 3: *Si la oferta laboral no es totalmente elástica, un boom en el sector de recursos naturales disminuye la producción local contemporánea de bienes y el empleo del sector transable.*

La predicción 1 muestra que si la oferta laboral no es totalmente elástica, entonces un boom en $k = r$ incrementará los salarios. Esto genera que aumenten los costos de

producción y por tanto disminuya la rentabilidad en el sector transable. Por consiguiente, la producción y empleo en $k = m$ disminuye²⁴.

Formalmente, al analizar la ecuación (5) para $k = m$, y seguir el mismo procedimiento realizado en la predicción 2, se obtiene: $\Delta \%w = \Delta \%p_m + \Delta \% \Omega_m + \Delta \%X'(n_m)$. Si se considera que las condiciones externas no hacen variar p_m y que la productividad en el sector transable no ha cambiado, la ecuación anterior se reduce a: $\Delta \%w = \Delta \%X'(n_m)$. Como $\Delta \%w$ es positivo, entonces $\Delta \%X'(n_m)$ también debe ser positivo. Luego, esta condición se asegura cuando n_m disminuye, ya que por supuestos del modelo $X(n_m)$ es cóncava estricta.

4.2. Modelo Econométrico

El vínculo entre la teoría económica y el método empírico se realiza a través del equilibrio del mercado laboral representado por las ecuaciones (7) y (8). En dichas ecuaciones, el salario y el empleo están en función de p_r y en función de otras variables (X), lo cual puede generalizarse por

$$w = f(p_r, X) \quad \text{y} \quad N = g(p_r, X),$$

respectivamente.

Si se considera que p_r representa al índice de precio de commodities, $P_{c,t}$, N representa a la tasa de empleo (n) y que tanto el salario como el empleo están indexados a nivel de comunas (c) y tiempo (t), las especificaciones econométricas para el mercado laboral estarán dadas por

$$w_{c,t} = f(P_{c,t}, X_{c,t}) \tag{11}$$

$$\exp(n_{c,t}) = g(P_{c,t}, X_{c,t}). \tag{12}$$

La variable $w_{c,t}$ representa el salario nominal promedio, $n_{c,t}$ representa la tasa de empleo y $X_{c,t}$ representa un vector de variables que influyen en $w_{c,t}$ y $n_{c,t}$. Luego, al

²⁴ Esto corresponde al “efecto movimiento de recursos” en los análisis de enfermedad holandesa (Corden y Neary, 1982) denominan

asumir que las funciones $f(\cdot)$ y $g(\cdot)$ son lineales en logaritmo, se obtiene la estrategia de identificación general para el mercado laboral

$$\log(y_{c,t}) = \theta_c + \theta_t + \alpha \log(P_{c,t}) + X_{c,t}\gamma + \varepsilon_{c,t}, \quad (13)$$

donde $y_{c,t}$ representa a la variable del mercado laboral ($w_{c,t}$ o $\exp(n_{c,t})$), θ_c corresponde a los efectos fijos por comuna, θ_t corresponde a los efectos fijo de tiempo y $\varepsilon_{c,t}$ representa el error de estimación. El parámetro de interés es α , que cuantifica el impacto del índice de precio comunal sobre la variable dependiente y se espera que tenga un signo positivo y estadísticamente significativo. Esto indicaría que ante un incremento en los precios de commodities tanto el salario como la tasa de empleo debiesen aumentar, y más aún aquellas comunas con una mayor exposición externa.

Como se puede observar, la estrategia de identificación es una aproximación al método de diferencia en diferencias, donde se utiliza el índice de precio comunal como tratamiento, y compara las comunas más expuestas (c^+) al shock externo con las comunas menos expuestas (c^-). Esta estrategia se basa en el supuesto de que el efecto de $P_{c,t}$ es mayor en aquellas comunas con mayor grado de exposición; y que, en ausencia del boom de commodities, la evolución tanto del empleo como de los salarios hubiese sido similar en ambos grupos de comunas (Aragón y Rud, 2013). Es por lo anterior que se incluye la variable $\psi_{c,p,t}$, la cual intenta controlar por las tendencias previas de las comunas con grado de exposición sobre el percentil “ p ”²⁵. En ese sentido, si los impactos estimados están determinados sólo por las diferencias en sus tendencias, entonces los efectos del boom de precios deberían desaparecer una vez que se controle por $\psi_{c,t,p}$ en todas las regresiones (Bruhn y Love, 2014).

²⁵ La construcción de esta nueva variable está dada por

$$\psi_{c,p,t} = t \cdot d_{1,t} \cdot d_{2,p,c},$$

donde t representa la variable temporal que toma valores de 1 a 7, $d_{1,t}$ es una dummy que toma valor 1 si $t \leq 2003$ y 0 en caso contrario, $d_{2,p,c}$ es una dummy que toma valor 1 si el grado de exposición externa de la comuna, ν_c , es mayor o igual al percentil p y 0 en caso contrario.

De esta manera, la estrategia empírica final estará determinada por

$$\log(y_{c,t}) = \theta_c + \theta_t + \beta\psi_{c,p,t} + \alpha \log(P_{c,t}) + X_{c,t}\gamma + \varepsilon_{c,t}. \quad (14)$$

5. Resultados

En esta sección se presentan las estimaciones de la estrategia empírica representada por la ecuación (14). En primer lugar se detallan los resultados sobre el ingreso nominal promedio de las comunas y, en segundo lugar, los impactos sobre el empleo. Adicionalmente, para ambas variables, se realiza un análisis de los impactos heterogéneos por edad, educación, sexo, sector económico, y un análisis de los impactos indirectos de cada uno de los precios de commodities.

5.1. Impactos en el salario

El Cuadro 1 presenta los resultados para el salario nominal promedio de las comunas. Todas las especificaciones consideran efectos fijos por comuna y por año, y sólo difieren en que la primera no controla por tendencias previas y las columnas (2) a (4) sí lo hacen para distintos percentiles de exposición. Se observa que el parámetro asociado al índice de precio es positivo y estadísticamente significativo al 1%, lo que indica que mayor valorización en los precios de commodities se asocia a un mayor salario promedio de las comunas, y aún más en aquellas con mayor grado de exposición externa. En particular, un boom que aumente el índice de precio comunal en 10% genera un incremento aproximado de 4,2% en el salario promedio, lo cual es coherente con la predicción 1 planteada en la sección 4. Asimismo, este resultado es consistente con lo que presenta [Jacoby \(2016\)](#), quien muestra que los salarios de la mano de obra rural aumentaron más rápido en aquellos distritos de India con mayores cultivos agrícolas durante el período 2004-2010.

Notar que las variables $\psi_{c,50,t}$ y $\psi_{c,75,t}$ son significativas al 10% y 5%, respectivamente, lo cual indica que las tendencias previas del salario entre las comunas más y menos expuestas eran estadísticamente diferentes previo al 2003. A pesar de esto, los resultados logran evidenciar un claro efecto del índice de precio sobre el salario promedio comunal.

Los estimadores asociados a las variables $edad_{c,t}$, $edad_{c,t}^2$ y $escolaridad_{c,t}$ muestran una significancia estadística al 1%, 5% y 1%, respectivamente, con valores acordes a

lo que establece la teoría económica. En otras palabras, mayor edad promedio, como aproximación de la experiencia laboral, genera mayores retornos del trabajo a una tasa decreciente con cada año de experiencia adicional. Particularmente, un aumento de 1 % en la edad promedio de las comunas incrementó el salario medio en 2,3 % aprox. Asimismo, más años de escolaridad promedio de las comunas generó impactos positivos en los niveles de salario, donde un aumento del 1 % en los años de educación incrementó el salario medio de las comunas en 1,5 % aproximadamente²⁶. Por último, los parámetros estimados para las variables proporción de población en zona urbana y crecimiento del PIB no poseen el signo esperado, sin embargo, no son significativos en términos estadísticos.

5.1.1. Impactos heterogéneos sobre el salario

Para explorar las heterogeneidades que el boom de precios pudo desencadenar sobre los ingresos laborales, en la ecuación (14) se adicionan interacciones²⁷ del índice de precio con la variables asociadas a la edad, educación, proporción de población urbana en el año 2000 y la variable proporción de mujeres ocupadas de las comunas en el año 2000²⁸.

El Cuadro 2 presenta los resultados de las nuevas estimaciones, las cuales consideran efecto fijo por comuna y año, y como variable de tendencia la que tiene como umbral de exposición el percentil 50. En la primera columna, se observa que la interacción entre el índice de precio y la variable escolaridad tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo al 1 %, lo que permite inferir que el boom de precios tuvo un mayor impacto en los trabajadores con menores años de escolaridad²⁹. Lo anterior es consistente con

²⁶Ambos resultados son consistente con los hallazgos de Brunello y Miniaci (1999), Sapelli (2009) y Robayo *et al.* (2017)

²⁷ Esta forma de indagar las heterogeneidades es recurrente en la literatura económica. Algunos ejemplos donde se puede hallar regresiones con variables interactivas son Aiken y West (1991), Dammert (2009), Aghion *et al.* (2005), Aragón y Rud (2013), entre otros.

²⁸La razón por la cual se utiliza la proporción de mujeres del año 2000 y proporción de población urbana del año 2000 sigue la misma filosofía que se emplea con la exposición externa del año 2000. Es decir, se busca controlar por contrafactuales no observables que indicarían cómo hubiese sido el impacto en ausencia del boom de precios.

²⁹Resultado similar se puede ver en el trabajo de Aragón y Rud (2013).

el hecho que en sectores económicos donde más influyen estos shocks están asociados a puestos de trabajos que no exigen o requieren un elevado nivel calificación, como por ejemplo, trabajos de extracción pesquera, agricultura, ganadería, extracción de madera, silvicultura, extracción de minerales, entre otros. Al analizar el Cuadro 22, se puede ver que el ratio de trabajadores que tienen como máximo nivel de estudio la educación secundaria (sin considerar los estudios técnicos secundarios) sobre los que tienen un nivel de estudio superior a dicho umbral, es considerablemente alto en la primera división económica, es decir, donde se concentra parte de la producción de materias primas.

Por otro lado, la heterogeneidad por experiencia laboral (columna 2 del Cuadro 2) muestra que el impacto del índice de precio sobre los trabajadores con mayor edad es positivo, más no significativo. Esto evidencia que a pesar de que los individuos con mayor edad podrían tener mayores retornos en promedio, el boom de commodities no tuvo un impacto estadísticamente diferente entre los más jóvenes y los más adultos. Una razón sensata a este resultado sería que el shock de precios pudo generar empleos que no requerían elevada experiencia laboral, por lo que los salarios de los individuos con menos edad se habrían visto beneficiado de igual forma que los de mayor edad.

Adicionalmente, cuando se analiza el efecto diferenciado por zona urbana o rural (columna 3 del Cuadro 2), se observa que las comunas más favorecidas con el boom fueron las que tienen una mayor proporción de personas que viven en zonas urbanas. Este resultado no es el esperado y es contrario a la evidencia de [Jacoby \(2016\)](#), quien muestra que los sectores rurales son más dependientes de recursos naturales. No obstante, el hallazgo podría ser plausible en el caso que la producción de commodities desencadene efectos secundarios en otros sectores económicos más industrializados.

En la cuarta columna se puede ver que la interacción entre índice de precio y la variable proporción de mujeres ocupadas en el año 2000 es negativo y estadísticamente significativo al 1%, lo que sugiere que los salarios medios aumentaron más en aquellas comunas con menor proporción de población femenina ocupada en el año 2000. Un hecho que podría justificar este resultado es que el auge de precios fue principalmente un boom

minero, cuya industria está compuesta en gran medida por trabajadores masculinos. En el Cuadro 20 se aprecia que el sector exportador con mayor ratio hombre/mujer es el minero. En el año 2000, en promedio, trabajaban casi 7 hombres por cada mujer en la industria minera, y se observa que la trayectoria de este ratio sigue una tendencia similar a la que tuvo el precio del sector minero. Es decir, aumenta fuertemente entre el 2003 y 2006, baja en el 2009 y aumenta en los años posteriores.

Finalmente, la columna (5), muestra los resultados cuando se incluyen todas las interacciones del índice de precio en la ecuación principal. Sólo la interacción entre el $P_{c,t}$ y la proporción de población urbana deja de ser significativa, y a pesar de que tampoco es el resultado esperado sería consistente con que el shock de precios no generó efectos estadísticamente diferente entre los sectores rurales y urbanizados.

5.1.2. Impactos heterogéneos por precio de commodities sobre el salario

Como se ha mencionado anteriormente, un aspecto interesante de este trabajo es que utiliza distintos precios de commodities de diferentes sectores económicos para estimar los impactos sobre el mercado laboral. Esto ayuda a tener un análisis más minucioso de los efectos que cada uno de los precios tuvo sobre el salario y el empleo, y además favorece la diferenciación de aquellos trabajos en los que sólo se utiliza el precio de un bien (Beck *et al.*, 2016; Caselli y Michaels, 2013; Michaels, 2011; Pieschacón, 2009) y de los trabajos que sólo ocupan precios de bienes asociados una misma industria o sector económico (Fjelde, 2015; Jacoby, 2016).

Bajo este contexto, para explorar los efectos por precio se reemplaza el $\log(P_{c,t})$ por $\phi_{k,c} \log(p_{k,t})$, $\forall k \in K$, en la ecuación (14). Con ello, se generan siete nuevas especificaciones cuyos resultados se presentan en el Cuadro 3. Cada una de las primeras seis columnas utiliza un índice de precio de commodity diferente para la estimación, y la columna (7) considera a todos los precios en la misma especificación. Al analizar los parámetros asociados a estos índices, se observa que solamente los del sector agropecuario-silvícola-pesquero, minero y de la industria básica del hierro y acero tienen un impacto positivo

y estadísticamente significativo sobre el salario promedio de las comunas. En particular, un aumento del 10 % en estos precios generó un incremento en el salario de 1,9 %, 5,3 % y 2,3 %, respectivamente.

Es interesante notar que las magnitudes de los impactos de los sectores agropecuario-silvícola-pesquero y de la ind. básica del hierro y acero son más bajo que el sector minero, lo cual puede atribuirse a que los commodities asociados a este último sector tuvieron un incremento en su valorización considerablemente mayor en comparación a la de los primeros. A modo de ejemplo, como se puede apreciar en la Figura (2), el índice de precio minero aumentó aproximadamente 350 puntos porcentuales entre el 2003 y el 2011, y los del sector agropecuario-silvícola-pesquero e ind. básica del hierro y acero entre 70 y 90 puntos porcentuales.

Al concentrarse en los resultados de la columna (7), se puede ver que cuatro de los seis índices (sector agropecuario, silvícola y pesquero, minero, forestal e ind. básica del hierro y el acero) tienen un impacto positivo y significativo; y sólo dos de ellos (sector alimento y celulosa) tienen un efecto no significativo. Nuevamente, el parámetro del índice de precio minero es el que más destaca en cuanto a magnitud, cuyo impacto en el salario promedio aumenta a 5,9 % frente a un aumento del 10 % en el precio del mismo sector. Asimismo, se observa un incremento en los parámetros asociados a los precios agropecuario-silvícola-pesquero e ind. básica del hierro y el acero, los cuales pasan a tener un impacto de 3,3 % y 3,5 % frente un shock que aumente en 10 % sus precios, respectivamente. Por último, el impacto del precio del sector forestal pasa tener un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el salario promedio de las comunas, donde un aumento de 10 % en su precio genera un incremento en los ingresos laborales de 0,9 %.

5.1.3. Impactos sobre el salario por sector económico

Este análisis sobre el salario se enfoca principalmente en las diferencias sectoriales de la economía. En particular, se analizan los efectos sobre el sector manufacturero ($n_{c,t}^m$), sector de servicios (n^l) y sector de recursos naturales ($n_{c,t}^r$), definido como el

total de empleo asociado a algún sector económico con producción de commodities. Las columnas (1), (2) y (3) del Cuadro 4 muestran las nuevas estimaciones, donde la variable dependiente en cada una de las especificaciones corresponde al logaritmo del salario promedio de las personas ocupadas en el sector $i = \{r, m, l\}$ de la comuna c . Se observa que el índice de precios tuvo un impacto positivo y estadísticamente significativo sobre los salarios de todos los sectores económicos. En particular, un aumento del 10% en el índice generó un incremento en la variable dependiente de 2,6%, 1,6% y 1,9% para el sector de recursos, manufactura y servicios, respectivamente.

Estos resultados son consistentes con los efectos de la enfermedad holandesa, la cual predice que ante un boom de recursos naturales los salarios de la economía aumentan tanto para los sectores transables como no transables (Kalcheva y Oomes, 2007). Además, se refuerza el resultado principal de esta tesis y lo expuesto en la predicción 1 de la sección 4.

5.1.4. Impactos indirectos sobre el salario

Hasta el momento, sólo se han analizado los efectos directos del boom de commodities sobre el mercado laboral. Sin embargo, la literatura económica también se ha encargado de entregar evidencia de los efectos indirectos que se generan en las industrias productivas cuando existen shocks externos. En ese sentido, un trabajo reciente que destaca es el de Rébora y Vivanco (2016), quienes argumentan que los impactos indirectos cobran gran relevancia en el nuevo contexto del comercio internacional, pues la naturaleza de éste se ha inclinado hacia las cadenas comerciales verticales en las últimas décadas, como consecuencia de la interconexión de los procesos productivos entre países (globalización de la producción).

Con el objeto de atender estos impactos, se construye un nuevo índice de precio, $P_{c,t}^i$, el cual tiene por finalidad capturar los efectos indirectos que los precios de commodities tuvieron sobre los salarios y la tasa de empleo. En otras palabras, se cuantifica el impacto que tiene el precio del bien $j \in K$ sobre el sector $k \in K$, mediante el uso del parámetro

ζ_{kj} . Este escalar se obtiene de la Matriz de Insumo Producto (MIP) del 2008 y representa los requerimientos de insumos que el sector j necesita para producir una unidad de producto del sector k ³⁰.

El Cuadro 5 presenta los resultados cuando se incluye esta nueva variable. Se observa que en todas las columnas tanto el índice de precio directo como indirecto son positivo y estadísticamente significativos. Esto entrega evidencia de la existencia de externalidades entre los sectores económicos, cuyos impactos son tan relevantes como los efectos directos. Particularmente, se aprecia que los salarios aumentaron en 10 % aproximadamente frente a un shock que duplique los precios de commodities, magnitud que es inferior a la de los impactos directos, pero no por ello menos relevante.

Los resultados son consistente con los hallazgos de Rébora y Vivanco (2016), quienes encuentran que la contribución directa del sector del cobre sobre las exportaciones de este mismo ascendieron a US\$26.400 millones en el 2012 y las contribuciones indirectas alcanzaron US\$11.106 millones. Del mismo modo, para el sector alimentos, el cual presenta una mayor conexión con el resto de la economía (Rébora y Vivanco, 2016), encuentran que la contribución directa del sector sobre las exportaciones de alimentos ascendió a US\$1.851 millones en el mismo año y la contribución indirecta alcanzó los US\$3.541 millones. Por otro lado, los hallazgos también van en línea con la evidencia mostrada por Aragón y Rud (2013), quienes encuentran que el sector minero generó efectos indirectos en otras industrias como las transables y no transables.

Por último, se observa que la inclusión del nuevo índice de precio en las estimaciones no genera cambios sustanciales en las magnitudes ni en las significancias estadísticas de los parámetros asociados a las variables de educación, edad, porcentaje de población urbana y crecimiento del PIB regional, lo cual muestra cierto grado de robustez en los resultados mencionados en los apartados anteriores.

³⁰ Para mayor detalle ver Anexo D.

5.2. Impactos en el empleo

En esta sección se presentan los impactos que el boom de commodities tuvo sobre la tasa de empleo de las comunas, los impactos heterogéneos en el empleo por nivel educacional, género y zona (urbano/rural), y los impactos heterogéneos por precio y por sectores económicos transables y no transables.

Los resultados estimados para la tasa de empleo, que consideran efectos fijos por comuna y año, se muestran en el Cuadro 6. La columna (1) presenta los parámetros cuando no se controla por tendencias previas y las columnas (2) a (4) muestra los parámetros cuando se incluyen las tendencias previas para distintos umbrales de exposición. Se observa que el impacto del índice de precio es positivo y estadísticamente significativo en todas las especificaciones, lo que es consistente con la predicción 1 de la sección 4. Las estimaciones muestran que un boom de commodities que duplique el índice de precio genera un incremento en la tasa de empleo comunal de 5 puntos porcentuales aproximadamente. Notar que los parámetros asociados a la variable $\psi_{c,p,t}$ no son estadísticamente significativos para ningún percentil de exposición, por lo que no existe evidencia estadística que permita inferir que las tendencias previas en el empleo hayan sido diferente entre las comunas más y menos expuestas.

Por otro lado, se puede apreciar que mayor edad promedio en las comunas tuvo un impacto negativo y estadísticamente significativo al 1% sobre la tasa de empleo comunal, lo que sugiere que comunas con población más joven tuvieron una mayor tasa de empleo. Adicionalmente, se aprecia que mayor escolaridad promedio de las comunas tuvo un impacto positivo y estadísticamente significativo sobre la tasa de empleo comunal. Esto muestra que un mayor nivel educacional de la población pudo mejorar las competencias laborales de éstas y, así, aumentar las posibilidades de encontrar trabajo. Finalmente, similar a lo encontrado en los salarios, tanto el crecimiento del PIB regional como la proporción de población urbana comunal no tienen un impacto estadísticamente significativo sobre la tasa de empleo.

5.2.1. Impactos heterogéneos sobre el empleo

Las columna (1) del Cuadro 7 presenta los resultados heterogéneos por nivel educacional. Se puede ver que el parámetro de la interacción entre el índice de precio y la variable escolaridad no es estadísticamente significativo, por lo que a priori no se puede inferir que el efecto de $P_{c,t}$ sobre la tasa de empleo haya sido estadísticamente diferente entre las personas con mayor y menor nivel de calificación.

La columna (2), por otra parte, muestra la interacción entre el índice de precio y la edad promedio de la comuna, cuyo parámetro asociado es positivo pero no estadísticamente significativo. Es necesario mencionar que, como se ha descrito en párrafos anteriores, la edad se utiliza como una aproximación de la experiencia laboral, por lo que el parámetro estimado indicaría que comunas con mayor experiencia laboral no tuvieron un incremento en el empleo estadísticamente diferente a las comunas con menor experiencia.

Al ver las heterogeneidades por zona urbano/rural (columna (3)) el resultado no es el esperado, ya que no permite inferir que las comunas más rurales hayan tenido un mayor impacto en sus tasas de empleo. La razón que se puede atribuir a este hecho es que, al igual que en los salarios, la producción de bienes primarios puede desencadenar efectos secundarios en otros sectores económicos más industrializados ubicados en comunas urbanizadas. Lo contrario ocurre con el impacto heterogéneo por género (columna (4)), donde se observa que el parámetro asociado a la interacción del índice de precio y la proporción de mujeres en el año 2000 es negativo y estadísticamente significativo. Este hallazgo también es consistente con que el boom de commodities fue principalmente un shock minero, ya que el empleo de este sector está compuesto en gran parte por hombres y por tanto, tiene un mayor efecto sobre ellos (ver Cuadro 20).

Por último, cuando se incluyen todas las interacciones (columna (5)), se aprecia que los efectos mantienen sus magnitudes y significancia estadística, excepto el efecto del índice de precio, el cual aumenta, y el impacto heterogéneo por escolaridad, el que pasa a tener un signo negativo y estadísticamente significativo. Esto último evidencia que el

empleo menos calificado fue el más favorecido ante el incremento en precios, hecho que es consistente con los resultados mencionados en la sección 5.1.1.

5.2.2. Impactos heterogéneos por precio de commodities sobre el empleo

Otro desglose interesante se puede ver en el Cuadro 8, donde muestra los impactos por precios de commodities sobre la tasa de empleo. Se observa que sólo los precios del sector agropecuario-silvícola-pesquero y del sector minero tuvieron un impacto positivo y estadísticamente significativo en las tasas de empleo comunal (ver columnas (1), (2) y (5)). Para el caso del primer sector, el resultado puede explicarse principalmente porque en él se incluyen tres actividades económicas del sector primario, y que en conjunto comprenden gran cantidad de los empleos de las comunas, más aún en las que son rurales (ver Cuadro 21). En particular, la exposición promedio comunal de este sector a los shocks de precios fue de un 30,6 % con una máximo de 83,8 %.

Por otra parte, como se ha mencionado anteriormente, para el caso de las actividades mineras el resultado puede atribuirse a que el boom de precios fue principalmente un shock minero. Si bien la exposición promedio en este sector no es comparable al primero (1,5 %), el significativo aumento en los precios del cobre y molibdeno pudo generar aumentos importantes en la demanda por trabajo y, por tanto, efectos considerables sobre el mercado laboral de las comunas.

Las estimaciones asociadas a las variables edad y escolaridad se mantienen sin cambios considerables, al igual que para las variables crecimiento del PIB y proporción de zona urbana, lo que entrega robustez a los parámetros estimados.

5.2.3. Impactos sobre el empleo por sector económico

Para estudiar los efectos sobre la tasa de empleo por sector económico, se utiliza la misma clasificación descrita en la sección 5.1.3. Es decir, los sectores se dividen en recursos naturales ($n_{c,t}^r$), manufacturero ($n_{c,t}^m$) y de servicios (n^l).

Las columnas (1), (2) y (3) del Cuadro 9 muestran los resultados sobre el empleo

en dichos sectores, donde la variable dependiente de cada una de las especificaciones es el empleo del sector respectivo sobre el total de empleo de la comuna. Se observa que el índice de precios tuvo un impacto positivo y estadísticamente significativo en el empleo del sector recursos, un efecto negativo y significativo en empleo manufacturero y un efecto positivo más no significativo en el sector servicios. Estos resultados confirman la predicción 1 y la 3 mencionada en la sección 4; pero no la predicción 2, pues el impacto en el empleo del sector no transable no es estadísticamente significativo. Al hacer un comparativo con los efectos de la efecto enfermedad holandesa, los resultados encontrados sugieren que en las comunas de Chile no se evidenció este tipo de síntomas, puesto que el sector no transable (servicios) no tuvo un incremento en el empleo como se esperaría. Estos hallazgos también lo comparten [Aragón y Rud \(2013\)](#) y [Allcott y Keniston \(2014\)](#), quienes no encuentran efectos de esta enfermedad en sus estudios.

Adicionalmente, las estimaciones muestran que a mayor edad promedio de las comunas menor es el empleo del sector recursos y mayor en el sector manufacturero y de servicios. Esto es consistente con que el boom de precios pudo generar trabajos donde no se exigiera una elevada experiencia laboral, por lo que más jóvenes pudieron haber entrado a la fuerza de trabajo en el sector de recursos naturales. Los impactos son algo similares cuando se analiza el efecto educacional, donde mayores estudios impactaron positivamente en el empleo de servicios, pero negativamente en el empleo del sector recursos.

Finalmente, se encuentra que mientras mayor sea el grado de urbanización de las comunas menor es el empleo en el sector de commodities y mayor en manufactura; resultado que sería consistente con que en zonas rurales existe mayor producción de materias primas y con que el desarrollo productivo de los bienes del sector manufacturero se realiza en zonas más industrializados.

5.2.4. Impactos indirectos sobre el empleo

Para finalizar los análisis de efectos sobre el mercado laboral, el Cuadro 5 muestra los impactos indirectos del boom de commodities sobre la tasa de empleo. Al enfocarse en las columnas que controlan por tendencias previas (columnas (2) a (4)), se observa que tanto el impacto directo como indirecto tuvieron un efecto positivo y estadísticamente significativo en la tasa de empleo comunal.

Al igual que en caso de los salarios, el efecto directo fue mayor que el impacto indirecto en todas las especificaciones, donde un shock que duplique los índices $P_{c,t}$ y $P_{c,t}^i$ generó un incremento en la tasa de empleo comunal en 5 y 0,2 puntos porcentuales, respectivamente. Con ello, se evidencia nuevamente las externalidades que existen entre los sectores económicos asociados a los commodities y la importancia que éstas tienen sobre el mercado laboral de las comunas en Chile. Los coeficientes para las variables edad y escolaridad mantienen su significancia estadística, al igual que las variables crecimiento del PIB regional y proporción de la población urbana, lo que entrega un grado de robustez a los hallazgos anteriormente mencionados.

En síntesis, las estimaciones presentadas en esta sección evidencian un claro efecto del boom de commodities sobre el mercado laboral chileno, cuyos resultados principales se resumen a continuación:

1. Un aumento de 10 % en los precios de materias primas generó un incremento de 4,2 por ciento y 5 puntos porcentuales en los salarios promedios y tasa de empleo de las comunas de Chile, respectivamente; hallazgos que son consistentes con lo que presenta [Jacoby \(2016\)](#) y [Aragón y Rud \(2013\)](#) para el caso del salario, y con lo que muestran [Michaels \(2011\)](#) y [Allcott y Keniston \(2014\)](#) para el caso del empleo.
2. Los efectos heterogéneos evidencian que las personas más beneficiadas con este superciclo fueron las de sexo masculino y las que en promedio tenían menor nivel educacional.

3. No se observa que el boom de precios haya tenido impactos estadísticamente diferentes entre las comunas rurales y urbanizadas, ni entre las comunas con mayor y menor experiencia laboral de su población.
4. Los efectos por precio de commodity muestran que los impactos principales sobre el mercado laboral provienen del sector minero, agropecuario-silvícola-pesquero, forestal y de la industria básica del hierro y el acero.
5. Los impactos en salarios del sector de recursos naturales, manufactura y servicio son positivos y significativos, lo que es consistente con las predicciones que se desprenden del denominado efecto de enfermedad holandesa y con la predicción 1 que se describe en la sección 4.
6. El impacto sobre la tasa de empleo es positivo y significativo en el sector de recursos naturales, negativo y significativo en el de manufactura y positivo más no significativo en el de servicios. Los dos primeros resultados también son consistente con los efectos de la enfermedad holandesa y con la predicción 1 y 3 de la sección 4, sin embargo, el último no, por lo que no es posible aseverar que el mercado laboral chileno, a nivel de comunas, haya sufrido este tipo de enfermedad.
7. Por último, las estimaciones muestran que el boom de commodities también tuvo efectos indirectos sobre el mercado laboral chileno. En particular, se observa que un shock que duplique el índice de precio indirecto generó un aumento de 10% en los salarios promedios de las comunas y un aumento de 0,2 puntos porcentuales en la tasa de empleo comunal; resultados que van en línea las externalidades que se evidencian en el trabajo de Rébora y Vivanco (2016).

6. Sensibilidad de los Resultados

En esta sección se analiza la robustez de las estimaciones bajo diversos escenarios. Para ello, se consideran nuevas especificaciones tanto para el salario como la tasa de empleo y se realizan regresiones para distintas muestras restringidas.

Exclusión de comunas con información incompleta

Una característica frecuente que exhiben los paneles de datos es la falta de información para determinados períodos de tiempo, y más aún cuando la unidad de análisis tiene varias observaciones. La base de datos en este trabajo no es la excepción, por lo que el primer chequeo de robustez consiste en reducir la muestra a aquellas comunas que poseen información en todo el rango de estudio (1998-2013).

Los estimaciones bajo esta restricción, tanto para el salario como la tasa de empleo, se presentan en las columnas (1) de los Cuadros 11 y 12, respectivamente. En primer lugar, se observa una reducción considerable en las observaciones de la muestra, la cual pasa a tener solo 182 comunas. En segundo lugar, los impactos del índice de precio y de los demás controles mantienen su magnitud y significancia estadística. Por lo tanto, las estimaciones son robusta bajo esta restricción y se confirman los resultados principales presentados en la sección 5.

Exclusión de comunas pertenecientes a la Región Metropolitana

El segundo análisis de robustez excluye de la muestra a la región metropolitana por su alta concentración demográfica³¹. La razón de emplear esta restricción se debe a que podría ser cuestionable la representatividad de las comunas pertenecientes a esta región en relación a los impactos localizados que se desean buscar.

Los estimaciones para el salario y la tasa de empleo se presentan en las columnas (2) de los Cuadros 11 y 12, respectivamente, donde se aprecia que todos los parámetros

³¹En promedio un 40% de la población total se encuentra en la Región Metropolitana según los datos del Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

mantienen un orden de magnitud y significancia estadística similar. De esta manera, los resultados son robustos a esta nueva restricción y se confirman los hallazgos expuestos y las conclusiones mencionadas.

Exclusión de las encuestas CASEN 2011 y 2013

El tercer análisis de robustez excluye de la base las encuestas CASEN 2011 y 2013, debido a que éstas no poseen representatividad a nivel de comunas según los documentos metodológicos de dichas encuestas (Ministerio de Desarrollo Social, 2012, 2015). Los resultados para el salario y la tasa de empleo se presentan en las columnas (3) de los Cuadros 11 y 12, respectivamente. Notar que bajo esta restricción, las magnitudes y significancias estadística de los parámetros se mantienen sin cambios considerables en todas las variables de control, excepto para el índice de precio que pasa ser significativo al 10%. Nuevamente, se entrega evidencia de que los resultados presentados son robustos.

Efectos no contemporáneos del índice de precio

Este análisis de sensibilidad estima nuevas especificaciones sobre el salario y la tasa de empleo. En particular, se incorporan nuevos controles como el índice de precio en $t - 1$ y $t + 1$ para analizar si los rezagos del índice de precios y/o si las expectativas de precio de commodities generan impactos sobre el mercado laboral³². Los resultados para el salario se presentan en el Cuadro 13 y para la tasa de empleo Cuadro 14.

En efecto, para el salario, se observa que los impactos no contemporáneos del índice de precio no tienen efectos estadísticamente significativos, y sólo los efectos del período lo son. Cabe destacar que la variable *edad*² deja de tener significancia en las columnas (1) y (3), sin embargo, los controles principales la mantienen al igual que su magnitud.

Por otra parte, algo interesante que se observa en la columna (1) del Cuadro 14, es que el primer rezago del índice de precio tiene un impacto positivo y estadísticamente significativo en la tasa de empleo; lo que puede explicarse principalmente porque la

³²La variable t representa el año en que se realizan las encuestas CASEN. Es decir, $t - 1$ representa el año en que se hizo la encuesta CASEN inmediatamente anterior a la del año t , y $t + 1$ representa el año en que se hizo la encuesta CASEN inmediatamente posterior a la del año t .

movilidad laboral de los trabajadores es imperfecta, y toma cierto tiempo en que el empleo se ajuste. En la columna (2), por otro lado, se aprecia que el índice de precio futuro no tiene efecto en el mercado laboral, y sólo el impacto contemporáneo lo tiene. Finalmente, al analizar la última columna, la cual incluye los tres efectos de índices de precios, se aprecia que la única variable que tiene un efecto estadísticamente significativo es la rezagada; lo que apoya la idea de que la imperfecta movilidad laboral sería la explicación a que el índice de precio en $t - 1$ mueva el empleo contemporáneo.

Efecto migración

De la mano con lo anterior, un efecto adicional que pudo surgir con el boom de commodities es el de migración laboral. Es decir, la población pudo moverse a aquellas comunas con mejores proyecciones de trabajo como consecuencia del shock de precios. Para el caso de los salarios ($w_{c,t}$), este efecto podría generar una subestimación del impacto del índice de precio, ya que un aumento en la oferta laboral debido a esta migración haría disminuir el salario de equilibrio. En ese sentido, se esperaría que el efecto de $P_{c,t}$ sobre $w_{c,t}$ fuese mayor en aquellas personas que no migraron versus las que sí lo hicieron.

Para analizar esta hipótesis, se utiliza una variable de la encuesta CASEN que permite identificar a los individuos que llevan al menos cuatro años viviendo en la misma comuna. Luego, se estima la ecuación (14) sólo para aquellos que están bajo el umbral (4 años) y para los que están igual o sobre el umbral³³. Los resultados se pueden ver en el Cuadro 15, donde se aprecia que el efecto de $P_{c,t}$ sobre los salarios es efectivamente mayor en el segundo grupo. Sin embargo, no es posible establecer que la diferencia de impactos sea estadísticamente diferente, ya que el parámetro estimado para la muestra que está bajo el umbral no es significativo.

Por otro lado, en relación a la tasa de empleo, se espera que el efecto migración genere que el impacto de $P_{c,t}$ sea mayor para la población que migra, ya que justamente

³³ Cabe señalar que la variable que permite hacer esta diferencia está disponible solamente desde la Casen 2006 en adelante.

el shock de commodities sería una de las razones por las cuales la población se moviliza a comunas con mejores oportunidades laborales. Bajo este contexto, el Cuadro 16 muestra las estimaciones para los dos grupos antes mencionados. Se observa que efectivamente el impacto es mayor para quienes tienen menor tiempo viviendo en la comuna, lo que confirma la hipótesis planteada.

Ambos resultados, tanto para el salario como la tasa de empleo, muestran que la migración laboral pudo influir en el impacto que el índice de precio tuvo sobre las variables del mercado laboral. No obstante, a pesar de ello, se logra observar que el shock de commodities sí generó un efecto positivo en los ingresos laborales y en la tasa de empleo de las comunas en Chile.

Efectos fijos por año y región

El último chequeo de robustez incluye los efectos fijos por año y región, cuyos resultados se pueden ver en el Cuadro 17. Notar que la variable crecimiento del PIB regional se omite en esta nueva especificación, ya que la inclusión de los nuevos controles capturan su información.

Bajo este escenario las estimaciones tanto para el salario como la tasa de empleo se mantienen sin cambios considerables en relación a la significancia estadística. No obstante, sí se puede ver un cambio en magnitud para el índice de precio, el cual disminuye en casi a la mitad para el caso del salario, y aumenta para el caso de la tasa empleo. A pesar de estas variaciones, al considerar los nuevos efectos por año y región, se aprecia que los impactos del boom de precios continúan con el signo esperado y con significancia estadística.

7. Conclusión

El aumento sustancial de la demanda de China por materias primas durante la primera década del 2000, generó diversos efectos sobre latinoamérica. Según [Grijalva \(2014\)](#) el incremento en los precios de commodities contribuyó en gran medida al progreso económico-social y al crecimiento de la región. En particular, para aquellos países que dependen de la comercialización de bienes primarios a nivel internacional.

Al considerar que la literatura relacionada a estos temas ha tenido escaso análisis sobre los impactos en los ingresos de la mano de obra en zonas rurales ([Jacoby, 2016](#)), y baja preocupación de indagar en los impactos a nivel localizados ([Michaels, 2011](#)), este trabajo se enfoca en estudiar los efectos que el superciclo de commodities tuvo sobre el mercado laboral chileno a nivel de comunas; un país con elevada desigualdad de ingresos, altamente expuesto a shocks internacionales y muy dependiente de las exportaciones de bienes primarios.

Para desarrollar el estudio, se crea un índice de precio de commodities a nivel de comunas, el cual consolida y cuantifica los impactos que dichos precios tuvieron sobre los salarios y el tasa de empleo de las comunas. La construcción de esta variable se compone de la suma ponderada de seis índices de precio asociados a materias primas, donde cada ponderador se obtiene al dividir el empleo del respectivo sector sobre el empleo total de la comuna. Con lo anterior, se espera que el índice haya tenido un impacto positivo y significativo en el mercado laboral de las comunas y, más aún, en aquellas que tuvieron un mayor grado de exposición al boom de precios.

Al utilizar un panel de datos compuesto por las encuestas CASEN de 1998 al 2013 y una aproximación al método de estimación diferencias en diferencias, se encuentra que un aumento en el índice de precio impactó positivamente los salarios nominales promedio y la tasa de empleo de las comunas. En particular, un aumento de 10% en el índice de precio generó un incremento de 4,2% en los salarios y un aumento de 0,5 puntos porcentuales en la tasa de empleo. Ambos resultados son estadísticamente significativos

al 1 % y robustos a diferentes especificaciones y controles, con lo cual se evidencia que el boom de precios tuvo un impacto beneficioso en el mercado laboral de las comunas en Chile y, más aún, en aquellas con un mayor grado de exposición al shock externo.

Los efectos heterogéneos evidencian que el shock de commodities tuvo un mayor impacto en las comunas que poseen menor calificación de sus trabajadores y en aquellas que poseen mayor proporción de hombres. Esto último puede deberse a que el boom de precios fue principalmente un shock minero, cuya industria se compone en gran parte por trabajadores del sexo masculino

Los impactos indirectos, por otra parte, también muestran un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el mercado laboral, lo que evidencia posibles externalidades entre las cadenas productivas de los distintos sectores económicos del país. Particularmente, un boom que haya aumentado los precios de commodities en 10 % generó que el salario promedio de las comunas incrementase en 1 % aproximadamente y que la tasa de empleo en 0,02 puntos porcentuales.

Al analizar los impactos por precio de commodities, se observa que los principales efectos provienen del índice de precio agropecuario-silvícola-pesquero, minero, forestal y el índice de precio de la industria básica del hierro y acero. Cabe señalar que el mayor impactos corresponde al índice de precio minero, lo cual es razonable si se toma en cuenta que esta industria fue la que tuvo el mayor incremento en la valorización de sus bienes, en particular del metal rojo y el molibdeno.

Otro punto importante a destacar es que los resultados no evidencian que el mercado laboral, a nivel de comunas, haya sufrido la famosa enfermedad holandesa. Si bien, se cumple que los salarios aumentaron en los sectores transables y no transables, el empleo no se movió de acuerdo a todas las predicciones que establece dicha enfermedad. Las estimaciones muestran que la tasa de empleo aumentó en el sector de recursos naturales y disminuyó en el de manufactura, pero no hubo efectos significativos sobre el empleo en el sector de servicios.

Por último, es necesario mencionar que el boom de commodities pudo generar un

efecto migratorio en el mercado laboral, el cual sesgaría los impactos que el índice de precio tuvo sobre las variables estudiadas. En otras palabras, dado este incremento en la valorización de las materias primas, las industrias asociadas a ellas pudieron generar nuevos y/o mejores empleos y, en consecuencia, que las personas migraran a otras comunas para trabajar. En primer lugar, este desplazamiento subestimaría el efecto sobre los ingresos laborales, ya que un incremento en la oferta de trabajo haría disminuir el salario de equilibrio (efecto opuesto al de $P_{c,t}$). En segundo lugar, la migración podría generar una sobrestimación de $P_{c,t}$ sobre la tasa de empleo comunal, ya que esta última pudo aumentar producto de un mayor número de trabajadores provenientes de otras comunas.

Al aislar el efecto migratorio, los resultados muestran que los impactos de $P_{c,t}$ continúan siendo positivos y estadísticamente significativos, por lo que es posible confirmar que el superciclo en los precios de commodities tuvieron repercusiones favorables para el mercado laboral chileno.

Bibliografía

- Adejumo, A. V., y Olomola, P. A. (2006). Oil Price Shock and Macroeconomic Activities in Nigeria. *International Research Journal of Finance and Economics*, 3(1), 28-34.
- Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R., y Howitt, P. (2005). Competition and Innovation: an Inverted-U Relationship. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol 120(2), pag. 701–728,
- Agosín, M. y Montecinos, A. (2011). Chile en los años 2000: Evolución Macroeconómica y Financiera. Iniciativa para la Transparencia Financiera. Universidad de Chile. Chile.
- Aiken, L. S., y West, S. G. (1991). Multiple Regression: Testing and interpreting interactions. Newbury Park, CA: Sage Publications
- Aksoy, M.A. y Izik-Dikmelik, A. 2007. Are low food prices pro-poor? net food buyers and sellers in low income countries. *Journal of Rural Mental Health*, Vol 32(2), pag. 46-79.
- Allcott, H. y Keniston, D. (2014). Dutch Disease or Agglomeration? The Local Economic Effects of Natural Resource Booms in Modern America. NBR Working Paper 20508 (Septiembre).
- Álvarez, R. y S. Claro. (2007). The China Phenomenon: Price, Quality or Variety?. Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo 411.
- Álvarez, R. y Opazo, L. (2011). Effects of Chinese Imports on Relative Wages: Micro-evidence from Chile. *The Scandinavian Journal of Economics*, 113(2), 342-363.
- Aragón, F. M. y Rud, J. P. (2013). Natural Resources and Local Communities: Evidence from a Peruvian Gold Mine. *American Economic Journal: Economic Policy* 2013, 5(2): 1–25
- Bartels, L. K. (2016). Fat Women Need Not Apply: Employment Weight Discrimination

- Against Women. In *Handbook on Well-Being of Working Women* (pp. 33-46). Springer Netherlands.
- Bazzi, S., y Blattman, C. (2014). Economic Shocks and Conflict: Evidence from Commodity Prices. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(4), 1–38.
- Beck, U., Singhal, S., & Tarp, F. (2016). Coffee price volatility and intra-household labour supply (No. UNU-WIDER Research Paper wp2016-0016).
- Becker, G. S. (1968). Crime and Punishment: an Economic Approach. *Journal of Political Economy*, 76, 169–217.
- Beine, M., Bos, C. S., y Coulombe, S. (2012). Does the Canadian economy suffer from Dutch disease?. *Resource and Energy Economics*, 34(4), 468-492.
- Bernard, A. y Jensen, J.B. (2004). Why some firms export. *The Review of Economics and Statistics* 86, 561–569.
- Billett, M. T., Liu, F., y Tian, X. (2016). Information Spillovers and Cross Monitoring between the Stock Market and Loan Market. Kelley School of Business Research Paper No. 16-20
- Blackburn, M. L., y Neumark, D. (1993). Are OLS Estimates of the Return to Schooling Biased Downward? Another Look. NBER Working Paper No. 4259.
- Bloodgood, L. (2006). The Effects of Increasing Chinese Demand on Global Commodity Markets. Office Of Industries U.S. International Trade Commission. Publication 3864 (Junio).
- Bloom, N., Schankerman, M., y Van Reenen, J. (2013). Identifying Technology Spillovers and Product Market Rivalry. *Econometrica*, 81(4), 1347-1393.
- Brandt, C. (2002). The Effects of the Changes in the Revenue Sharing Fund of the Municipalities After the 1988 Federal Constitution. Working Paper. The George Washington Univeristy.

- Brunello, G., y Miniaci, R. (1999). The Economic Returns to Schooling for Italian men. An Evaluation Based on Instrumental Variables. *Labour Economics*, 6(4), 509-519.
- Bruhn, M. y Love, I. (2014). The Real Impact of Improved Access to Finance: Evidence from Mexico. *The Journal of Finance*, 69(3), 1347-1376.
- Bulte, E. H., Damania, R., y Deacon, R. T. (2005). Resource intensity, institutions and development. *World Development* 33(7), 1029-1044.
- Calvo-González, O. (2015). A tale of two regions?. The Data Blog, World Bank (12/15/2015). Recuperado de <http://blogs.worldbank.org/opendata/category/tags/lacfeaturegraph>.
- Cámara de Comercio de Santiago (2015). Sindicalización en Chile converge hacia promedios OCDE. Informe de Coyuntura
- Carrington, W. J. (1996). The Alaskan Labor Market during the Pipeline Era. *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 1 (February), pag. 186-218.
- Caselli, F. y Michaels, G. (2013). Do Oil Windfalls Improve Living Standards? Evidence from Brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5 (1). pp. 208-238. ISSN 1945-7782.
- CEPAL (2014). CEPALSTAT. Disponible en http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/estadisticasIndicadores.asp?idioma=e.
- Collier, P., y Goderis, B. (2008). Commodity Prices, Growth, and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum. Oxford University.
- Collier, P., y Hoeffler, A. (2004). Greed and grievance in civil war. *Oxford Economic Papers*, 56(4), 563-595.
- Corden, W. M., y Neary, J. P. (1982). Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy. *The Economic Journal*, Vol. 92, pag. 825-48.

- Corsetti, G., Martin, P., y Pesenti, P. A. (2005). Productivity Spillovers, Terms of Trade and the “Home Market Effect”. NBER Working Paper No. 11165.
- Cranfield, J. A., Preckel, P. V., y Hertel, T. W. (2007). Poverty Analysis Using an International Cross-Country Demand System. World Bank Policy Research Working Paper, (4285).
- Crocker, T. (2002). A short history of environmental and resource economics. In: Van den Bergh, Jeroen C.J.M. (Ed.), *Handbook of Environmental and Resource Economics*. pag. 32–48.
- Curcio, S. y Vilker, A.S. (2014). Impacto de las Variaciones de precios de las Commodities Exportadas en la Economía Real de los Países de América Latina. *Revista de Investigación en Modelos Financieros* Año 3 Vol. 1 (2014) 93-114.
- Dammert, AC. (2009). Heterogeneous Impacts of Conditional Cash Transfers: Evidence from Nicaragua. *Economic Development and Cultural Change* Vol 58, No. 1, pag. 53-83.
- Deaton, A. (1989). Rice prices and income distribution in Thailand: a non-parametric analysis. *Economic Journal*. 99, 1-37.
- Deaton, A., y Miller, R. I. (1995). International Commodity Prices, Macroeconomic Performance, and Politics in Sub-Saharan Africa. International Finance Section, Department of Economics, Princeton University.
- Deaton, A. (1997). The Analysis of Household Surveys. A Microeconometric Approach to Development Policy. Baltimore and Washington DC: The World Bank and Johns Hopkins University Press.
- Del Río, C., Gradín, C., y Cantó, O. (2008). Pobreza y discriminación salarial por razón de género en España. Hacienda Pública Española, *Review of Public Economics*, (184), 67-98.
- DiNardo, J., Fortin, N.M. y Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and The

- Distribution of Wages, 1973–1992: a Semiparametric Approach. *Econometrica*, Vol. 64, No. 5, pag. 1001-1044.
- Ding, N. y Field, B. (2005). Natural resource abundance and economic growth. *Land Economics* 81, 496–502.
- Dube, O., y Vargas, J. F. (2013). Commodity Price Shocks and Civil Conflict: Evidence from Colombia. *The Review of Economic Studies*, 80(4), 1384-1421.
- Edwards, S. (2007). Crises and Growth: A Latin American Perspective. NBER working paper 13019.
- Ellison, G., Glaeser, E. L., y Kerr, W. R. (2010). What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns. *The American Economic Review*, 100(3), 1195-1213.
- Erten, B., Ocampo, J. A. (2013). Super Cycles of Commodity Prices since the Mid-Nineteenth Century. *World Development* 44(1), 14-30.
- Fearon, J. D., y Laitin, D. D. (2003). Ethnicity, Insurgency, and Civil War. *American Political Science Review*, 97, 75–90.
- Fearon, J. D. (2005). Primary Commodities Exports and Civil War. *Journal of Conflict Resolution*, 49, 483–507.
- Fjelde, H. (2015). Farming or fighting? Agricultural Price Shocks and Civil War in Africa. *World Development*, 67, 525-534.
- Fondo Monetario Internacional (2011). América Latina: Crecimiento Sólido pero se Agudizan los Riesgos. Boletín Digital del FMI.
- García, N. (2005). Competitividad y mercado laboral, Perú 1990-2004. CEPAL.
- García, P. y Granados, P. (2005). La Curva de Salarios en Chile. Documentos de Trabajo 320. Banco Central de Chile (Mayo).

- Greenstone, M., Hornbeck, R. y Moretti, E. (2010). Identifying Agglomeration Spillovers: Evidence from Winners and Losers of Large Plant Openings. *Journal of Political Economy*, 118, No. 3, pag. 536-598.
- Griliches, Z. (1977). Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems. *Econometrica*, 45, pp. 1-22.
- Grijalva, D. (2014). El fin del súper ciclo de los commodities y su impacto en América Latina. *Koyuntura*, N° 45, pag. 1-6.
- Grossman, H. (1991). A General Equilibrium Model of Insurrections. *The American Economic Review*, 81(4), 912–921.
- Grossman, H. (1999). Kleptocracy and Revolutions. *Oxford Economic Papers*, 51, 267–283.
- Gupta, N. (2015). Gender Wage Gap in the Last Ten Years: A Case Study of India. Working Papers from eSocialSciences.
- Hanushek, E. A., Ruhose, J., y Woessmann, L. (2015). Human Capital Quality and Aggregate Income Differences: Development Accounting for U.S. States. NBER Working Paper No. 21295.
- Hegre, H., y Sambanis, N. (2006). Sensitivity Analysis of Empirical Results on Civil War Onset. *Journal of Conflict Resolution*, 50(4), 508–535.
- Hertel, T. y Winters, L. A. (Eds.). (2006). Poverty and the WTO: Impacts of the Doha Development Agenda. Basingstoke and Washington DC: Palgrave-Macmillan and the World Bank.
- Hirshleifer, J. (1991), The Technology of Conflict as an Economic Activity. *American Economic Review Papers and Proceedings*, 81, 130–134.
- Hirshleifer, J. (1995). Anarchy and its Breakdown. *The Journal of Political Economy*, 103, 26–52.

Ince, P.J. (1999). Global Cycle Changes the Rules for U.S. Pulp and Paper. *PIMA's North American Papermaker* 81 (12):37-42.

Implications of Higher Global Food Prices for Poverty in Low-Income Countries

Ivanic, M., Martin, W., y Zaman, H. (2012). Estimating the Short-Run Poverty Impacts of the 2010–11 Surge in Food Prices. *World Development*, 40(11), 2302-2317.

Jacoby, H. G. (2016). Food Prices, Wages, and Welfare in Rural India. *Economic Inquiry*, 54(1), 159-176.

James, A., y Aadland, D. (2011). The Curse of Natural Resources: An Empirical Investigation of U.S. Counties. *Resource and Energy Economics*, Vol. 33, pag. 440-453.

James, A. G., y James, R. G. (2011). Do resource dependent regions grow slower than they should?. *Economics Letters*, 111(3), 194-196.

Jaramillo, P., Lehmann, S. y Moreno. D. (2009). China, Precios de Commodities y Desempeño de América Latina: Algunos Hechos Estilizados. Cuadernos de Economía, Vol. 46 (Mayo), pag. 67-105, 2009.

Jenkins, R. (2011). The “China Effect” on Commodity Prices and Latin American Export Earnings. *Cepal Review* 103 (Abril).

Fjelde, H. (2015). Farming or Fighting? Agricultural Price Shocks and Civil War in Africa. *World Development*, 67, 525-534.

Kalcheva, K., y Oomes, N. (2007). Diagnosing Dutch Disease: Does Russia Have the Symptoms?. BOFIT Discussion Paper No. 7/2007. International Monetary Fund.

Kline, P. y Moretti, E. (2014). Local Economic Development, Agglomeration Economies, and the Big Push: 100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority. *Quarterly Journal of Economics*, 129, No. 1, pag. 275-331.

Knorr, A. (2015). Economic Factors for Piracy: The Effect of Commodity Price Shocks. *Studies in Conflict & Terrorism*, 38(8), 671-689.

- Kosacoff, B. y Campanario, S. (2007). La revalorización de las Materias Primas y sus Efectos en América Latina. Documento de proyecto. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Krueger, A. O. (1974). The Political Economy of the Rent-Seeking Society. *The American Economic Review*, 64(3), 291-303.
- Krugman, P. (1987). The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competitive Consequences of Mrs. Thatcher. *Journal of Development Economics*, 27, pag. 41-55.
- Lacina, B., y Gleditsch, N. P. (2005). Monitoring Trends in Global Combat: A New Dataset of Battle Deaths. *European Journal of Population*, 21, 145–165.
- Latorre Y. P. (2014). China como principal consumidor de materias primas y commodities. [Artículo online]. Disponible en: <http://www.legiscomex.com>
- Lemieux, T. (2002). Decomposing changes in wage distributions: a unified approach. *Canadian Journal of Economics* 35(4), 646–688.
- Matsuyama, K. (1992). Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth. *Journal of Economic Theory*, 58, pag. 317-334.
- McCaig, B. (2011). Exporting Out of Poverty: Provincial Poverty in Vietnam and U.S. Market Access. *Journal of International Economics* 85, 102–113.
- Medina, L. (2010). The Dynamic Effects of Commodity Prices on Fiscal Performance in Latin America. IMF Working Paper.
- Mehlum, H., Moene, K., y Torvik, R. (2006). Institutions and the Resource Curse. *The Economic Journal*, 116(508), 1-20.
- Méndez, M. I. (2007). Metodología de Cálculo de Índices de Valor Unitario de exportaciones e importaciones de Bienes (No. 59). Central Bank of Chile.
- Michaels, G. (2011). The Long Term Consequences of Resource Based Specialisation. *The Economic Journal*, 121(551), 31-57.

- Miguel, E., Satyanath, S., y Sergenti, E. (2004). Economic Shocks and Civil Conflict: An Instrumental Variables Approach. *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 4 (August 2004), pag. 725-753
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience and Earnings. National Bureau of Economic Research, New York (1974).
- Ministerio de Desarrollo social, 2011. Metodología del Diseño Muestral y Factores de Expansión Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional. Disponible en: <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/2012>
- Ministerio de Desarrollo social, 2015. Metodología del Diseño Muestral y Factores de Expansión Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional. Disponible en: <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/2015>
- Mora, R., y Ruiz Castillo, J. (2004). Gender Segregation by Occupations in the Public and the Private Sectors. The case of Spain. *Investigaciones Económicas*, XXVIII (3), 399-428.
- OECD (2015). In It Together: Why Less Inequality Benefits All. OECD Publishing, Paris.
- Papyrakis, E., y Gerlagh, R. (2007). Resource Abundance and Economic Growth in the United States. *European Economic Review*, Vol. 51, pag. 1011-1039.
- Pieschacón A. M. (2009). Oil Booms and Their Impact Through Fiscal Policy. Department of Economics and Graduate School of Business, Stanford University.
- Pistelli, A. y Riquelme, V. (2010). Auge y Caída de Precios de Commodities y su Impacto sobre Precios Domésticos: Comparación Internacional. Banco Central de Chile. Documentos de Trabajo N° 567.
- Raddatz, C. (2007). Are External Shocks Responsible for the Instability of Output in Low-Income Countries?. *Journal of Development Economics* 84, 155-187.

- Ravallion, M. y Lokshin, M. (2005). Winners and Losers from Trade Reform in Morocco. Mimeo, World Bank.
- Rébora, S., y Vivanco, D. (2016). Valor Agregado Doméstico y Contenido Importado de las Exportaciones: Evidencia de las Matrices Insumo-Producto de Chile 2008-2012. Economic Statistics Series 58, Central Bank of Chile.
- Roache, S.K. (2012). China's Impact on World Commodity Markets. IMF Working Paper (May).
- Robayo, C. D. C., da Silva Bichara, J., y Trujillo, M. P. (2017). Retornos Salariales para Colombia, un Análisis Cuantílico. Apuntes del CENES, 36(63), 211-246.
- Robinson, J. A., Torvik, R., y Verdier, T. (2006). Political foundations of the resource curse. *Journal of Development Economics*, 79(2), 447-468.
- Rozenwucel, G. y Rodríguez, M. (2009). América Latina “acoplada” a la crisis como antes al auge ¿Cómo hacer frente a la nueva encrucijada?. Buenos Aires, Argentina: Ediciones Fundación Friedrich Ebert.
- Sapelli, C. (2009). Los Retornos a la Educación en Chile: Estimaciones por Corte Transversal y por Cohortes. Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía, Oficina de Publicaciones. Documentos de Trabajo N° 349.
- Sémbler, J.I., Meller, P. y Vial, J. (2006). Un Análisis Econométrico del Consumo Mundial de Celulosa. Universidad de Chile. Documentos de Trabajo N° 227.
- Singh, I., Squire, L. and Strauss, J. (1986). Agricultural Household Models: Extensions and Applications. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Topalova, P. (2010). Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India. *American Economic Journal: Applied Economics* 2(4), 1-41.
- Uusitalo, R. (1999). Return to education in Finland. *Labour Economics*, 6(4), 569-580.

- Van der Ploeg, F. (2011). Natural Resources: Curse or Blessing?. *Journal of Economic Literature*, 49:2, 366–420.
- Van Wijnbergen, S. (1984). The Dutch Disease: A Disease After All?. *The Economic Journal*, 94, No. 373, pag. 41-55.
- Vicente, P. C. (2010). Does Oil Corrupt? Evidence from a Natural Experiment in West Africa. *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 92(1), pag. 28-38, May.
- Wray, R. (2011). La mayor burbuja... (Entrevistador: Javier Lewkowicz)[Archivo de texto]. Disponible en: <https://www.pagina12.com.ar/diario/suplementos/cash/17-5628-2011-12-04.html>
- Wodon, Q. T., Tsimpo, C., Backiny-Yetna, P., Joseph, G., Adoho, F., y Coulombe, H. (2008). Potential Impact of Higher Food Prices on Poverty: Summary Estimates for a Dozen West and Central African Countries. World Bank Policy Research Working Paper N°. 4745, Washington, DC.
- World Bank (2007). *World Development Report 2008: Agriculture for Development*. Washington, DC: World Bank.
- World Bank (2008b). Rising food prices: policy options and World Bank Response. Paper prepared as background to the Meetings of the Development Committee.
- World Bank (2010). Food Price Increases in South Asia: National Responses and Regional Dimensions. Washington, DC: South Asia Region, Agriculture and Rural Development Unit, World Bank, 2010.
- World Bank (2016). Chile: Efectos Distributivos de la Reforma Tributaria de 2014. Disponible en: <http://reformatributaria.gob.cl>
- World Bank Database (2016). Global Economic Monitor and World Development Indicators.

Anexos

A. Cuadros de resultados

Cuadro 1: Impacto sobre el salario promedio comunal

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.374*** (4.65) | 0.417*** (4.97) | 0.409*** (4.96) | 0.390*** (4.77) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | 2.128*** (3.13) | 2.259*** (3.36) | 2.278*** (3.42) | 2.220*** (3.25) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | -0.722** (-2.10) | -0.785** (-2.31) | -0.792** (-2.35) | -0.769** (-2.22) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 1.460*** (14.10) | 1.487*** (14.14) | 1.481*** (14.18) | 1.469*** (14.21) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.154 (-1.12) | -0.181 (-1.30) | -0.177 (-1.28) | -0.163 (-1.19) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.0631 (-1.03) | -0.0531 (-0.85) | -0.0583 (-0.95) | -0.0617 (-1.01) |
| $\psi_{c,50,t}$ | | 0.0220* (1.80) | | |
| $\psi_{c,75,t}$ | | | 0.0251** (2.00) | |
| $\psi_{c,90,t}$ | | | | 0.0230 (1.46) |
| Observaciones | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.770 | 0.771 | 0.771 | 0.771 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 2: Impactos heterogéneos sobre el salario

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 1.189*** (5.70) | 0.201 (0.48) | 0.369*** (3.65) | 0.638** (2.47) | 1.226** (2.22) |
| $\psi_{c,50,t}$ | 0.0107 (0.83) | 0.0237* (1.80) | 0.0215* (1.76) | 0.0226* (1.84) | 0.0126 (0.90) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | 2.310*** (3.42) | 2.114*** (2.84) | 2.335*** (3.37) | 2.249*** (3.33) | 2.230*** (3.02) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | -0.833** (-2.45) | -0.762** (-2.21) | -0.824** (-2.35) | -0.779** (-2.29) | -0.846** (-2.41) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 2.105*** (11.66) | 1.488*** (14.18) | 1.490*** (14.15) | 1.478*** (13.93) | 2.101*** (11.68) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.174 (-1.27) | -0.184 (-1.32) | -0.181 (-1.30) | -0.190 (-1.36) | -0.188 (-1.37) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.0457 (-0.73) | -0.0515 (-0.82) | -0.0461 (-0.72) | -0.0594 (-0.95) | -0.0451 (-0.70) |
| $\log(P_{c,t}) * \log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | -0.304*** (-3.86) | | | | -0.306*** (-3.91) |
| $\log(P_{c,t}) * \log(\text{edad}_{c,t})$ | | 0.0534 (0.52) | | | 0.0557 (0.54) |
| $\log(P_{c,t}) * \log(\text{Porcentaje de población urbana}_{c,2000})$ | | | 0.114* (1.77) | | 0.126 (0.75) |
| $\log(P_{c,t}) * \log(\text{Porcentaje de mujeres}_{c,2000})$ | | | | -0.875** (-2.16) | -1.222** (-2.51) |
| Observaciones | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.774 | 0.771 | 0.771 | 0.771 | 0.774 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 3: Impactos por precio de commodity sobre el salario

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ |
| $\log(P_{agro-sil-pes,c,t})$ | 0.193* | | | | | | 0.326*** |
| | (1.86) | | | | | | (3.02) |
| $\log(P_{minero,c,t})$ | | 0.528*** | | | | | 0.588*** |
| | | (4.28) | | | | | (4.27) |
| $\log(P_{alimento,c,t})$ | | | -1.056 | | | | -0.607 |
| | | | (-1.06) | | | | (-0.61) |
| $\log(P_{celulosa,c,t})$ | | | | -0.739 | | | 0.290 |
| | | | | (-0.72) | | | (0.36) |
| $\log(P_{forestal,c,t})$ | | | | | 0.0108 | | 0.0902* |
| | | | | | (0.18) | | (1.78) |
| $\log(P_{ind.b.hierroyacerob,c,t})$ | | | | | | 0.228* | 0.352*** |
| | | | | | | (1.74) | (2.60) |
| $\psi_{c,50,t}$ | 0.0150 | 0.0113 | 0.00995 | 0.00964 | 0.01000 | 0.00799 | 0.0179 |
| | (1.22) | (0.96) | (0.84) | (0.81) | (0.84) | (0.67) | (1.43) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | 2.307*** | 2.697*** | 2.506*** | 2.486*** | 2.505*** | 2.618*** | 2.562*** |
| | (3.31) | (4.02) | (3.70) | (3.65) | (3.69) | (3.78) | (3.67) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | -0.810** | -1.003*** | -0.908*** | -0.900*** | -0.909*** | -0.969*** | -0.938*** |
| | (-2.30) | (-2.96) | (-2.66) | (-2.62) | (-2.66) | (-2.77) | (-2.67) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 1.508*** | 1.548*** | 1.536*** | 1.532*** | 1.534*** | 1.542*** | 1.509*** |
| | (14.10) | (14.81) | (14.65) | (14.57) | (14.55) | (14.63) | (14.15) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.215 | -0.161 | -0.208 | -0.211 | -0.213 | -0.208 | -0.155 |
| | (-1.51) | (-1.15) | (-1.45) | (-1.48) | (-1.49) | (-1.44) | (-1.11) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.0480 | -0.0530 | -0.0492 | -0.0445 | -0.0444 | -0.0406 | -0.0495 |
| | (-0.76) | (-0.84) | (-0.77) | (-0.70) | (-0.69) | (-0.64) | (-0.78) |
| Observaciones | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.768 | 0.771 | 0.767 | 0.767 | 0.767 | 0.768 | 0.772 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 4: Impactos en el salario por sector económico

| | (1) | (2) | (3) |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|
| | $\log(w_{c,t}^r)$ | $\log(w_{c,t}^m)$ | $\log(w_{c,t}^l)$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.255* | 0.155** | 0.186* |
| | (1.85) | (2.33) | (1.74) |
| $\psi_{c,50,t}$ | 0.0139 | -0.0003 | 0.0241 |
| | (0.78) | (-0.01) | (1.47) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | 1.706 | 3.603** | 2.130** |
| | (1.49) | (2.07) | (2.18) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | -0.530 | -1.571* | -0.572 |
| | (-0.91) | (-1.80) | (-1.15) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 1.227*** | 1.141*** | 1.664*** |
| | (7.57) | (5.75) | (12.09) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.298 | -0.0212 | -0.118 |
| | (-1.30) | (-0.07) | (-0.62) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.0333 | 0.126 | -0.147 |
| | (-0.32) | (0.81) | (-1.60) |
| Observaciones | 1878 | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.570 | 0.390 | 0.650 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota 1: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Nota 2: r = sector recursos, m = sector manufactura y l = sector servicio.

Cuadro 5: Impactos indirectos sobre el salario

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.358*** (4.43) | 0.401*** (4.76) | 0.394*** (4.73) | 0.375*** (4.55) |
| $\log(P_{c,t}^i)$ | 0.0993* (1.94) | 0.104** (2.05) | 0.113** (2.23) | 0.106** (2.10) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | 2.141*** (3.12) | 2.277*** (3.36) | 2.306*** (3.43) | 2.243*** (3.26) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | -0.728** (-2.10) | -0.793** (-2.32) | -0.805** (-2.37) | -0.780** (-2.24) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 1.458*** (14.14) | 1.486*** (14.19) | 1.481*** (14.23) | 1.467*** (14.26) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.147 (-1.07) | -0.175 (-1.26) | -0.170 (-1.24) | -0.157 (-1.14) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.0681 (-1.11) | -0.0580 (-0.93) | -0.0636 (-1.03) | -0.0670 (-1.09) |
| $\psi_{c,50,t}$ | | 0.0228* (1.87) | | |
| $\psi_{c,75,t}$ | | | 0.0273** (2.18) | |
| $\psi_{c,90,t}$ | | | | 0.0253 (1.60) |
| Observaciones | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.771 | 0.772 | 0.772 | 0.771 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 6: Impactos sobre tasa de empleo comunal

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.0485* | 0.0507** | 0.0502** | 0.0487** |
| | (1.91) | (2.00) | (2.04) | (2.02) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | -2.779*** | -2.772*** | -2.771*** | -2.777*** |
| | (-11.02) | (-10.93) | (-10.87) | (-10.92) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | 1.511*** | 1.508*** | 1.508*** | 1.510*** |
| | (11.00) | (10.93) | (10.91) | (10.92) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 0.153*** | 0.154*** | 0.154*** | 0.153*** |
| | (5.64) | (5.59) | (5.64) | (5.66) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.0324 | -0.0338 | -0.0335 | -0.0325 |
| | (-0.67) | (-0.69) | (-0.69) | (-0.67) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | 0.00892 | 0.00943 | 0.00915 | 0.00894 |
| | (0.34) | (0.36) | (0.35) | (0.34) |
| $\psi_{c,50,t}$ | | 0.00112 | | |
| | | (0.46) | | |
| $\psi_{c,75,t}$ | | | 0.00120 | |
| | | | (0.40) | |
| $\psi_{c,90,t}$ | | | | 0.000270 |
| | | | | (0.05) |
| Observaciones | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.327 | 0.327 | 0.327 | 0.327 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 7: Impactos heterogéneos sobre la tasa de empleo comunal

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.182** (2.11) | -0.00931 (-0.12) | 0.0391 (1.07) | 0.308*** (3.84) | 0.411*** (3.72) |
| $\psi_{c,50,t}$ | -0.000798 (-0.28) | 0.00215 (0.78) | 0.00102 (0.42) | 0.00180 (0.74) | -0.0000291 (-0.01) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | -2.763*** (-11.10) | -2.821*** (-10.35) | -2.764*** (-10.89) | -2.784*** (-11.32) | -2.791*** (-10.68) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | 1.499*** (11.20) | 1.521*** (10.58) | 1.505*** (10.90) | 1.514*** (11.27) | 1.508*** (11.11) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 0.259*** (4.26) | 0.159*** (5.97) | 0.154*** (5.60) | 0.144*** (5.06) | 0.274*** (4.26) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.0326 (-0.69) | -0.0351 (-0.72) | -0.0327 (-0.67) | -0.0433 (-0.91) | -0.0409 (-0.87) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | 0.0107 (0.41) | 0.0100 (0.39) | -0.0354 (-0.43) | 0.00211 (0.08) | -0.0866 (-1.09) |
| $\log(P_{c,t}) * \log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | -0.0516 (-1.56) | | | | -0.0625* (-1.85) |
| $\log(P_{c,t}) * \log(\text{edad}_{c,t})$ | | 0.0133 (0.79) | | | 0.00901 (0.53) |
| $\log(P_{c,t}) * \log(\text{Porcentaje de población urbana}_{c,2000})$ | | | 0.0207 (0.51) | | 0.0417 (1.09) |
| $\log(P_{c,t}) * \log(\text{Porcentaje de mujeres}_{c,2000})$ | | | | -1.015*** (-3.32) | -1.047*** (-3.54) |
| Observaciones | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.330 | 0.328 | 0.327 | 0.336 | 0.341 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota 1: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro 8: Impactos por precio de commodity sobre el empleo

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ |
| $\log(P_{agro-sil-pes,c,t})$ | 0.0428* | | | | | | 0.0519* |
| | (1.72) | | | | | | (1.81) |
| $\log(P_{minero,c,t})$ | | 0.0429* | | | | | 0.0528* |
| | | (1.67) | | | | | (1.93) |
| $\log(P_{alimento,c,t})$ | | | -0.572 | | | | -0.490 |
| | | | (-1.28) | | | | (-1.07) |
| $\log(P_{celulosa,c,t})$ | | | | -0.0454 | | | 0.113 |
| | | | | (-0.16) | | | (0.44) |
| $\log(P_{forestal,c,t})$ | | | | | 0.187 | | 0.258 |
| | | | | | (1.24) | | (1.56) |
| $\log(P_{ind.b.hierroyacerob,c,t})$ | | | | | | -0.276 | 0.00260 |
| | | | | | | (-0.71) | (0.01) |
| $\psi_{c,50,t}$ | 0.000765 | -0.000240 | -0.000331 | -0.000370 | -0.000199 | -0.000122 | 0.00141 |
| | (0.31) | (-0.10) | (-0.13) | (-0.15) | (-0.08) | (-0.05) | (0.58) |
| $\log(edad_{c,t})$ | -2.786*** | -2.726*** | -2.741*** | -2.743*** | -2.742*** | -2.755*** | -2.773*** |
| | (-10.59) | (-10.70) | (-10.87) | (-10.81) | (-10.92) | (-10.69) | (-10.36) |
| $\log(edad_{c,t}^2)$ | 1.515*** | 1.485*** | 1.493*** | 1.493*** | 1.493*** | 1.500*** | 1.510*** |
| | (10.65) | (10.73) | (10.87) | (10.81) | (10.91) | (10.69) | (10.45) |
| $\log(escolaridad_{c,t})$ | 0.154*** | 0.161*** | 0.160*** | 0.160*** | 0.158*** | 0.159*** | 0.153*** |
| | (5.44) | (5.87) | (5.79) | (5.82) | (5.75) | (5.76) | (5.33) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.0382 | -0.0334 | -0.0350 | -0.0375 | -0.0386 | -0.0381 | -0.0325 |
| | (-0.78) | (-0.68) | (-0.72) | (-0.77) | (-0.79) | (-0.78) | (-0.66) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | 0.00975 | 0.00977 | 0.00811 | 0.0104 | 0.0115 | 0.00989 | 0.00831 |
| | (0.37) | (0.37) | (0.31) | (0.40) | (0.44) | (0.38) | (0.31) |
| Observaciones | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.326 | 0.325 | 0.327 | 0.325 | 0.325 | 0.325 | 0.329 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 9: Impactos en el empleo por sector económico

| | (1) | (2) | (3) |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|
| | $n_{c,t}^r$ | $n_{c,t}^m$ | $n_{c,t}^l$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 1.028*** (3.26) | -0.106*** (-4.71) | 0.00944 (0.38) |
| $\psi_{c,50,t}$ | 0.0772*** (3.88) | -0.00441 (-1.64) | 0.000747 (0.26) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | -6.152*** (-4.83) | 0.346* (1.88) | 0.742*** (3.36) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | 3.216*** (4.97) | -0.199** (-2.10) | -0.346*** (-3.06) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | -0.593*** (-3.62) | 0.0233 (1.14) | 0.338*** (11.39) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.106 (-0.44) | 0.00856 (0.28) | 0.0126 (0.35) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.276*** (-2.74) | 0.0669*** (3.56) | 0.0448 (1.39) |
| Observaciones | 1878 | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.215 | 0.118 | 0.197 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota 1: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Nota 2: r = sector recursos, m = sector manufactura y l = sector servicio.

Cuadro 10: Impactos indirectos sobre el empleo

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.0346 (1.36) | 0.0476** (2.42) | 0.0504** (2.53) | 0.0510** (2.52) |
| $\log(P_{c,t}^i)$ | 0.00222* (1.78) | 0.00219* (1.78) | 0.00208* (1.70) | 0.00211* (1.70) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | -2.806*** (-10.74) | -2.898*** (-11.24) | -2.884*** (-11.19) | -2.878*** (-11.21) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | 1.525*** (10.75) | 1.590*** (11.57) | 1.585*** (11.55) | 1.583*** (11.57) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 0.154*** (5.73) | 0.184*** (7.35) | 0.191*** (7.93) | 0.193*** (8.18) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.0317 (-0.66) | -0.00151 (-0.05) | -0.00776 (-0.27) | -0.00967 (-0.33) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | 0.00886 (0.34) | -0.00447 (-0.16) | -0.00212 (-0.08) | -0.00154 (-0.06) |
| $\psi_{c,50,t}$ | | -0.00375* (-1.91) | | |
| $\psi_{c,75,t}$ | | | -0.00197 (-0.71) | |
| $\psi_{c,90,t}$ | | | | -0.00141 (-0.24) |
| Observaciones | 1878 | 1878 | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.328 | 0.274 | 0.273 | 0.273 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 11: Análisis de robustez sobre el salario

| | (1) | (2) | (3) |
|--|---------------------|---------------------|--------------------|
| | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.420*** (4.46) | 0.404*** (4.10) | 0.468*** (3.94) |
| $\psi_{c,50,t}$ | 0.0214 (1.30) | 0.0104 (0.71) | 0.0208* (1.70) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | 2.766*** (3.09) | 2.033*** (2.70) | 2.994*** (2.76) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | -0.965** (-2.14) | -0.698* (-1.84) | -1.003* (-1.85) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 1.624*** (11.27) | 1.375*** (11.94) | 1.501*** (9.22) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.219 (-1.36) | -0.227 (-1.63) | -0.131 (-0.68) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.0562 (-0.71) | -0.0985 (-1.47) | -0.138 (-1.35) |
| Observaciones | 1274 | 1535 | 1316 |
| R^2 | 0.779 | 0.775 | 0.697 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota 1: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Nota 2: La columna (1) muestra los resultados cuando no se incluyen las comunas con información incompleta entre el período 1998-2013. La columna (2) muestra los resultados cuando no se incluyen las comunas de la Región Metropolitana y, la columna (3) cuando no se incluyen las encuestas CASEN 2011 y 2013.

Cuadro 12: Análisis de robustez sobre el empleo

| | (1) | (2) | (3) |
|--|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.0492** (2.04) | 0.0635** (2.21) | 0.0532* (1.88) |
| $\psi_{c,50,t}$ | 0.00395 (1.36) | 0.000686 (0.24) | 0.00185 (0.75) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | -2.736*** (-7.90) | -2.884*** (-10.03) | -2.460*** (-10.84) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | 1.480*** (7.72) | 1.581*** (10.12) | 1.334*** (11.34) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 0.144*** (3.71) | 0.165*** (5.32) | 0.124*** (4.08) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.0262 (-0.46) | -0.0320 (-0.65) | -0.0298 (-0.65) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.0510 (-1.33) | 0.0245 (0.75) | -0.0301 (-1.10) |
| Observaciones | 1274 | 1535 | 1316 |
| R^2 | 0.346 | 0.307 | 0.249 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Nota 2: La columna (1) muestra los resultados cuando no se incluyen las comunas con información incompleta entre el período 1998-2013. La columna (2) muestra los resultados cuando no se incluyen las comunas de la Región Metropolitana y, la columna (3) cuando no se incluyen las encuestas CASEN 2011 y 2013.

Cuadro 13: Impactos no contemporáneos del índice de precio sobre el salario

| | (1) | (2) | (3) |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|
| | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.519*** | 0.644*** | 0.575*** |
| | (3.84) | (4.44) | (3.41) |
| $\log(P_{c,t-1})$ | 0.222 | | 0.226 |
| | (1.59) | | (1.61) |
| $\log(P_{c,t+1})$ | | -0.0674 | -0.0832 |
| | | (-0.54) | (-0.57) |
| $\psi_{c,50,t}$ | 0.0193 | 0.0222 | 0.0164 |
| | (1.10) | (1.64) | (0.88) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | 2.127** | 2.930*** | 2.163** |
| | (2.21) | (3.35) | (2.23) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | -0.607 | -1.021** | -0.625 |
| | (-1.27) | (-2.38) | (-1.30) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 1.580*** | 1.510*** | 1.587*** |
| | (12.24) | (12.55) | (12.22) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.169 | -0.200 | -0.160 |
| | (-1.03) | (-1.34) | (-0.97) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.0916 | -0.0732 | -0.0892 |
| | (-0.99) | (-1.03) | (-0.96) |
| Observaciones | 1300 | 1585 | 1300 |
| R^2 | 0.748 | 0.769 | 0.748 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 14: Impactos no contemporáneos del índice de precio sobre empleo

| | (1) | (2) | (3) |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|
| | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.0102 (0.22) | 0.116*** (3.79) | 0.0369 (0.99) |
| $\log(P_{c,t-1})$ | 0.125*** (2.72) | | 0.127*** (2.75) |
| $\log(P_{c,t+1})$ | | -0.0418 (-1.14) | -0.0395 (-0.86) |
| $\psi_{c,50,t}$ | 0.00182 (0.59) | -0.000658 (-0.24) | 0.000468 (0.13) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | -2.476*** (-8.53) | -2.325*** (-8.39) | -2.459*** (-8.29) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | 1.426*** (9.17) | 1.341*** (9.30) | 1.417*** (8.91) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 0.124*** (3.52) | 0.123*** (3.99) | 0.127*** (3.47) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | -0.00825 (-0.15) | -0.00497 (-0.11) | -0.00424 (-0.07) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.00792 (-0.22) | -0.0180 (-0.58) | -0.00678 (-0.19) |
| Observaciones | 1300 | 1585 | 1300 |
| R^2 | 0.237 | 0.243 | 0.238 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 15: Efecto migración sobre el salario

| | (1) | (2) |
|--|--------------------|---------------------|
| Años viviendo en la misma comuna | < 4 | ≥ 4 |
| | $\log(w_{c,t})$ | $\log(w_{c,t})$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.133 (0.62) | 0.266*** (2.72) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | 1.171 (1.37) | 1.591** (2.17) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | -0.388 (-0.89) | -0.351 (-0.94) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 0.958*** (4.34) | 1.404*** (11.81) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | 0.203 (0.64) | -0.149 (-0.92) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | 0.0319 (0.34) | -0.0792 (-1.20) |
| Observaciones | 1417 | 1417 |
| R^2 | 0.482 | 0.727 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 16: Efecto migración sobre el empleo

| | (1) | (2) |
|--|-----------|-----------|
| Años viviendo en la misma comuna | < 4 | ≥ 4 |
| | $n_{c,t}$ | $n_{c,t}$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.331*** | 0.0578* |
| | (2.87) | (1.69) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | -1.683*** | -2.392*** |
| | (-4.16) | (-10.17) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | 0.866*** | 1.376*** |
| | (4.37) | (11.29) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 0.0618 | 0.131*** |
| | (0.79) | (3.53) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | 0.147 | -0.0797 |
| | (1.11) | (-1.16) |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | 0.146** | 0.0412 |
| | (2.57) | (1.48) |
| Observaciones | 1417 | 1417 |
| R^2 | 0.114 | 0.370 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Cuadro 17: Control por efectos fijo año-región

| | (1) | (2) |
|--|-----------------|-----------|
| | $\log(w_{c,t})$ | $n_{c,t}$ |
| $\log(P_{c,t})$ | 0.226** | 0.0754** |
| | (2.13) | (2.57) |
| $\psi_{c,50,t}$ | 0.0132 | 0.000955 |
| | (0.84) | (0.35) |
| $\log(\text{edad}_{c,t})$ | 2.390*** | -2.598*** |
| | (3.55) | (-10.23) |
| $\log(\text{edad}_{c,t}^2)$ | -0.861** | 1.417*** |
| | (-2.56) | (10.38) |
| $\log(\text{escolaridad}_{c,t})$ | 1.537*** | 0.135*** |
| | (14.21) | (4.89) |
| Crecimiento PIB real regional $_{r,t}$ | () | () |
| Proporción población urbana $_{c,t}$ | -0.0800 | 0.00162 |
| | (-1.36) | (0.06) |
| Observaciones | 1878 | 1878 |
| R^2 | 0.786 | 0.374 |
| Efecto fijo comuna | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año | ✓ | ✓ |
| Efecto fijo año-región | ✓ | ✓ |

Nota: t estadístico en paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

B. Cuadros estadísticos

Cuadro 18: Observaciones CASEN 1998-2013

| | 1998 | 2000 | 2003 | 2006 | 2009 | 2011 | 2013 | Promedio |
|------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| Comunas | 196 | 285 | 302 | 335 | 334 | 324 | 324 | 300 |
| Hogares encuestados | 48.107 | 65.036 | 68.153 | 73.720 | 71.460 | 59.084 | 66.725 | 64,612 |
| Individuos encuestados | 188.360 | 252.748 | 257.077 | 268.873 | 246.924 | 200.302 | 218.491 | 233,254 |
| Población Nacional* | 13.208.519 | 14.417.999 | 15.409,200 | 16.152.567 | 16.607.051 | 16.926.085 | 17.235.297 | 15,708,103 |

Nota: * indica que la variable es computada con el factor de expansión comunal.

Cuadro 19: Mercado Laboral Pre y Post Boom de Precios (promedio)

| Comunas | Obs. | 1998-2003 | | 2004-2013 | | Diferencia | |
|-----------------|------|--------------|----------------|--------------|----------------|--------------|----------------|
| | | log(salario) | Tasa de empleo | log(salario) | Tasa de empleo | log(salario) | Tasa de empleo |
| Menos expuestas | 120 | 12,51 | 0,56 | 12,54 | 0,59 | -0,03 | -0,03 |
| Más expuestas | 165 | 12,15 | 0,54 | 12,30 | 0,57 | -0,15 | -0,03 |
| Diferencia | | 0,36 | 0,02 | 0,24 | 0,02 | -0,12 | 0,00 |

Fuente: Encuesta CASEN 1998-2013. Antes: abarca el período 1998-2003; Después: abarca el período 2006-2013

Cuadro 20: Ratio hombre/mujer promedio por sector exportador

| | Agr. Sil. y Pes. | Minería | Alimento | Forestal | Celulosa | H&A |
|----------|------------------|---------|----------|----------|----------|------|
| 1998 | 1.05 | 6.12 | 1.10 | 3.63 | 1.95 | 1.01 |
| 2000 | 1.03 | 6.97 | 1.12 | 1.98 | 2.43 | 1.01 |
| 2003 | 1.02 | 11.62 | 1.46 | 1.89 | 2.31 | 1.06 |
| 2006 | 1.02 | 18.27 | 1.06 | 1.97 | 4.34 | 1.05 |
| 2009 | 1.06 | 7.78 | 1.11 | 1.69 | 2.62 | 1.04 |
| 2011 | 1.00 | 10.23 | 1.16 | 1.10 | 2.70 | 1.00 |
| 2013 | 1.00 | 9.20 | 1.06 | 1.17 | 3.74 | 1.00 |
| Promedio | 1.03 | 10.17 | 1.16 | 1.85 | 2.94 | 1.03 |

Fuente: CASEN 1998-2013.

Cuadro 21: Exposición al boom de precios por sector económico (promedio comunal)

| | Agro-silv-pes | Minero | Alimento | Forestal | Celulosa | Ind. B. H&A |
|----------|---------------|--------|----------|----------|----------|-------------|
| Mínimo | 0 % | 0 % | 0 % | 0 % | 0 % | 0 % |
| Promedio | 30,6 % | 1,5 % | 1,2 % | 1,9 % | 0,6 % | 0,3 % |
| Máximo | 83,8 % | 28,2 % | 9,8 % | 31,2 % | 17,8 % | 4,6 % |

Fuente: CASEN 1998 - 2013.

Cuadro 22: Ratio de empleo no calificado sobre empleo calificado (promedio comunal)

| | División 1 | División 2 | División 3 | División 4 | División 5 | División 6 | División 7 | División 8 | División 9 |
|----------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 1998 | 16.61 | 2.66 | 4.75 | 1.60 | 6.94 | 5.31 | 4.50 | 1.27 | 2.21 |
| 2000 | 17.53 | 3.36 | 4.71 | 1.26 | 8.50 | 5.83 | 4.41 | 1.03 | 2.22 |
| 2003 | 14.46 | 1.90 | 4.46 | 1.03 | 5.93 | 4.57 | 3.66 | 0.87 | 1.79 |
| 2006 | 11.74 | 2.16 | 4.28 | 1.50 | 6.31 | 4.13 | 4.30 | 1.12 | 1.79 |
| 2009 | 11.31 | 2.14 | 4.20 | 1.22 | 5.73 | 4.51 | 3.92 | 1.20 | 1.57 |
| 2011 | 12.35 | 1.80 | 3.80 | 1.00 | 5.51 | 4.91 | 3.53 | 1.40 | 1.64 |
| 2013 | 13.08 | 2.17 | 3.91 | 1.31 | 5.09 | 3.99 | 2.99 | 0.85 | 1.45 |
| Promedio | 13.62 | 2.26 | 4.27 | 1.27 | 6.22 | 4.69 | 3.89 | 1.10 | 1.78 |

Fuente: CASEN 1998-2013.

Empleo no calificado: corresponde a trabajadores cuyo máximo grado de estudio sea la media completa. Se excluyen las personas con estudios secundarios técnico profesional.

Empleo calificado: corresponde a trabajadores cuyo mínimo grado de estudio sea universitario incompleta o técnico profesional incompleto. Se incluyen las personas con estudios secundarios técnico profesional.

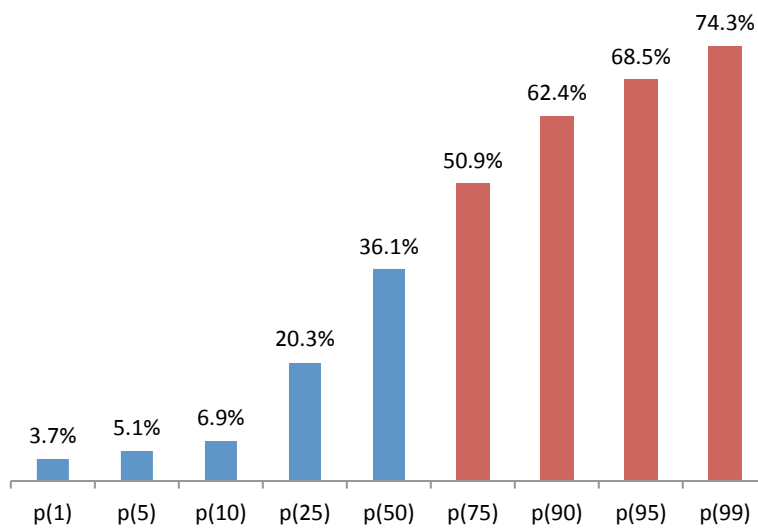
Las divisiones económicas corresponden a las Clasificaciones Industrial Internacional Uniforme (CIIU) reportadas en las encuestas CASEN³⁴. Estas divisiones son: Agricultura, caza, silvicultura y pesca (División 1), Explotación de minas y canteras (División 2), Industria Manufacturera (División 3), Electricidad, gas y agua (División 4), Construcción (División 5), Comercio al por mayor, comercio al por menor, restaurantes y

³⁴Las encuestas CASEN 2011 y 2013 consideran otra codificación para las actividades económicas, por lo que se han homologados con los códigos de las encuestas anteriores para realizar un análisis comparable.

hoteles (División 6), Transporte, almacenamiento y hoteles (División 7), Establecimientos financieros, seguros, bienes inmuebles y servicios prestados a las empresas (División 8) y Servicios comunales, sociales y personales (División 9).

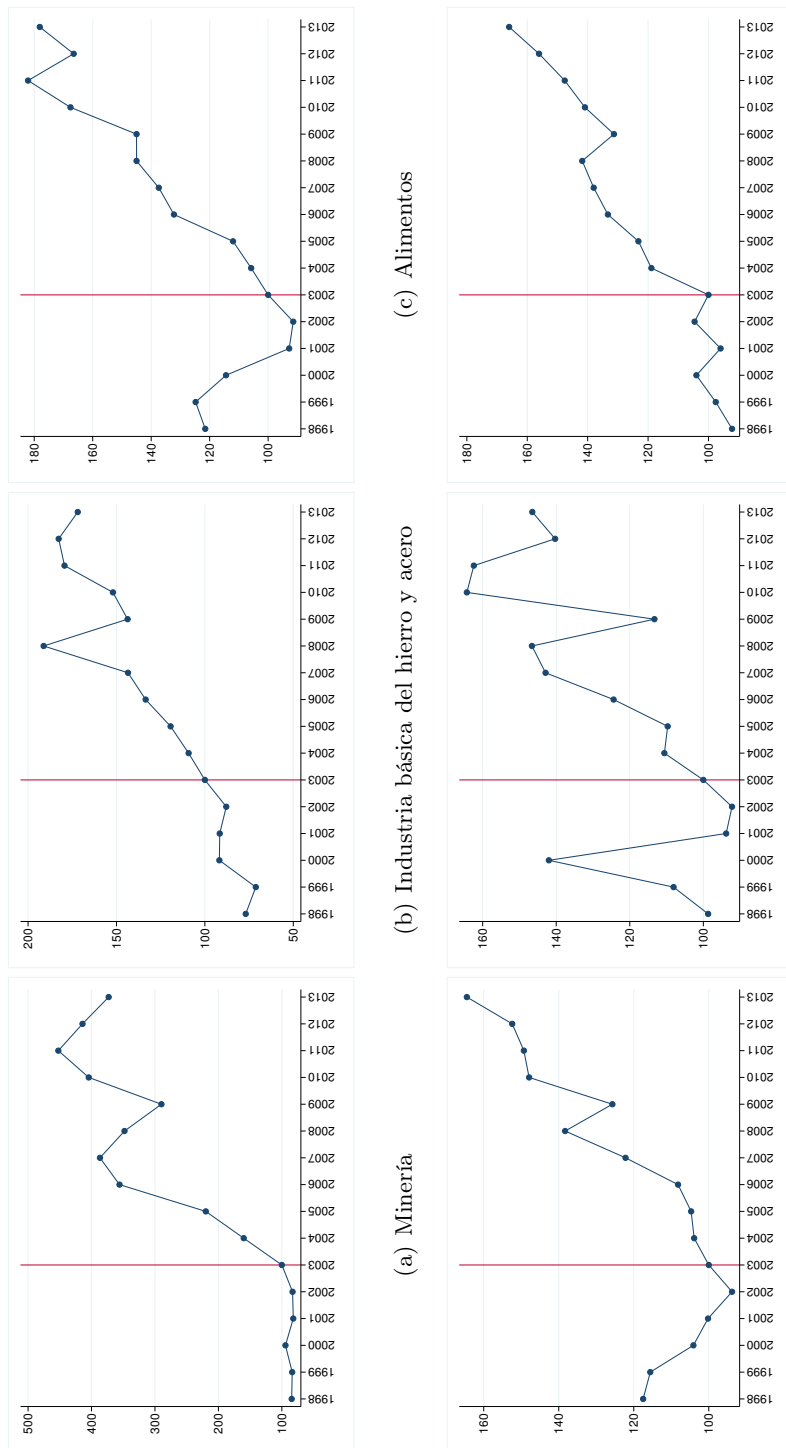
C. Gráficos

Figura 1: Exposición externa comunal



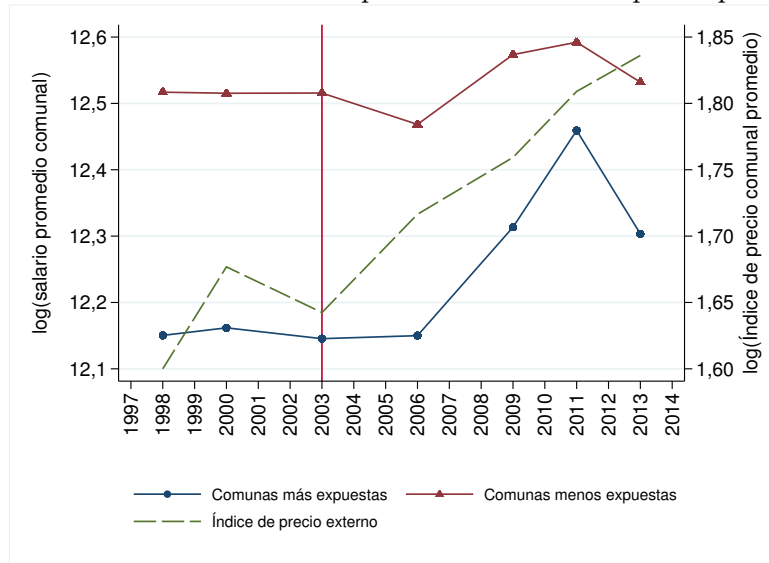
Fuente: Elaboración del autor en base a datos de la encuesta CASEN 2000.

Figura 2: Evolución índice de precio externo por sector (%)



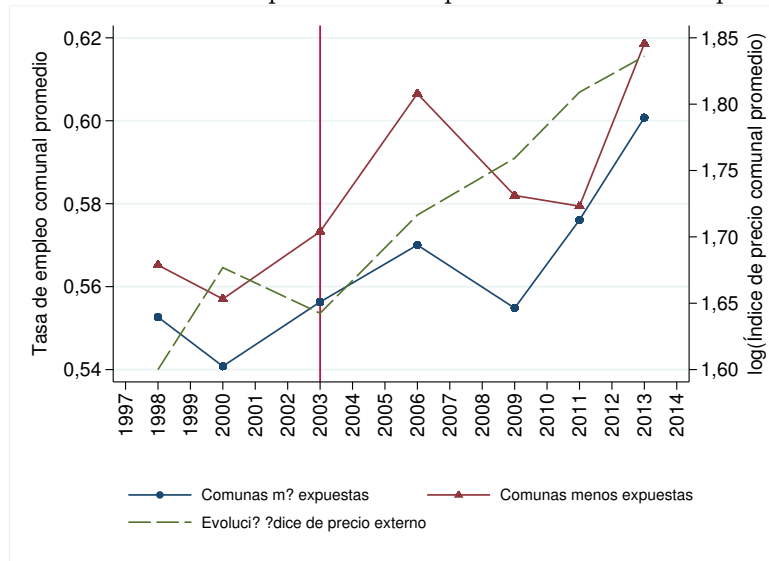
(d) Agropecuario, silvícola y pesquero
 Fuente: Elaboración del autor en base a datos del Banco Central de Chile.
 (e) Celulosa
 (f) Forestal

Figura 3: Evolución salario real promedio e índice de precio promedio



Fuente: Elaboración del autor en base a datos de la encuesta CASEN.

Figura 4: Evolución tasa desempleo comunal promedio e índice de precio promedio



Fuente: Elaboración del autor en base a datos de la encuesta CASEN.

D. Índice de precio indirecto

El índice de precio indirecto específico de cada comuna, se calcula a partir del vínculo entre el sector $j \in K$ y el sector $k \in K$, mediante el parámetro $\zeta_{k,j}$, es decir,

$$P_{c,t}^i = \prod_{k \in K} \left(\sum_{j \in K} \zeta_{kj} \cdot p_{j,t} \right)^{\phi_{k,c}}, \quad (1)$$

donde ζ_{kj} representa los requerimientos de insumos que el sector j necesita para producir una unidad de producto del sector k , el cual se obtiene de la matriz de insumo producto del 2008; $p_{j,t}$ corresponde a uno de los 6 índices de precios de commodities en el período t , y $\phi_{k,c} = n_{k,c} \cdot N_c^{-1} \in [0, 1]$ representa el grado de exposición externa de la comuna c al índice de precio del commodity k , $n_{k,c}$ es la cantidad de trabajadores que trabajan en el sector k de la comuna c en el año 2000 y N_c es el empleo total de la comuna c en el año 2000.

