



*Shocks* de comercio y brechas de género en  
mercados laborales locales

**Tesis para optar al grado de  
Maestría en Análisis Económico**

Alumno: Fernando Martínez Mol  
Profesores Guía: Roberto Álvarez y Valentina Paredes

Santiago de Chile, Agosto 2021

# *Shocks* de comercio y brechas de género en mercados laborales locales \*

Fernando Martínez Mol  
Universidad de Chile

## Resumen

Este trabajo estudia el efecto que tuvo el *boom* de comercio entre Chile y China, entre los años 1998 y 2013, sobre las brechas de género en los mercados laborales locales chilenos más dependientes de actividades del sector transable. Empleando un enfoque de diferencias en diferencias con variables instrumentales, y construyendo medidas de exposición a (1) *shock* de demanda por exportaciones y a (2) *shock* de competencia por oferta de importaciones, se encuentran tres resultados principales. Primero, las localidades más expuestas al *shock* de demanda registraron crecimientos salariales mayores que las menos expuestas, donde no se encuentran diferencias significativas según género. Segundo, estas microrregiones también aumentarían relativamente sus tasas de participación y de ocupación, siendo las mujeres las más beneficiadas puesto que ingresarían al sector transable y significativamente más que los hombres al no transable. Tercero, las unidades territoriales más expuestas al *shock* de oferta tuvieron crecimientos salariales menores que las menos expuestas. Los efectos negativos estarían concentrados en los hombres dentro del sector transable, mientras que las mujeres incluso aumentarían sus salarios en dicho sector.

---

\* Agradezco profundamente a mis profesores guía Roberto Álvarez y Valentina Paredes por su apoyo y confianza. A mi familia por su amor incondicional, que fue indispensable para culminar con este proceso que desarrollé en momentos muy complejos para mí, así como para todos producto de la pandemia del COVID-19. Quisiera agradecer también a mis compañeros y amigos de universidad, especialmente a Danilo Pérez, quienes me dieron valiosos comentarios y me ayudaron a confiar en mi trabajo. Por último, agradecer igualmente a mis colegas del Departamento de Operaciones de Mercado Abierto del Banco Central de Chile, quienes me apoyaron en todo momento. Los errores u omisiones son absoluta responsabilidad del autor. email: [fmartinezm@fen.uchile.cl](mailto:fmartinezm@fen.uchile.cl)

# 1. Introducción

La reciente consolidación de China como una de las mayores potencias en la economía mundial es uno de los eventos económicos más importantes de los últimos tiempos. La combinación entre elevadas tasas de crecimiento<sup>1</sup> y la profundización de su relación con el mundo vía comercio internacional<sup>2</sup> ha motivado diversos estudios. Son pocos los que se han enfocado en mercados laborales locales, en donde la atención se ha centrado mayormente en premios por habilidad, inmigración y empleo informal.<sup>3</sup> No obstante, existe aún menos evidencia relacionada con el efecto que este fenómeno pudo haber tenido sobre las brechas laborales de género en aquellos países emergentes que intensificaron sus relaciones comerciales con el gigante asiático. A pesar de que existe evidencia clara que documenta una gran segregación ocupacional de género en las actividades económicas del sector transable.<sup>4</sup>

Este documento estudia el efecto que tuvo el *boom* de comercio entre Chile y China<sup>5</sup> sobre las brechas laborales de género en las microrregiones chilenas más dependientes de actividades del sector transable. Aplicando un enfoque de diferencias en diferencias con variables instrumentales, y construyendo medidas para (1) *shock* de demanda por exportaciones y (2) *shock* de competencia por oferta de importaciones, se encuentra que los flujos exportadores de Chile hacia China entre los años 2000 y 2011 sugieren crecimientos salariales mayores en las microrregiones de Chile más dependientes de actividades del sector transable. Asimismo, éstos se vinculan con incrementos relativos en tasas de participación y de ocupación. Los crecimientos salariales en las localidades más expuestas al *shock* de demanda no difieren estadísticamente según género. Empero, se encuentra que dentro de éstas las mujeres incrementarían sus tasas de ocupación más que los hombres puesto que ingresarían al sector transable y en mayor medida al no transable. Los hombres pasarían del sector no transable al transable, por lo que las brechas de género en tasas de ocupación caerían por las diferencias producidas en el sector no transable. Por su parte, los flujos importadores de China hacia Chile se asocian con crecimientos salariales menores en las localidades más dependientes de la producción de bienes manufacturados. Las disminuciones salariales relativas estarían concentradas en los hombres en el sector transable, mientras que las mujeres incluso aumentarían sus salarios en dicho sector. Con respecto a los efectos sobre tasas de participación y de ocupación, no es posible rechazar que el impacto del aumento de los flujos importadores desde China fue cercano a cero en la mayoría de los casos.

Estudiar el caso de Chile es relevante principalmente por cuatro motivos. Primero, porque durante la primera década del 2000 China se convirtió en el mayor socio comercial de Chile, demandando principalmente productos mineros, lo que trajo al país miles de millones de dólares de ingresos adicionales. Segundo, existe una gran heterogeneidad entre las matrices productivas de las distintas microrregiones a lo largo del país, por lo que se habrían generado estímulos diferentes sobre los mercados laborales de las diversas localidades. Tercero, las actividades más beneficiadas por la demanda china presentan una segregación ocupacional de género importante. Esto se asocia con una baja movilidad del trabajo y limitada participación laboral femenina, en donde cabe destacar

---

1. Según datos obtenidos a partir del Banco Central de Chile (2021), entre los años 2000 y 2013 China presentó un tasa de crecimiento promedio de su producto interno bruto de 9,94 %.

2. China pasó de incrementar su participación en las importaciones mundiales manufactureras de 7% en el año 2000 a más de 11 % en 2006 (Montenegro et al. 2011).

3. Vea Autor et al. (2013) y Costa et al. (2016).

4. Vea Erten y Metzger (2019), Gaddis y Pieters (2017), Muller y Paz (2018), World Bank (2018), World Bank (2020).

5. Asociado al gran crecimiento de este último país y a la intensificación de sus relaciones comerciales con Chile. Especialmente, luego de la entrada en vigencia del Tratado de Libre Comercio (TCL) el 1 de octubre del año 2006.

que las mujeres en Chile presentan niveles de participación laboral inferiores a países de menores ingresos.<sup>6</sup> Cuarto, la literatura relacionada con brechas de género en mercados laborales a nivel local y su relación con el comercio exterior es escasa en Chile, a pesar de la alta dependencia que tiene este país de sectores transables como, por ejemplo, la minería.<sup>7</sup>

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 revisa brevemente la literatura relacionada con *shocks* de comercio y mercados laborales locales, y con brechas de género y comercio. La sección 3 describe los datos y da cuenta de los principales hechos relevantes. La sección 4 presenta el marco teórico que subyace las hipótesis a testear. En la sección 5 se describe la estrategia de identificación. La sección 6 muestra los resultados. La sección 7 analiza la robustez de estos últimos y, finalmente, la sección 8 concluye.

## 2. Revisión de Literatura

El auge económico chino ha motivado una serie de estudios para determinar los efectos que esto ha tenido sobre socios comerciales del país asiático. Sin embargo, son pocos los que se han centrado en mercados laborales a nivel local, donde destacan los realizados por Autor et al. (2013) y Costa et al. (2016). Estos autores, distinguen que hay dos mecanismos principales mediante los cuales el gran crecimiento de China<sup>8</sup> afectaría a mercados laborales a nivel local, considerando que éstos tienen dotaciones y matrices productivas diferentes. Por un lado, por un aumento en la demanda por exportaciones. Por otro, por un incremento en la competencia por oferta de importaciones. Con relación a lo primero, se propone que existirían microrregiones que se ven más beneficiadas que otras tras el aumento de la demanda china por exportaciones, entendiéndose que ésta podría concentrarse en productos particulares. En relación con el segundo, un incremento en la oferta de importaciones generaría una mayor competencia y efectos negativos sobre salarios y ocupación en las localidades que producen bienes sustituibles por los importados desde China.

De acuerdo con Leamer (1987) y en línea con Autor et al. (2013), Chile al tener una matriz productiva diferente a China, no debiese verse perjudicado al aumentar las importaciones desde dicho país puesto que el grado de sustitución de los bienes importados con los producidos localmente sería bajo. Es decir, las crecientes importaciones desde China podrían no haber desplazado considerablemente las exportaciones de una determinada microrregión a otras economías tanto locales como externas. Sin embargo, Álvarez y Opazo (2011) argumentan que el sector manufacturero en Chile entre los años 1996 y 2005 producía diferentes bienes para los cuales no tenía necesariamente ventajas comparativas, siendo algunos de éstos similares a los importados desde China. Analizando datos a nivel de firmas, encuentran que sectores como prendas de vestir, manufacturas diversas y productos de caucho habrían reducido considerablemente sus salarios relativos, especialmente, en las firmas de menor tamaño.

Al estudiar mercados laborales a nivel local y sus reacciones ante estímulos económicos externos, es importante considerar además otros mecanismos que podrían afectar al bienestar de las localidades implicadas. Un trabajo importante en esta materia es el de Moretti (2010), quien muestra teóricamente que un aumento de la demanda externa por un bien transable<sup>9</sup> producido por una determinada localidad incrementa los salarios nominales en ésta. Asimismo, genera efectos sobre

---

6. Vea World Bank (2018).

7. Según estadísticas del Banco Central de Chile (2021), la actividad minera generó, en promedio, alrededor del 11% del producto interno bruto de Chile entre los años 1998 y 2020.

8. Asociado a aumentos en su productividad y a sus bajo costos de mano de obra.

9. Lo que vendría acompañado de una mayor demanda por trabajo.

los precios locales y, al incrementar el empleo, produce una mayor demanda interna por bienes y servicios producidos en el sector no transable.<sup>10</sup> Con relación a esto último, Black et al. (2005) y Aragón y Rud (2013) sugieren que al haber un *boom* sobre un sector transable como la minería existen beneficios asociados a *backward linkages* que afectarían principalmente a trabajadores de baja habilidad en sectores ligados a la actividad minera, y a la producción de servicios locales. Por ejemplo, construcción, transporte, servicios (financieros, de hotelería, etc.) y *retail*. De igual forma, un *bust* del sector transable estaría asociado a una caída en el empleo en el sector no transable de las microrregiones afectadas.

En otra arista, si bien la literatura económica que estudia efectos del comercio sobre desigualdades de género en mercados laborales es escasa, existen algunos estudios enfocados en determinar el impacto que tendrían algunas políticas de apertura comercial. En esta línea, Juhn et al. (2013) y Juhn et al. (2014) analizan el efecto de una reducción de aranceles<sup>11</sup> sobre la sustitución entre hombres y mujeres en actividades del sector transable que requieren fuerza física (*blue collar*), y por ende, en donde los hombres serían más productivos. En particular, proponen que una reducción de los aranceles aumenta la probabilidad de que las firmas exporten utilizando tecnologías más modernas, lo que disminuiría los requerimientos de fuerza física e incrementaría la productividad relativa de las mujeres en actividades *blue collar*. En suma, sugieren que las políticas de apertura comercial contribuirían a disminuir brechas de género tanto salariales como ocupacionales en actividades *blue collar* dentro de economías emergentes.

Otros trabajos relevantes son los de Ederington et al. (2009), Erten y Metzger (2019), Gaddis y Pieters (2017) y World Bank (2020). En general, a pesar de que estudian distintos *outcomes* del mercado laboral y con diversas metodologías y enfoques, dan cuenta de la relevancia que tiene el comercio y las políticas comerciales sobre las brechas de género en países emergentes. Se sugiere que las mujeres podrían verse beneficiadas tras políticas de apertura comercial. Esto último puesto que, en un ambiente más competitivo luego de la integración de una economía emergente con el mundo, disminuiría la discriminación hacia las mujeres<sup>12</sup> y aumentaría la implementación de tecnologías que les permitan incrementar sus oportunidades económicas en el sector transable, las cuales tradicionalmente han sido mayores para los hombres.<sup>13</sup>

En Chile no abundan los estudios que relacionen *shocks* de comercio con mercados laborales a nivel de microrregiones. Tampoco se encuentran investigaciones que analicen los efectos del comercio sobre brechas de género en mercados laborales locales. No obstante, un estudio relevante es el realizado por Álvarez et al. (2018), quienes investigan el efecto que tuvo el *boom* de precios de *commodities* mineros<sup>14</sup> sobre la pobreza a nivel comunal en Chile. Encuentran que aquellas localidades que previo al *shock* tenían una mayor proporción del total de ocupados trabajando en actividades de explotación de minas y canteras, redujeron relativamente más la pobreza ante el incremento en

---

10. En particular, con un análisis de equilibrio general, este autor considera que un *shock* de demanda por un producto producido en una localidad aumenta sus salarios relativos a otra con una matriz productiva diferente. Este diferencial de salarios genera migración hacia las localidades beneficiadas, incrementando los costos de vivienda, en donde una mayor elasticidad de oferta laboral generaría una mayor migración. Al haber más trabajadores en la localidad que experimentó el *shock* aumentaría la demanda interna, lo que permitiría el desarrollo de otras actividades productivas ligadas al sector no transable.

11. Producida en México por el Tratado de Libre Comercio de América del Norte.

12. Esta interpretación se hace principalmente en Ederington et al. (2009), la cual se sustenta en la teoría económica de Becker (1957). Ésta postula que, mientras existan empleadores potenciales que no ejerzan discriminación, las fuerzas competitivas harán que las firmas que discriminan salgan del mercado.

13. Cabe mencionar que la discriminación de género en el sector transable es un problema que no está ausente en países desarrollados. Vea, por ejemplo, Bøler et al. (2018) y Klasen y Minasyan (2017).

14. Por cierto, provocado en gran parte por la creciente demanda china por estos productos.

los precios de los minerales.<sup>15</sup> Asimismo, se estudia el mecanismo mediante el cual se produce la reducción de este indicador. Se propone que el aumento en los salarios de los trabajadores de baja habilidad, especialmente en el sector minero, sería la razón por la cual la pobreza se reduce en aquellas localidades más dependientes de la minería.

En consideración de todos los estudios mencionados, este trabajo extiende la literatura relacionada con *shocks* de comercio entre China y sus socios comerciales a nivel de mercados laborales locales al considerar el caso de Chile. Además, se abordan los potenciales efectos sobre desigualdades de género, algo que hasta ahora no ha sido estudiado con enfoque particular. Por otro lado, se construye un panel de datos similar al considerado por Álvarez et al. (2018) para estudiar microrregiones en Chile en el largo plazo, pero utilizando flujos bilaterales de comercio y tomando en cuenta el *boom* de otros sectores transables aparte del de explotación de minas y canteras. En esto último, algo distintivo también es que se pone el foco sobre otras medidas de bienestar, como lo son algunos *outcomes* del mercado laboral. En particular, se analizan efectos sobre salarios promedio por hora, tasas de participación y tasas de ocupación.

### 3. Datos

Para esta investigación se utilizan datos de la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), desarrollada por el Ministerio de Desarrollo Social desde el año 1990 con una periodicidad bianual o trianual. Las versiones que se consideran son las realizadas entre los años 1998 y 2013, y la unidad de análisis son principalmente comunas, las cuales están disponibles de manera creciente con cada versión de la encuesta CASEN.<sup>16</sup> De esta manera, se cuenta con un panel desbalanceado de 7 periodos<sup>17</sup> con 260 comunas<sup>18</sup> (1.742 observaciones). Es importante mencionar que la representatividad de la encuesta CASEN a nivel comunal es limitada por lo que, considerando que la encuesta de 1998 dispone de 188.360 observaciones y la de 2013 de 218.491 observaciones, los niveles de desagregación válidos para hacer estimaciones deben ser delimitados con cuidado.<sup>19</sup>

El objetivo en esta investigación es analizar *outcomes* del mercado laboral tales como salarios por hora promedio, tasas de participación y tasas de ocupación. Éstos son calculados a nivel comunal y desagregados según género. En el caso de salarios y de tasas de ocupación, también entre los sectores transable y no transable. Sin embargo, hay algunas comunas que cuentan con pocas observaciones para calcular, por ejemplo, tasas de ocupación según género en el sector transable. Para analizar la robustez de los resultados, se construye también una muestra en donde las provincias son la unidad de análisis, y otra en la cual se restringen las comunas a solamente aquellas que disponen de, al menos, 75 observaciones en el sector transable.<sup>20</sup>

---

15. En particular, el crecimiento de precios experimentado entre los años 2003 y 2009 habría reducido la pobreza en más de 2 puntos porcentuales en las comunas más expuestas al *shock* de precios.

16. Cabe mencionar que el análisis comienza desde el año 1998 puesto que la versión anterior, la de 1996, tiene datos solamente para 126 comunas, mientras que la versión del año 1998 dispone de datos para 196 comunas. Además, se considera hasta la versión del año 2013 puesto que, de esta forma, se dispone de tres cohortes antes y después del año 2006, cuando entra en vigencia el Tratado de Libre Comercio entre Chile y China.

17. Éstos son: 1998, 2000, 2003, 2006, 2009, 2011 y 2013.

18. La muestra se restringe a aquellas comunas que se encuentran presentes desde el año 1998 y 2000, o desde el 2000. Otro criterio de elección es que estén disponibles para todos los cohortes luego del año 2000. Esto es relevante puesto que, como se mencionará más adelante, la estrategia de identificación considerada requiere controlar por las tendencias previas observadas en los mercados laborales locales antes de la ocurrencia de los *shocks*.

19. Por esta misma razón no se desagregan los trabajadores según niveles de escolaridad para clasificarlos en trabajadores de “alta” y “baja” habilidad, como se hace en gran parte de los estudios mencionados.

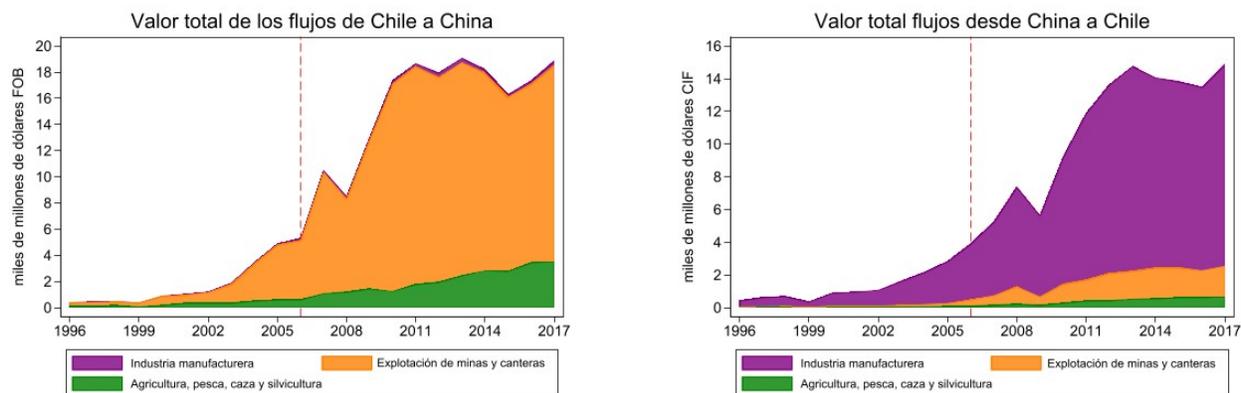
20. Sin considerar factores de expansión y tomando en cuenta el promedio de observaciones de todos los periodos disponibles para una determinada comuna.

Por otro lado, se utiliza información de flujos bilaterales de comercio desagregada en más de cinco mil productos, obtenida a partir de *CEPII BACI: International Trade Database*. Esta base de datos es construida con información reportada directamente por cada país a la División de Estadísticas de las Naciones Unidas, en donde los productos vienen identificados según la nomenclatura *Harmonized System*.<sup>21</sup> Además, ésta cuenta con distintas revisiones que abarcan periodos diferentes. La revisión 96 es la versión que se utiliza en este estudio, de donde se pueden obtener series anuales con el valor FOB (*free on board*) y CIF (*Cost, Insurance and Freight*) de los flujos bilaterales por producto para un universo de 225 países entre los años 1996 y 2018. Para clasificar los productos coherentemente con las actividades económicas consideradas en este trabajo, se ordenan las distintas enmiendas de la nomenclatura *Harmonized System* según muestra el Cuadro 9 contenido en anexos.<sup>22</sup>

### 3.1. Principales hechos

La rápida expansión económica del gigante asiático causó, por un lado, una creciente demanda por insumos básicos para abastecer tanto cadenas de producción como también a su población. Por otro, un aumento en la oferta de bienes manufacturados producidos con bajos costos de mano de obra. En este contexto, Chile se vio afectado al ser uno de los socios estratégicos con quien China estableció relaciones comerciales que se acentuaron a comienzos del año 2000, cuando ambos países comenzaron a negociar un TCL que entró en vigencia el 1 de octubre del 2006. Esto generó que el 37% del universo arancelario exportado por Chile tenga desgravación inmediata y que, en 2007, se produjera la liberación de otros 1.947 productos. De esta forma, China fue aumentando cada vez más su presencia en el comercio exterior chileno, convirtiéndose en su mayor socio comercial luego del 2010 al ser el receptor del 20% de las exportaciones de Chile al mundo y la fuente del 15% de sus importaciones (Direcon 2015).

Figura 1: Valor total de los flujos de comercio bilateral de bienes entre Chile y China, 1996-2017.



**Fuente:** Elaboración propia con datos de *CEPII BACI International Trade database*, revisión 96.

**Nota:** Líneas punteadas rojas indican el año 2006 en ambos casos, cuando entró en vigencia el TCL entre Chile y China.

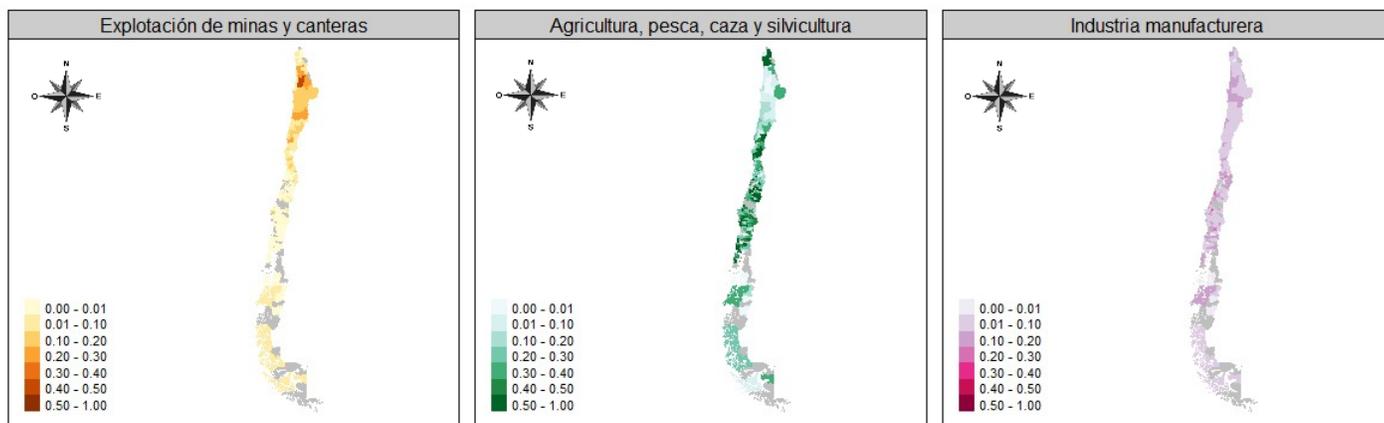
21. Los productos vienen identificados con un código de 7 u 8 dígitos, los cuales señalan el capítulo dentro del cual éstos están agrupados (primeros 2 dígitos) y un código de 6 dígitos único por producto.

22. Éste fue construido empleando el manual de la base de datos y considerando la descripción de los productos. Los sectores son reagrupados en: i) explotación de minas y canteras, ii) agricultura, caza, pesca y silvicultura y iii) industria manufacturera. Éstos se definieron de esta manera dada la desagregación de sectores disponible en la encuesta CASEN y considerando que una separación mayor limitaría la estimación robusta de parámetros poblacionales al no disponer de observaciones suficientes.

Como se puede apreciar en la Figura 1, el valor total de las exportaciones de Chile a China aumentó en más de 16 mil millones de dólares FOB entre los años 2000 y 2011. Los bienes exportados eran principalmente cobre, pero también productos como celulosa, fruta, salmón y vino embotellado. Por su parte, los flujos importadores desde China crecieron en más de 11 mil millones de dólares CIF en el mismo periodo. Los bienes importados eran principalmente de consumo durable y semi-durable. Por ejemplo, teléfonos móviles, máquinas procesadoras de datos, láminas de acero, calzado con suela de caucho y vestuario. De esta manera, el sector de explotación de minas y canteras experimentó un *shock* de demanda importante, mientras que en la industria manufacturera se produjo un aumento de disponibilidad de bienes o, en otras palabras, un *shock* de oferta de importaciones.

Las actividades del sector transable se distribuyen de manera heterogénea a lo largo de Chile. A saber, la actividad de explotación de minas y canteras se concentra en un número acotado de comunas. Como se aprecia en la Figura 2, ésta se desarrolló principalmente en el norte del país en el año 2000, encontrándose algunas comunas en las cuales la minería empleó a más del 20 % del total de ocupados, mientras que gran parte de éstas emplearon cerca del 0 % de su ocupados en dicha actividad. Al observar el Cuadro 10 contenido en anexos, se encuentra que en este periodo las comunas emplearon, en promedio, al 2,2 % de sus ocupados en esta actividad. La comuna más dependiente de la minería ocupó al 45 % de sus empleados en este sector, registrándose una desviación estándar entre comunas de 5,5 puntos porcentuales.

Figura 2: Distribución de participaciones por sector sobre el total de ocupados a nivel comunal en Chile en el año 2000.



**Fuente:** Elaboración propia con datos de la encuesta CASEN del año 2000.

**Nota:** Cada mapa muestra la fracción del total de ocupados empleados en cada sector a nivel comunal. Se muestran 260 comunas de un total de 346, las cuales fueron escogidas según los criterios mencionados en la sección de datos. Las divisiones geográficas con color gris son aquellas para las cuales no se disponen datos.

Esta concentración en pocas microrregiones se observa con menor intensidad para las demás actividades del sector transable. Tal como se aprecia también en la Figura 2, las actividades de agricultura, pesca, caza y silvicultura emplearon en numerosas comunas a más del 20 % del total de los ocupados en el año 2000. Las localidades más dependientes de estas actividades se encuentran mayormente en el centro-norte del país, aunque repartidas en muchas más divisiones geográficas que en el caso de la minería. Según se muestra en el Cuadro 10 contenido en anexos, en el año 2000 las comunas emplearon, en promedio, al 31 % de sus ocupados en el sector de agricultura,

pesca, caza y silvicultura con una desviación estándar entre comunas de 22 puntos porcentuales. Con relación a la industria manufacturera, se encuentran pocas localidades con una participación de este sector sobre el total de ocupados mayor al 20%. Al observar el Cuadro 10 contenido en anexos, se nota que este sector empleó, en promedio, al 10% del total de ocupados a nivel comunal, registrándose una desviación estándar entre comunas de 6,4 puntos porcentuales.

Hacia el año 2014,<sup>23</sup> el 49% de las exportaciones mineras hacia China provinieron de la región de Antofagasta. Un 17% desde la región de Atacama y un 12% desde la región de Tarapacá. Las exportaciones agrícolas, silvícolas y pesqueras derivaron principalmente de la región del Libertador General Bernardo O'Higgins (39%), del Maule (15%), Valparaíso (11%) y Coquimbo (11%), mientras que las exportaciones industriales se producían mayormente en la región del Bío - Bío (41%) (Direcon 2015). En suma, los ingresos adicionales provenientes de los flujos de comercio entre China y Chile habrían afectado de manera heterogénea a las diferentes microrregiones de este último país.

### 3.2. *Shocks* de comercio

En consideración de lo anterior y tomando como base las medidas de exposición a los *China shocks* desarrolladas por Autor et al. (2013) y Costa et al. (2016), se construyen las siguientes medidas de exposición a los *shocks* de demanda por exportaciones y de competencia<sup>24</sup> por oferta de importaciones:

$$DE_{it} = \sum_1^j \frac{L_{ijt_0}}{L_{it_0}} \frac{X_{jt}}{L_{jt_0}} \quad (1)$$

$$SI_{it} = \sum_1^j \frac{L_{ijt_0}}{L_{it_0}} \frac{M_{jt}}{L_{jt_0}} \quad (2)$$

En estas expresiones,  $\frac{L_{ijt_0}}{L_{it_0}}$  es la participación del sector  $j$  sobre el total de ocupados en una localidad  $i$  a comienzos del periodo estudiado<sup>25</sup> ( $t_0$ ).  $L_{jt_0}$  es el total de ocupados en el sector  $j$  a nivel nacional en el año 2000.<sup>26</sup> Por su parte, en la expresión (1),  $X_{jt}$  corresponde al valor total de los flujos exportadores de Chile a China<sup>27</sup> pertenecientes a un sector  $j$  en un periodo  $t$ . En la expresión (2),  $M_{jt}$  corresponde al valor total de los flujos importadores de China a Chile<sup>28</sup> correspondientes a un sector  $j$  en un año  $t$ .

Como es posible notar a partir de estas expresiones, toda la variabilidad de los *shocks* proviene a partir de los flujos bilaterales de comercio. Las microrregiones más expuestas a los *shocks* son las que tenían una mayor ocupación en actividades del sector transable y que experimentaron un aumento en los flujos de comercio ligados a estas mismas. En particular, las más expuestas al *shock* DE serían las comunas más dependientes de la minería, mientras que las más expuestas al *shock* SI serían las más dependientes de la industria manufacturera.

23. No se encontró esta información para años anteriores.

24. Es importante mencionar que en Autor et al. (2013) se refieren a este *shock* de esta manera puesto que analizan el efecto de las importaciones de bienes manufacturados desde China sobre la industria manufacturera en Estados Unidos. Esta última, produciría bienes sustituibles por importaciones chinas. En el caso de Chile, como se mencionó en la sección anterior, este mecanismo podría ser menos plausible puesto que los bienes producidos en la industria manufacturera en Chile y China, en general, difieren entre sí.

25. Se considera como año base el año 1998 o 2000 dependiendo de en qué versión de la encuesta CASEN aparece primero una determinada comuna.

26. Para considerar el total de ocupados a nivel nacional se utiliza el año 2000 puesto que desde ese periodo se dispone del total de las comunas consideradas en el análisis.

27. Valor FOB en miles de dólares.

28. Valor CIF en miles de dólares.

El Cuadro 1 muestra estadística descriptiva de los *shocks*, donde se observa que el de demanda por exportaciones (DE) tiene una desviación estándar mayor que el de competencia por oferta de importaciones (SI) durante el periodo estudiado. Esto también implica que hay mayores diferencias entre los niveles de exposición de las comunas al *shock* DE en comparación con el *shock* SI. Además, se muestra que durante el periodo estudiado el *shock* DE tuvo una media de 2,6 y una desviación estándar de 7,2. En el año 2011, las comunas experimentaron este *shock* con mayor intensidad y heterogeneidad, registrándose que la comuna en el percentil 90 de su distribución lo experimentó en una magnitud de 16,7, mientras que la situada en el percentil 10 en una magnitud de tan solo 0,5.

Cuadro 1: Estadística descriptiva *shocks* DE y SI, comunas.

Año	1998	2000	2003	2006	2009	2011	2013	1998-2013	
DE	Media	0.2	0.3	0.6	1.6	3.9	5.5	5.7	2.6
	Desv. Estándar	0.2	0.4	1.0	3.0	7.7	11.3	11.0	7.2
	Percentil 90	0.4	0.7	1.5	4.6	11.5	16.7	16.6	4.7
	Percentil 10	0.0	0.0	0.1	0.2	0.4	0.5	0.6	0.1
SI	Media	0.1	0.1	0.3	0.6	0.9	1.9	2.4	0.9
	Desv. Estándar	0.0	0.1	0.1	0.3	0.5	1.0	1.3	1.1
	Percentil 90	0.2	0.2	0.4	1.0	1.5	3.2	3.9	2.4
	Percentil 10	0.1	0.1	0.1	0.3	0.4	0.8	1.0	0.1
Observaciones	182	260	260	260	260	260	260	1742	

**Fuente:** Elaboración propia con datos de *BACI CEPII International Trade database*, revisión 96, y la encuesta CASEN.

En tanto, el *shock* SI tuvo una media de 0,9 durante el periodo estudiado y una desviación estándar de 1,1. En el año 2013, este *shock* se experimentó con mayor intensidad y heterogeneidad entre las comunas, encontrándose que la situada en el percentil 90 de su distribución lo percibió con una magnitud de 3,9 y la del percentil 10 con una de 1,0.<sup>29</sup>

### 3.3. Brechas ocupacionales de género

Cuadro 2: Hombres por cada mujer ocupados por sector en Chile, 1998-2013.

Año	1998	2000	2003	2006	2009	2011	2013	Promedio
Explotación de minas y canteras	20.7	16.5	12.8	16.5	12.3	9.8	10.7	14.2
Agricultura, caza, pesca y silvicultura	6.0	5.7	4.6	3.8	3.6	3.2	3.1	4.3
Industria Manufacturera	2.5	2.5	2.6	2.3	2.5	2.5	2.4	2.5
Sector transable agregado	3.9	3.8	3.5	3.1	3.2	3.1	3.0	3.4
Sector no transable agregado	1.4	1.3	1.3	1.3	1.3	1.2	1.1	1.3

**Fuente:** Elaboración propia con datos de la encuesta CASEN.

El sector transable emplea mano de obra masculina con mayor intensidad que mano de obra femenina. Tal como se muestra en el Cuadro 2, el sector transable en Chile ocupó, en promedio, más de tres hombres por cada mujer entre los años 1998 y 2013. El sector que ocupó con mayor intensidad mano de obra masculina fue el sector de explotación de minas y canteras. En promedio, empleó a más de 14 hombres por cada mujer durante el periodo estudiado. Si bien es posible apreciar que los ratios ocupacionales han ido disminuyendo en el tiempo en el sector transable,

<sup>29</sup>. La Figura 3 en anexos muestra en detalle la dispersión de las comunas durante el periodo estudiado considerando en un eje el *shock* DE y en el otro el *shock* SI.

también es cierto que las diferencias son mayores que en el sector no transable, en donde, en promedio, se empleó a alrededor de un hombre por cada mujer durante el lapso analizado. En consideración de los antecedentes presentados anteriormente, la composición del empleo que utiliza cada industria podría haber generado que los ingresos adicionales provenientes del comercio exterior hayan beneficiado de manera desigual a hombres y mujeres. Más aún si se considera que el *shock* de demanda china se concentró en productos producidos por la actividad de explotación de minas y canteras, la cual es justamente la que empleó mano de obra masculina con mayor intensidad.

## 4. Marco teórico

Para hacer predicciones acerca de los efectos esperados de los *shocks* (1) y (2) sobre los mercados laborales locales chilenos más dependientes del sector transable, se considera el marco teórico descrito en Costa et al. (2016).<sup>30</sup> De acuerdo con estos autores, el gran *shock* de competencia por oferta de importaciones generado por China descrito en Autor et al. (2013) vino acompañado de un *shock* de demanda de similar magnitud puesto que el gigante asiático sería un gran consumidor de bienes producidos en el exterior. Estudiando el caso de Brasil,<sup>31</sup> argumentan que habrían microregiones “ganadoras” y otras “perdedoras”,<sup>32</sup> las cuales serían afectadas por un *shock* de demanda por exportaciones y por un *shock* de competencia por oferta de importaciones, respectivamente.

Cada *shock* se define por un conjunto de cambios exógenos específicos por sector relacionados con la productividad laboral en China y con los costos de comercio con este país. Por un lado, el *shock* de demanda podría afectar a una localidad  $i$  según muestra la siguiente expresión.

$$\hat{D}E_{ijC} = \hat{E}_{Cj} - (\sigma_j - 1)(1 - \phi_{ijC})\hat{\tau}_{ijC} \quad (3)$$

En donde  $\hat{D}E_{ijC}$  es el crecimiento de la demanda china por bienes de un sector  $j$  producidos en una localidad  $i$ . Esta expresión es creciente ante un aumento en el valor total del gasto de China ( $C$ ) en una determinada industria  $j$  ( $\hat{E}_{Cj}$ ), y decreciente en el costo que tiene llevar un bien producido en una determinada industria  $j$  desde una localidad  $i$  a China ( $\hat{\tau}_{ijC}$ ).  $\sigma_j > 1$  es la elasticidad de sustitución entre las distintas variedades de una industria  $j$ , proveniente de la función de utilidad de los consumidores.<sup>33</sup>  $\phi_{ijC} \in [0, 1]$  es la participación que tienen los bienes de una industria  $j$ , producidos en  $i$ , en el consumo total de bienes en China pertenecientes a dicha industria.

Por otro lado, el *shock* de competencia por oferta de importaciones estaría dado por:

$$\hat{S}I_{Cjk} = \hat{M}_{Cj} - (\sigma_j - 1)(\hat{W}_C + \hat{\beta}_{Cj} + \hat{\tau}_{Cjk}) \quad (4)$$

En donde  $\hat{S}I_{Cjk}$  es el crecimiento de la competencia por oferta de importaciones chinas que afecta a una industria  $j$ . Esta expresión es creciente en la cantidad de firmas que producen en dicha industria  $j$  en China ( $\hat{M}_{Cj}$ ) y decreciente en los costos que enfrentan. Éstos son, los salarios de los

---

30. Se considera que cada división geográfica es una economía abierta en donde las firmas producen bajo competencia monopolística utilizando exclusivamente trabajo como factor de producción.

31. En Autor et al. (2013) estudian la relación bilateral entre Estados Unidos (EE.UU.) y China, en donde la mayor competencia en EE.UU. por la creciente oferta de importaciones desde China no habría estado acompañado de un *shock* de demanda similar. Esto sí sería así en el caso de aquellos países que producían bienes demandados por el gigante asiático, los cuales fueron en gran parte *commodities* (hierro, petróleo y soya principalmente en el caso de Brasil. Cobre y fruta mayormente en el caso de Chile).

32. Las ganadoras serían las productoras de hierro, petróleo y soya, mientras que las perdedoras serían las productoras de bienes manufacturados. En el caso de Chile, las ganadoras serían las productoras de minerales y/o fruta y las perdedoras las productoras de bienes manufacturados.

33. Se asume que los consumidores tienen una función de utilidad con elasticidad de sustitución constante.

trabajadores ( $\hat{W}_C$ ), la cantidad de trabajadores requeridos para producir una unidad de un bien ( $\hat{\beta}_{Cj}$ ), y los costos que implica llevar dicho producto desde China hacia un determinado destino  $k$  ( $\hat{\tau}_{Cjk}$ ).

$$\hat{W}_i = \sum_j c_{ij} \frac{L_{ij}}{L_{iN}} \left[ \theta_{ijC} \hat{D}E_{ijC} - \sum_j \theta_{ijk} \phi_{Cjk} \hat{S}I_{Cjk} \right] \quad (5)$$

La expresión clave, representada por (5), muestra que el crecimiento de los salarios nominales<sup>34</sup> en una microrregión  $i$  aumenta mientras mayor sea el crecimiento de (3) y disminuye cuando (4) crece. No obstante, existen parámetros que determinan la magnitud con la que estos *shocks* se transmiten a una determinada localidad  $i$ .  $\theta_{ijC}$  representa la participación que tienen las exportaciones hacia China del sector  $j$  desde  $i$ , sobre el valor total de la producción de dicha industria en la localidad  $i$  (de todo lo que el sector  $j$  produce en  $i$ , cuánto se envía a China). De manera similar,  $\theta_{ijk}$  representa la penetración que tienen las exportaciones chinas en los destinos  $k$  hacia los cuales la localidad  $i$  exporta.  $\phi_{Cjk}$  es la proporción del gasto que un destino  $k$  incurre en importaciones del sector  $j$  desde China, sobre el total de lo que esa localidad consume del sector  $j$ . Finalmente,  $c_{ij}$  es un factor de escala de equilibrio general que representa, por ejemplo, el equilibrio que tiene la balanza comercial de una determinada localidad con el resto del mundo<sup>35</sup> y  $\frac{L_{ij}}{L_{iN}}$  es el número de ocupados en un sector  $j$  sobre el total de ocupados en el sector no transable en una localidad  $i$ .

En el caso estudiado, se produjo un incremento notable en el valor total del gasto de China en el sector de explotación de minas y canteras (mayormente cobre) y, en menor medida, en el sector de agricultura, pesca, caza y silvicultura (mayormente fruta). Su producción en ambos casos está repartida heterogéneamente a nivel nacional, como se mencionó anteriormente. Además, los costos de exportar se vieron reducidos producto del TLC que entró en vigencia el 1 de octubre del año 2006, lo que benefició principalmente a productos agroindustriales. En consecuencia, la expresión (3) representaría un mecanismo plausible al momento de explicar efectos sobre *outcomes* de mercados laborales locales, por lo que se espera que:

**Hipótesis 1:** Las localidades más expuestas al *shock* (1) hayan experimentado crecimientos salariales, en tasas de participación y de ocupación mayores que las menos expuestas.

En otra arista, el crecimiento económico en China implicó un creciente número de firmas produciendo en el sector de industria manufacturera, en donde el país asiático tendría bajos costos de mano de obra y elevados niveles de productividad. Sin embargo, la mayoría de estos productos no eran producidos a nivel nacional, por lo que la mayor oferta china de bienes manufacturados podría no haber desplazado considerablemente las exportaciones de una localidad  $i$  a otras economías. Ahora bien, en el año 2015,<sup>36</sup> alrededor de un 20% de los establecimientos que producían en el sector industrial chileno fabricaban bienes similares a los importados desde China. En particular, firmas productoras de textiles, prendas de vestir, productos de cuero, caucho y de algunos productos de informática y electrónica<sup>37</sup> podrían haberse visto afectadas por una mayor competencia, en donde China tendría claras ventajas relacionadas con sus bajos costos de mano de obra y mayor productividad. Si bien no es trivial suponer que más importaciones desde China implican una

34. Para presentar el marco teórico se consideran salarios nominales como medida de bienestar. El análisis sería similar al considerar tasas de ocupación y de participación.

35. En el modelo empleado por Costa et al. (2016) asumen que éste es constante entre localidades. Es decir, consideran que la balanza comercial de cada microrregión no varía considerablemente entre unidades territoriales.

36. No se encontró este tipo de estadísticas para años anteriores. Sin embargo, es plausible que el número de firmas en estos rubros haya ido decreciendo en el tiempo producto del aumento en la oferta de importaciones de este tipo de bienes provenientes desde China.

37. Vea Cuadro 11 contenido en anexos.

mayor competencia para la industria manufacturera en Chile, es posible que este mecanismo haya afectado a aquellas firmas de menor tamaño y que se hayan encontrado produciendo bienes para los cuales no tenían ventajas comparativas.<sup>38</sup> Por consiguiente, sería de esperar que:

**Hipótesis 2:** Las microrregiones más expuestas al *shock* (2) hayan experimentado crecimientos salariales, en tasas de participación y de ocupación menores que las menos expuestas.

A diferencia de Costa et al. (2016), este estudio busca dilucidar los posibles efectos generados por los *shocks* (1) y (2) sobre brechas de género en mercados laborales a nivel local. Considerando que el sector transable produce empleando con mayor intensidad mano de obra masculina, sería plausible esperar que una mayor o menor producción de las actividades de este sector generen efectos de mayor magnitud sobre la demanda laboral de los hombres que de las mujeres. En consecuencia, en las microrregiones más expuestas a los *shocks*, los efectos sobre los *outcomes* de los hombres pueden haber sido de mayor magnitud que sobre los de las mujeres, generando así efectos significativos en las brechas de género a nivel local. Dicho lo anterior, se espera que:

**Hipótesis 3:** Los incrementos relativos en los *outcomes* de los mercados laborales locales más expuestos al *shock* (1) sean mayores para los hombres que para las mujeres.

**Hipótesis 4:** Las caídas relativas en los *outcomes* de los mercados laborales locales más expuestos al *shock* (2) sean mayores para los hombres que para las mujeres.

## 5. Estrategia de identificación

La estrategia de identificación consiste en un modelo con el enfoque que caracteriza a un método de diferencias en diferencias. Se considera que existe cierto grupo de comunas que experimentan tratamientos – *shock* de demanda por exportaciones y *shock* de competencia por oferta de importaciones – con mayor intensidad que otras, y que en la muestra utilizada existen cohortes antes y después de la ocurrencia de estos eventos.<sup>39</sup> Con la posibilidad de controlar por las tendencias observadas<sup>40</sup> en cada mercado laboral antes de la ocurrencia de los *shocks* estudiados, se comparan microrregiones utilizando las distribuciones de las medidas de los *shocks* (1) y (2), creadas en base a las propuestas por Autor et al. (2013) y Costa et al. (2016).

De esta forma, se tienen dos variables de interés. Una representando la demanda por exportaciones que enfrenta una determinada microrregión en un periodo. Otra, reflejando la posible competencia que confrontan algunas industrias producto del aumento en la oferta de importaciones desde China. En esta investigación, a diferencia de trabajos anteriores, el foco está puesto en los efectos diferenciados por género que podrían haber causado los *shocks* ya descritos, por lo que,

---

38. Como se mencionó, las firmas afectadas serían las que se hayan encontrado produciendo bienes similares a los traídos desde China, por ejemplo, las de producción textil, de vestuario y de calzado.

39. Como se señaló, se dispone de tres cohortes antes y después del año 2006, cuando entró en vigencia el TCL entre Chile y China y se intensificó la relación comercial entre estos países, tal como se aprecia en la Figura 1.

40. La Figura 4 contenida en anexos muestra la evolución de los promedios de los *outcomes* de los mercados laborales de las comunas más y menos expuestas a los *shocks* estudiados. De ahí se extraen cuatro puntos importantes. Primero, las comunas más expuestas al *shock* DE presentan *outcomes* del mercado laboral menores que las menos expuestas. Ocurre lo contrario para las más expuestas al *shock* SI. Segundo, las tendencias seguidas por las comunas más y menos expuestas a los *shocks* son similares, salvo las más y menos expuestas al *shock* SI cuando se contrastan tasas de participación y de ocupación. En esto último, se registran tendencias distintas especialmente antes del año 2003. Tercero, luego del año 2006, parecen haber aumentos mayores en los *outcomes* de las comunas más expuestas al *shock* DE que en los de las menos expuestas. Cuarto, las comunas menos expuestas al *shock* SI muestran crecimientos salariales mayores luego del año 2009, mientras que las tasas de ocupación y de participación no muestran tendencias claras.

además de la muestra agregada (A), se utiliza una muestra considerando sólo hombres (H) y otra considerando exclusivamente mujeres (M).

El modelo a estimar es el siguiente:

$$Y_{it}^s = \alpha_i + \alpha_t + \beta_x^s DE_{it} + \beta_m^s SI_{it} + \gamma T_{it}^s + \epsilon_t \quad (6)$$

Con  $s = A, H, M$ . En donde  $DE_{it}$  y  $SI_{it}$  son las medidas para los *shocks* de demanda por exportaciones y de competencia por oferta de importaciones, tal como muestran las expresiones (1) y (2) respectivamente.  $T_{it}^s$  es una matriz de controles específicos por unidad territorial (UT) y género.<sup>41</sup>

Las variables dependientes por explicar son salarios promedios por hora,<sup>42</sup> tasas de participación y tasas de ocupación. Se distingue según género y, para salarios y tasas de ocupación, también entre los sectores transable y no transable. Los controles son: Años de escolaridad promedio de las UTs, el logaritmo del tamaño de la fuerza laboral, el porcentaje de habitantes en zonas rurales, y las participaciones de los tres sectores considerados sobre el total de ocupados en las UTs. Éstos tienen el objetivo de caracterizar las estructuras de los mercados laborales locales estudiados y la mayoría son considerados por la literatura que estudia *shocks* de comercio en mercados laborales locales.

Además, se emplean efectos fijos por año ( $\alpha_t$ ) con el fin de controlar por cualquier *shock* que afecte de igual manera a las variables dependientes a nivel nacional en un periodo determinado.<sup>43</sup> Y efectos fijos por UT ( $\alpha_i$ ) para controlar por aquellas características propias de una microrregión que no varíen en el tiempo y que afecten a las variables dependientes. Por último, se consideran errores estándar agrupados (*clusters*) por UTs, entendiendo que las distintas localidades tienen términos de error ( $\epsilon_t$ ) que podrían estar correlacionados en el tiempo.

Como se mencionó anteriormente, las medidas para los *shocks* descritos difieren entre UTs y toda su variación proviene a partir de los flujos de comercio. La parte invariante de las expresiones (1) y (2) reflejarían la heterogeneidad de ventajas comparativas entre microrregiones, las cuales producen distintos productos y habrían sido afectadas de distinta manera por los *shocks* de demanda y de oferta asociados al *boom* de comercio con China. Si bien el valor total de los flujos bilaterales de comercio entre Chile y China sería mayormente exógeno a las distintas evoluciones de los *outcomes* de hombres y de mujeres en los mercados laborales locales de las diversas UTs estudiadas, existen algunas amenazas a este supuesto.

En particular, con el modelo (6) es posible que al explicar los *outcomes* existan efectos no asociados a la intensificación del comercio con China que estarían siendo atribuidos a los *shocks* (1) y (2). Por ejemplo, cambios en los precios internacionales de los bienes no relacionados con factores asociados a China. Políticas de fomento a la producción de determinados productos en Chile. O incluso cambios en los patrones de consumo de los agentes locales. Para controlar parte de estas fuentes de endogeneidad<sup>44</sup> y obtener estimaciones consistentes de los parámetros de interés, se emplea un análisis de variables instrumentales considerando los siguientes instrumentos:<sup>45</sup>

41. En particular, la matriz de controles de los hombres contiene la escolaridad promedio de los hombres, mientras que la de las mujeres considera la escolaridad promedio de las mujeres.

42. Deflactados por el promedio de las variaciones anuales del IPC de cada año y en logaritmos, en donde esto último debe ser considerado al momento de interpretar los respectivos coeficientes. Se considera el IPC a nivel nacional puesto que lamentablemente no existen estadísticas de precios a nivel regional (ni menos a nivel comunal) para el periodo considerado. De todos modos, los resultados deben ser entendidos como efectos sobre salarios nominales.

43. Esto hace que deflactar los salarios por el IPC nacional pierda relevancia. Igualmente se hace de esta manera ya que en caso de haber tenido disponibles estadísticas de precios a nivel comunal se hubiese procedido de esta forma.

44. Estas endogeneidades afectarían de igual forma a hombres y mujeres. En consecuencia, cualquier efecto identificado sobre brechas de género en los *outcomes* no vería tan amenazada su validez por este asunto.

45. Cabe señalar que Autor et al. (2013) y Costa et al. (2016) también utilizan una estrategia similar para tratar con las amenazas de endogeneidad existentes luego de construir las medidas que proponen para los *China shocks*.

$$DE_{it}^{LTM} = \sum_1^j \frac{L_{ijt_0}}{L_{it_0}} \frac{X_{jt}^{LTM}}{L_{jt_0}} \quad (7)$$

$$SI_{it}^{LTM} = \sum_1^j \frac{L_{ijt_0}}{L_{it_0}} \frac{M_{jt}^{LTM}}{L_{jt_0}} \quad (8)$$

Donde  $X_{jt}^{LTM}$  y  $M_{jt}^{LTM}$  corresponden al valor total de los flujos bilaterales de comercio entre América Latina<sup>46</sup> y China, pertenecientes a un determinado sector  $j$  y a un año  $t$ . Los demás términos son los mismos que los descritos para (1) y (2). La Figura 5 en anexos muestra los flujos de comercio considerados.

De esta forma, en una primera etapa se estima lo siguiente:

$$DE_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 DE_{it}^{LTM} + \beta_2 SI_{it}^{LTM} + \gamma T_{it}^s + \epsilon_t \quad (9)$$

$$SI_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 DE_{it}^{LTM} + \beta_2 SI_{it}^{LTM} + \gamma T_{it}^s + \epsilon_t \quad (10)$$

En donde se consideran efectos fijos por localidad ( $\alpha_i$ ) y año ( $\alpha_t$ ), y la misma matriz de controles descrita para el modelo (6), la cual difiere según género. Los resultados de estas estimaciones para las distintas muestras se presentan en los Cuadros 12, 13 y 14 contenidos en anexos, donde se da cuenta del cumplimiento de la condición de relevancia de los instrumentos considerados.

En una segunda etapa, se estima la ecuación principal de este estudio pero utilizando los valores predichos de los respectivos *shocks*:

$$Y_{it}^s = \alpha_i + \alpha_t + \beta_x^s \hat{DE}_{it}^s + \beta_m^s \hat{SI}_{it}^s + \gamma T_{it}^s + \epsilon_t \quad (11)$$

donde  $s = \{A, H, M\}$  puesto que se consideran tres muestras diferentes y la primera etapa difiere entre cada una de éstas.

De acuerdo con lo señalado en la *Hipótesis 1*, al estimar la ecuación (11) se espera que  $\beta_x^A > 0$ . En consideración de la *Hipótesis 2*, es de esperar que  $\beta_m^A < 0$ . Por su parte, según sugiere la *Hipótesis 3*, se espera encontrar que  $\beta_x^H > \beta_x^M > 0$ . Por último, conforme con lo señalado en la *Hipótesis 4*, es de esperar que  $\beta_m^H < \beta_m^M < 0$ . Para poder afirmar con certeza que los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres difieren entre sí en cada caso, se testean además formalmente las siguientes hipótesis nula  $H_0 : \beta_x^H - \beta_x^M = 0$  y  $H_0 : \beta_m^H - \beta_m^M = 0$  según corresponda.

Para interpretar los resultados, se comparan UTs ubicadas en el percentil 90 con aquellas situadas en el percentil 10 de las distribuciones de los *shocks* empleando como periodos de referencia los años 2000 y 2011. En el Cuadro 1, se muestran los valores de los *shocks* DE y SI correspondientes a las comunas ubicadas en los percentiles mencionados para cada periodo. De esta forma, los coeficientes del *shock* DE deben ser multiplicados por 15,<sup>47</sup> e interpretados como cambios en las variables dependientes de la comuna en el p90 relativo a la comuna en el p10 de la distribución del *shock* DE, asociados a los flujos exportadores hacia China. Asimismo, los coeficientes del *shock* SI deben ser multiplicados por 2,<sup>48</sup> e interpretados como cambios en los *outcomes* de la comuna en el p90 relativo a la comuna situada en el p10 de la distribución del *shock* SI, asociados a los flujos importadores desde China.

46. Los países considerados como América Latina son: Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela. No se considera Puerto Rico puesto que en la base de datos sus flujos aparecen junto a los de Estados Unidos.

47.  $(16, 7 - 0, 7) - (0, 5 - 0, 0) = 15, 5$ .

48.  $(3, 2 - 0, 2) - (0, 8 - 0, 1) = 2, 3$ .

## 6. Resultados

Los resultados sugieren que las comunas más expuestas al *shock* de demanda por exportaciones (DE) aumentaron más sus *outcomes* que las menos expuestas, en línea con Costa et al. (2016) y con la *Hipótesis 1*, donde se encuentran coeficientes estadísticamente significativos mayormente al explicar salarios. Solamente al explicar tasas de ocupación y de participación, es posible validar que los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes (vea Cuadro 17 en anexos). Las mujeres incrementarían más estos *outcome*, contrario a lo que sugiere la *Hipótesis 3*. Por su parte, las localidades más expuestas al *shock* de competencia por oferta de importaciones (SI) experimentaron crecimientos menores en sus salarios y tasas de participación. Acorde con la evidencia y con lo propuesto en la *Hipótesis 2*. Al explicar salarios se encuentran efectos estadísticamente significativos, donde éstos provendrían de la muestra de hombres, en línea con la *Hipótesis 4*. No obstante, al explicar tasas de ocupación se encuentran efectos positivos, teniéndose un coeficiente estadísticamente significativo para los hombres, algo que contradice la evidencia y a las *Hipótesis 2 y 4*.

Cuadro 3: Salarios promedio por hora, tasas de ocupación y de participación según género. Estimación por variables instrumentales.

VARIABLES	Ln salarios promedio por hora			Tasas de ocupación			Tasas de participación		
	(1) Ambos	(2) Hombres	(3) Mujeres	(4) Ambos	(5) Hombres	(6) Mujeres	(7) Ambos	(8) Hombres	(9) Mujeres
$\hat{DE}$	0.00397** (0.00163)	0.00475*** (0.00174)	0.00324* (0.00166)	0.0395 (0.0482)	-0.0312 (0.0530)	0.123** (0.0556)	0.0803 (0.0524)	0.0257 (0.0534)	0.150** (0.0624)
$\hat{SI}$	-0.0303* (0.0156)	-0.0408** (0.0175)	-0.00921 (0.0169)	0.467 (0.392)	0.774* (0.462)	0.0513 (0.470)	-0.147 (0.389)	0.112 (0.399)	-0.519 (0.513)
Escolaridad promedio	0.160*** (0.0182)			2.071*** (0.337)			2.082*** (0.337)		
Esc. Prom. Hombres	0.148*** (0.0186)			0.940*** (0.334)			1.000*** (0.302)		
Esc. Prom. Mujeres	0.147*** (0.0164)			3.060*** (0.387)			3.139*** (0.401)		
Constante	4.925*** (0.435)	5.016*** (0.463)	4.260*** (0.482)	-105.2*** (13.32)	-58.96*** (13.36)	-134.6*** (16.37)	-114.6*** (14.77)	-63.36*** (14.34)	-149.1*** (18.35)
Observaciones	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742
Número de comunas	260	260	260	260	260	260	260	260	260
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por comuna	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R-cuadrado( <i>Within</i> )	0.911	0.895	0.882	0.342	0.240	0.456	0.350	0.342	0.448
R-cuadrado( <i>Between</i> )	0.317	0.368	0.537	0.142	0.0206	0.330	0.225	0.0532	0.402
R-cuadrado( <i>Overall</i> )	0.821	0.800	0.839	0.116	0.0193	0.269	0.176	0.0445	0.318

Errores estándar clusterizados por unidad territorial entre paréntesis

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Como muestra el Cuadro 3, los flujos exportadores de Chile a China entre los años 2000 y 2011 se asocian con un aumento, en promedio, de 6,2 puntos porcentuales (pp) en los salarios de la comuna en el percentil 90 (p90) de la distribución del *shock* DE relativo a la situada en el percentil 10 (p10). En línea con Costa et al. (2016) y con la *Hipótesis 1*. Este efecto es positivo tanto para hombres (+7,4 pp) como para mujeres (+5 pp) pero de mayor significancia estadística para los hombres. Aunque no se puede validar que los coeficientes provenientes de las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente distintos entre sí (vea Cuadro 17 en anexos). Entonces, no habría evidencia a favor de la *Hipótesis 3*.

Por su parte, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 se asocian con caídas, en promedio, de 7 pp en los salarios de la comuna del p90 de la distribución del *shock* SI

relativo a la del p10. Acorde con lo propuesto por la *Hipótesis 2*. Este efecto es negativo tanto para hombres ( $-9,4$  pp) como para mujeres ( $-2,1$  pp), aunque para estas últimas no es significativo estadísticamente. Al observar el Cuadro 17 contenido en anexos, se encuentra que los coeficientes provenientes de las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes con un nivel de confianza de 90%. Es decir, los crecimientos salariales serían menores para los hombres en las localidades más expuestas al *shock* SI, en línea con la *Hipótesis 4*.

En relación con tasas de ocupación, se encuentra que los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 sugieren un incremento, en promedio, de 0,6 puntos (pts) en la tasa de ocupación de la comuna en el p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la del p10. De acuerdo con lo que postula la *Hipótesis 1*. Este efecto es positivo para las mujeres ( $+1,9$  pts) y negativo sobre la muestra de hombres ( $-0,5$  pts), donde para estos últimos y la muestra agregada no se encuentran efectos significativos estadísticamente. Según muestra el Cuadro 17 en anexos, los coeficientes provenientes de las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes. Entonces, las brechas de género en tasas de ocupación se habrían reducido en las comunas más expuestas al *shock* DE, contrario a lo que propone la *Hipótesis 3*.

En tanto, los flujos importadores hacia China entre los años 2000 y 2011 se relacionan con un aumento, en promedio, de 1,1 pts en la tasa de ocupación de la comuna en el p90 de la distribución del *shock* SI relativo a la situada en el p10. Contrario a la evidencia y a la *Hipótesis 2*. Este efecto es positivo tanto para los hombres ( $+1,8$  pts) como para las mujeres ( $+0,1$  pts), aunque no significativo estadísticamente para estas últimas ni para la muestra agregada. Tras comparar los coeficientes provenientes de las muestras de hombres y de mujeres, no es posible rechazar que éstos son estadísticamente iguales entre sí (vea Cuadro 17 en anexos). Por ende, no habría evidencia ni a favor ni en contra de la *Hipótesis 4*.

Al explicar tasas de participación, los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 se asocian con un alza, en promedio, de 1,2 pts en la tasa de participación de la comuna del p90 de la distribución del *shock* DE relativo a la situada en el p10, lo que coincide con lo postulado por la *Hipótesis 1*. Este efecto es positivo tanto para los hombres ( $+0,4$  pts) como para las mujeres ( $+2,3$  pts), aunque de mayor magnitud y significancia para estas últimas. Como muestra el Cuadro 17 en anexos, los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes entre sí. En consecuencia, sería posible afirmar que las brechas de género en tasas de participación se vieron reducidas en las comunas más expuestas al *shock* DE. Contrario a lo que propone la *Hipótesis 3*.

Por último, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 sugieren una disminución, en promedio, de 0,3 pts en la tasa de participación de la comuna situada en el p90 de la distribución del *shock* SI comparada con la del p10. Acorde con lo que señala la *Hipótesis 2*. Este efecto es positivo sobre la muestra de hombres ( $+0,3$ ) y negativo para la muestra de mujeres ( $-1,2$  pts), aunque en ninguno de los casos se puede rechazar la hipótesis de que estos efectos son estadísticamente nulos. Tampoco es posible afirmar que los coeficientes provenientes de las muestras de hombres y de mujeres son diferentes estadísticamente entre sí (vea Cuadro 17 en anexos). Entonces, no sería posible validar la *Hipótesis 4*.

Para entender más en profundidad los efectos registrados sobre los *outcomes* estudiados, se estima la ecuación (11) distinguiendo además entre los sectores transable y no transable. En el sector transable, es de esperar que se encuentren efectos de mayor magnitud y significancia estadística, puesto que el mecanismo de los aumentos en los *outcomes* estaría directamente relacionado con la evolución del comercio exterior. Sin embargo, el aumento de la actividad en el sector transable puede asociarse con una mayor demanda por bienes y servicios en sectores no transables ligados

a su producción. Según la evidencia empírica encontrada por Black et al. (2005) y Aragón y Rud (2013), existirían *backward linkages* asociados a las cadenas de producción de los bienes transables que beneficiarían a trabajadores de baja habilidad en sectores no transables, generando así más empleo y mejores salarios en actividades como la construcción, *retail* y servicios. Sumado a lo anterior, según se argumenta en Moretti (2010), una mayor demanda por bienes producidos en una localidad haría que los salarios y la ocupación de los sectores relacionados aumenten, relajando la restricción presupuestaria de los hogares y generando una mayor demanda interna por bienes y servicios consumidos localmente.

Cuadro 4: Salarios promedio por hora y tasas de ocupación según género y sector. Estimación por variables instrumentales.

VARIABLES	Ln salarios promedio por hora						Tasas de ocupación					
	Sector transable			Sector no transable			Sector transable			Sector no transable		
	(1) Ambos	(2) Hombres	(3) Mujeres	(4) Ambos	(5) Hombres	(6) Mujeres	(7) Ambos	(8) Hombres	(9) Mujeres	(10) Ambos	(11) Hombres	(12) Mujeres
$\hat{D}E$	0.00483** (0.00188)	0.00480** (0.00206)	0.00555* (0.00309)	0.00314* (0.00185)	0.00448** (0.00224)	0.00267 (0.00201)	0.0371 (0.0248)	0.0271 (0.0319)	0.0753** (0.0340)	0.00238 (0.0263)	-0.0584* (0.0329)	0.0477 (0.0378)
$\hat{S}I$	-0.0441** (0.0192)	-0.0620*** (0.0215)	0.0497* (0.0262)	-0.00804 (0.0178)	0.00231 (0.0202)	-0.0265 (0.0198)	-0.0237 (0.203)	0.452* (0.261)	-0.704** (0.344)	0.492** (0.232)	0.322 (0.332)	0.756** (0.356)
Escolaridad	0.140*** (0.0194)			0.156*** (0.0216)			0.926*** (0.169)			1.145*** (0.190)		
Esc. Prom. Hombres		0.123*** (0.0194)			0.150*** (0.0240)			0.147 (0.204)			0.792*** (0.237)	
Esc. Prom. Mujeres			0.111*** (0.0315)			0.145*** (0.0170)			0.950*** (0.261)			2.109*** (0.248)
Constante	4.942*** (0.551)	5.309*** (0.587)	2.692*** (0.836)	4.786*** (0.530)	4.584*** (0.577)	4.470*** (0.586)	-67.82*** (8.666)	-58.38*** (8.725)	-61.25*** (11.88)	-37.38*** (7.133)	-0.576 (7.701)	-73.37*** (10.16)
Observaciones	1,742	1,742	1,738	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742
Número de comunas	260	260	260	260	260	260	260	260	260	260	260	260
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por comuna	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R-cuadrado ( <i>Within</i> )	0.869	0.859	0.700	0.877	0.842	0.866	0.811	0.787	0.312	0.786	0.665	0.575
R-cuadrado ( <i>Between</i> )	0.327	0.191	0.365	0.147	0.333	0.167	0.0583	0.409	0.000917	0.810	0.875	0.695
R-cuadrado ( <i>Overall</i> )	0.759	0.720	0.622	0.787	0.767	0.797	0.124	0.469	0.00149	0.778	0.836	0.608

Errores estándar clusterizados por unidad territorial entre paréntesis

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Luego de distinguir entre los sectores transable y no transable, se puede ver en el Cuadro 4 que los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 sugieren alzas, en promedio, de 7,5 pp en los salarios del sector transable de la comuna del p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la situada en el p10. Este efecto es de mayor significancia estadística para los hombres (+7,4 pp) pero de mayor magnitud para las mujeres (+8,6 pp), aunque no es posible rechazar que estos efectos son estadísticamente iguales (vea Cuadro 17 en anexos). Sobre el sector no transable, los flujos exportadores en cuestión se asocian con incrementos, en promedio, 4,9 pp en los salarios de la comuna situada en el p90 de la distribución del *shock* DE relativo a la del p10. Este efecto es de mayor magnitud y significancia estadística para los hombres (+6,9 pp) que para las mujeres (+4,1 pp), aunque tampoco es posible validar que estos efectos son estadísticamente distintos entre sí (vea Cuadro 17 en anexos).

En tanto, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 sugieren caídas, en promedio, de 10,1 pp en los salarios del sector transable de la comuna situada en el p90 de la distribución del *shock* SI relativo a la del p10. Este efecto es negativo y significativo estadísticamente sobre la muestra de hombres (-14,3 pp) y positivo pero de menor significancia estadística para la de mujeres (+11,4 pp). Tal como muestra el Cuadro 17 contenido en anexos, los coeficientes estimados para el sector transable con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente

diferentes. Entonces, las brechas salariales de género en dicho sector se habrían reducido en las comunas más expuestas al *shock* SI. En el sector no transable, los flujos importadores considerados se vinculan con reducciones, en promedio, de 1,8 pp en los salarios de la comuna del p90 de la distribución del *shock* SI comparada con la situada en el p10. Este efecto es positivo sobre la muestra de hombres (+0,5 pp) y negativo sobre la de mujeres (-6,1 pp), aunque no es posible afirmar que éstos son estadísticamente diferentes de cero. Tampoco es posible aseverar que a partir de las muestras de hombres y de mujeres se obtienen coeficientes estadísticamente diferentes (vea Cuadro 17 en anexos).

En cuanto a tasas de ocupación, los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 sugieren aumentos, en promedio, de 0,6 pts en la tasa de ocupación del sector transable en la comuna del p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la ubicada en el p10. Este efecto es de mayor magnitud y significancia estadística sobre la muestra de mujeres (+1,2 pts) que para la de hombres (+0,4 pts), aunque no se puede rechazar que los coeficientes provenientes de las muestras según género son iguales entre sí (vea Cuadro 17 en anexos). Para el sector no transable, los flujos exportadores mencionados se asocian con ligeras alzas ( $\approx 0$  pts) en la tasa de ocupación de la comuna en el p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la del p10. Este efecto es negativo y significativo con un 90% de confianza sobre la muestra de hombres (-0,9 pts) y positivo mas no significativo estadísticamente para la muestra de mujeres (+0,7 pts). Como se observa en el Cuadro 17 contenido en anexos, los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes entre sí. Por ende, sería posible afirmar que las brechas en tasas de ocupación en el sector no transable se habrían visto reducidas producto de una menor ocupación de los hombres en dicho sector tras el aumento de los flujos exportadores hacia China.

Por otra parte, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 sugieren caídas, en promedio, de 0,1 pts en la tasa de ocupación del sector transable en la comuna del p90 de la distribución del *shock* SI compara con la del p10. Este efecto es positivo para los hombres (+1 pt) y negativo para las mujeres (-1,6 pts), encontrándose que para la muestra de hombres y de mujeres este efecto es significativo estadísticamente con niveles de significancia de 0,1 y 0,05 respectivamente. Según muestra el Cuadro 17 en anexos, los efectos registrados sobre las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes, por lo que las brechas ocupacionales en el sector transable de las comunas más expuestas al *shock* SI habrían aumentado tras el incremento de las importaciones desde China. Sobre el sector no transable, los flujos importadores considerados se relacionan con aumentos, en promedio, de 1,1 pts en la tasa de ocupación del sector no transable de la comuna en el p90 de la distribución del *shock* SI comparada con la situada en el p10. Este efecto es positivo tanto sobre la muestra de hombres (+0,7) como la de mujeres (+1,7 pts), aunque significativo estadísticamente y de mayor magnitud para estas últimas. Empero, como se muestra en el Cuadro 17 en anexos, los coeficientes de las muestras de hombres y de mujeres no difieren estadísticamente entre sí.

## 7. Análisis de Sensibilidad

Por el momento se han descrito los resultados obtenidos de estimar el modelo (11) considerando una muestra de 260 comunas. Dentro de este grupo de localidades, existen algunas que contienen un bajo número de observaciones para calcular, por ejemplo, tasas de ocupación por género según sector. Por tanto, sería apresurado obtener conclusiones a partir de los resultados presentados hasta ahora, puesto que algunos de éstos podrían estar siendo guiados meramente por asuntos relacionados con la representatividad de la muestra. En consecuencia, se analiza la robustez de los resultados utilizando una muestra de provincias, en donde se dispone de 46 divisiones geográficas y

321 observaciones. La ventaja de este ejercicio es que permite calcular las variables de interés con mayor robustez, cumpliendo de mejor manera con propiedades esenciales como el teorema central del límite para la estimación de parámetros poblacionales. Sin embargo, al disponer de un menor número de observaciones luego de construir el panel, las estimaciones ofrecen una menor consistencia que en el caso en que se hacen empleando la muestra de comunas, la cual cuenta con más de 1.700 observaciones. En consideración de lo anterior, se construye otra muestra de comunas restringida a solamente aquellas que disponen de un mínimo de observaciones. En específico, se omiten todas aquellas comunas que no dispongan de al menos 75 observaciones en el sector transable,<sup>49</sup> de lo que resulta una muestra restringida a 199 divisiones geográficas y 1.336 observaciones.

## 7.1. Análisis con muestra de provincias

Para interpretar los resultados de la misma manera que antes, es necesario aclarar que las distribuciones de los *shocks* estudiados cambian. En el Cuadro 15 contenido en anexos, se muestra estadística descriptiva de los *shocks*. Considerando la evolución de los flujos exportadores e importadores entre los años 2000 y 2011, los coeficientes de los *shocks* DE y SI deben ser multiplicados por 21,7 y 2,0 respectivamente.

Cuadro 5: Provincias. Salarios promedio por hora, tasas de ocupación y de participación según género. Estimación por variables instrumentales.

VARIABLES	Ln salarios promedio por hora			Tasas de ocupación			Tasas de participación		
	(1) Ambos	(2) Hombres	(3) Mujeres	(4) Ambos	(5) Hombres	(6) Mujeres	(7) Ambos	(8) Hombres	(9) Mujeres
<i>DE</i>	0.00726*** (0.00279)	0.00848** (0.00350)	0.00419** (0.00213)	0.0872 (0.0715)	0.0459 (0.0656)	0.0919 (0.0849)	0.101 (0.0713)	0.0464 (0.0704)	0.118 (0.0815)
<i>SI</i>	-0.0347 (0.0268)	-0.0440 (0.0318)	0.00150 (0.0282)	0.378 (0.893)	0.663 (0.840)	0.330 (1.121)	0.193 (0.796)	0.593 (0.768)	0.0623 (1.062)
Escolaridad promedio	0.135*** (0.0337)			3.091** (1.428)			3.106** (1.461)		
Esc. Prom. Hombres		0.139*** (0.0422)			2.250* (1.280)			2.084* (1.112)	
Esc. Prom. Mujeres			0.163*** (0.0379)			4.157*** (1.474)			4.557*** (1.671)
Constante	4.231*** (0.906)	4.019*** (0.883)	4.514*** (1.189)	-24.39 (23.59)	5.571 (23.63)	-45.00 (27.64)	-17.34 (31.37)	24.51 (25.08)	-51.15 (40.20)
Observaciones	321	321	321	321	321	321	321	321	321
Número de provincias	46	46	46	46	46	46	46	46	46
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijo por provincia	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R-cuadrado( <i>Within</i> )	0.958	0.947	0.956	0.323	0.300	0.562	0.217	0.417	0.490
R-cuadrado( <i>Between</i> )	0.452	0.376	0.222	0.0145	0.0234	1.11e-05	0.000378	0.000537	0.0100
R-cuadrado( <i>Overall</i> )	0.906	0.878	0.906	0.00240	0.000317	0.0233	0.000312	0.0242	0.0371

Errores estándar clusterizados por unidad territorial entre paréntesis  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Como muestra el Cuadro 5, los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 sugieren incrementos, en promedio, de 15, 8 pp en los salarios de la provincia del p90 de la distribución del *shock* DE relativo con los de la del p10. Este efecto es mayor para los hombres (+18, 4 pp) que para las mujeres (+9, 1 pp), aunque no se puede rechazar la hipótesis de que éstos son estadísticamente iguales en sí (vea Cuadro 18 en anexos). En contraste, los flujos importadores desde China entre

49. Sin considerar factores de expansión y tomando en cuenta el promedio de observaciones de todos los periodos disponibles para una determinada comuna.

los años 2000 y 2011 se asocian con caídas, en promedio, de 6,9 pp en los salarios de la provincia del p90 de la distribución del *shock* SI comparada con la del p10. Este efecto es negativo para los hombres (-8,8 pp) y positivo sobre la muestra de mujeres (+0,3 pp), mas no se puede rechazar la hipótesis de que estos efectos son estadísticamente iguales a cero. Tampoco es posible afirmar que los coeficientes obtenidos con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente distintos entre sí (vea Cuadro 18 en anexos).

En otra arista, los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 se relacionan con alzas, en promedio, 1,9 pts en la tasa de ocupación de la provincia del p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la del p10. Este efecto es positivo tanto para hombres (+1 pt) como para mujeres (+2 pts), pero no son estadísticamente significativos ni se puede rechazar la hipótesis de que son estadísticamente iguales entre sí (vea Cuadro 18 en anexos). Por su lado, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 sugieren aumentos, en promedio, de 0,8 pts en la tasa de ocupación de la provincia del p90 de la distribución del *shock* SI relativo a la situada en el p10. Este efecto es positivo tanto para hombres (+1,3) como para mujeres (+0,7), aunque en ningún caso significativo estadísticamente. Tampoco es posible afirmar que los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes (vea Cuadro 18).

Cuadro 6: Provincias. Salarios promedio por hora y tasas de ocupación según género y sector. Estimación por variables instrumentales.

VARIABLES	Ln salarios promedio por hora						Tasas de ocupación					
	Sector transable			Sector no transable			Sector transable			Sector no transable		
	(1) Ambos	(2) Hombres	(3) Mujeres	(4) Ambos	(5) Hombres	(6) Mujeres	(7) Ambos	(8) Hombres	(9) Mujeres	(10) Ambos	(11) Hombres	(12) Mujeres
$\hat{D}E$	0.00934*** (0.00356)	0.0105*** (0.00404)	0.00761** (0.00378)	0.00511 (0.00316)	0.00623 (0.00426)	0.00321 (0.00237)	0.0240 (0.0364)	0.0588 (0.0384)	-0.0260 (0.0505)	0.0632 (0.0405)	-0.0130 (0.0500)	0.118* (0.0635)
$\hat{S}I$	-0.0935** (0.0430)	-0.126*** (0.0475)	0.0847* (0.0462)	0.00541 (0.0304)	0.0185 (0.0384)	-0.0105 (0.0259)	0.245 (0.502)	-0.0723 (0.381)	0.651 (0.738)	0.133 (0.468)	0.735 (0.689)	-0.320 (0.683)
Escolaridad	0.0187 (0.0624)			0.193*** (0.0370)			1.354* (0.696)			1.736** (0.765)		
Esc. Prom. Hombres		0.00850 (0.0530)			0.213*** (0.0498)			0.687 (0.615)			1.559* (0.807)	
Esc. Prom. Mujeres			0.115 (0.0865)			0.161*** (0.0348)			1.706** (0.828)			2.451*** (0.868)
Constante	3.765** (1.800)	3.011 (1.958)	3.444 (2.361)	3.956*** (0.851)	4.034*** (0.987)	4.151*** (1.039)	-32.33** (16.49)	-3.067 (15.11)	-49.23* (26.17)	7.962 (10.33)	8.722 (13.37)	4.214 (15.62)
Observaciones	321	321	321	321	321	321	321	321	321	321	321	321
Número de provincias	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46	46
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por provincia	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R-cuadrado( <i>Within</i> )	0.909	0.904	0.841	0.951	0.933	0.952	0.903	0.881	0.500	0.811	0.728	0.679
R-cuadrado( <i>Between</i> )	0.412	0.257	0.433	0.171	0.0690	0.0812	0.534	0.954	0.00151	0.611	0.618	0.546
R-cuadrado( <i>Overall</i> )	0.813	0.738	0.764	0.898	0.864	0.903	0.620	0.935	0.00649	0.623	0.609	0.568

Errores estándar clusterizados por unidad territorial entre paréntesis

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Al distinguir entre los sectores transable y no transable, los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 sugieren incrementos, en promedio, de 20,3 pp en los salarios del sector transable de la provincia situada en el p90 comparada con la del p10. Este efecto es positivo y significativo estadísticamente tanto sobre la muestra de hombres (+22,8 pp) como sobre la de mujeres (+16,5 pp), aunque no es posible rechazar que estos efectos son iguales estadísticamente entre sí (vea Cuadro 18). En el sector no transable, los flujos exportadores en cuestión se vinculan con alzas, en promedio, 11,1 pp en los salarios de la provincia del p90 de la distribución del *shock* DE relativo a la situada en el p10. Este efecto es mayor para los hombres (+13,5 pp) que para las

mujeres (+7 pp) pero en ningún caso estadísticamente significativo. Tampoco se puede validar que los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente distintos entre sí (vea Cuadro 18 en anexos).

Por otro lado, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 se vinculan con caídas, en promedio, de 18,7 pp en los salarios del sector transable. Este efecto es negativo sobre la muestra de hombres (-25,2 pp) y positivo para la de mujeres (+16,9 pp). En ambos casos se encuentran coeficientes significativos estadísticamente pero con un mayor nivel de confianza para el estimado con la muestra de hombres. Tal como muestra el Cuadro 18 en anexos, los coeficientes obtenidos a partir de las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes, por lo que las brechas salariales de género en el sector transable se habrían reducido en las provincias más expuestas al *shock* SI. Para el sector no transable, los flujos importadores citados se relacionan con incrementos, en promedio, 1,1 pp en los salarios de la provincia del p90 de la distribución del *shock* SI comparada con la del p10. Este efecto es positivo sobre la muestra de hombres (+3,7 pp) y negativo sobre la de mujeres (-2,1 pp), aunque en ningún caso estadísticamente significativo. Tampoco es posible validar que los efectos estimados a partir de las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes entre sí (vea Cuadro 18 en anexos).

En tanto, los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 se asocian con incrementos, en promedio, de 0,5 pts en la tasa de ocupación del sector transable de la provincia del p90 de la distribución del *shock* DE en relación con la situada en el p10. Este efecto es positivo para la muestra de hombres (+1,3 pts) y negativo para la de mujeres (-0,6 pts), empero, en ningún caso los coeficientes son estadísticamente significativos. Según muestra el Cuadro 18 en anexos, tampoco es posible rechazar que estos efectos son estadísticamente iguales entre sí. Sobre el sector no transable, los flujos exportadores mencionados se relacionan con alzas, en promedio, de 1,4 pts en la tasa de ocupación de la provincia del p90 de la distribución del *shock* DE relativo a la correspondiente al p10. Este efecto es negativo sobre la muestra de hombres (-0,3 pts) y positivo sobre la de mujeres (+2,6 pts), donde para estas últimas es estadísticamente significativo con un nivel de confianza de 90%. Como muestra el Cuadro 18 en anexos, los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes entre sí. Es decir, las brechas de género en tasas de ocupación del sector no transable se habrían reducido en aquellas provincias más expuestas al *shock* DE.

Ahora bien, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 se asocian con incrementos, en promedio, de 0,5 pts en la tasa de ocupación del sector transable en la provincia del p90 de la distribución del *shock* SI comparada con la del p10. Este efecto es negativo sobre la muestra de hombres (-0,1 pts) y positivo sobre la de mujeres (+1,3 pts). No obstante, en ningún caso significativo estadísticamente. Tampoco es posible afirmar que los coeficientes obtenidos con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes entre sí (vea Cuadro 18 en anexos). Para el sector no transable, los flujos importadores en cuestión sugieren aumentos, en promedio, de 0,3 pts en la tasa de ocupación de la provincia en el p90 de la distribución del *shock* SI comparada con la del p10. Este efecto es positivo sobre la muestra de hombres (+1,5 pts) y negativo sobre la de mujeres (-0,6 pts), aunque en ninguno de los casos con coeficientes estadísticamente significativos. Tampoco se puede afirmar que los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes entre sí (vea Cuadro 18 en anexos).

## 7.2. Análisis con muestra de comunas restringida

Al igual que antes, la distribución de los *shocks* estudiados cambia. Para interpretar los resultados de la misma manera, los coeficientes de los *shocks* DE y SI deben ser multiplicados por 18,6

y 2, 3 respectivamente (vea Cuadro 16 en anexos).

Según muestra el Cuadro 7, los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 sugieren incrementos, en promedio, de 5, 7 pp en los salarios de la comuna situada en el p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la del p10. Este efecto es significativo estadísticamente para los hombres (+7, 1 pp) pero no para las mujeres (+5 pp), aunque no es posible rechazar que los coeficientes de las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente iguales entre sí (vea Cuadro 19 en anexos). En cuanto a incrementos en la exposición al *shock* SI, los flujos importadores entre los años 2000 y 2011 sugieren caídas, en promedio, de 5, 5 pp en los salarios de la comuna del p90 de la distribución del *shock* SI relativo a la del p10. Este efecto es negativo tanto sobre la muestra de hombres (-8, 4 pp) como la de mujeres (-0, 3 pp), aunque significativo estadísticamente solamente para la primera. Como se muestra en el Cuadro 19 en anexos, es posible validar que los coeficientes provenientes de las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes con un nivel de confianza de 90 %. De esta forma, las brechas salariales de género se habrían reducido en las comunas más expuestas al *shock* SI.

Cuadro 7: Comunas restringidas. Salarios promedio por hora, tasas de ocupación y de participación según género. Estimación por variables instrumentales.

VARIABLES	Ln salarios promedio por hora			Tasas de ocupación			Tasas de participación		
	(1) Ambos	(2) Hombres	(3) Mujeres	(4) Ambos	(5) Hombres	(6) Mujeres	(7) Ambos	(8) Hombres	(9) Mujeres
$\hat{D}E$	0.00308* (0.00173)	0.00381** (0.00182)	0.00268 (0.00182)	0.111** (0.0554)	0.0335 (0.0598)	0.191*** (0.0640)	0.151** (0.0599)	0.0869 (0.0593)	0.219*** (0.0724)
$\hat{S}I$	-0.0240 (0.0168)	-0.0366* (0.0189)	-0.00113 (0.0184)	-0.210 (0.423)	0.117 (0.501)	-0.573 (0.528)	-0.812* (0.421)	-0.501 (0.435)	-1.154** (0.579)
Escolaridad promedio	0.143*** (0.0223)			2.093*** (0.361)			2.076*** (0.347)		
Esc. Prom. Hombres		0.125*** (0.0235)			1.086*** (0.353)			1.103*** (0.317)	
Esc. Prom. Mujeres			0.133*** (0.0180)			2.925*** (0.445)			2.946*** (0.445)
Constante	5.090*** (0.559)	5.201*** (0.582)	4.478*** (0.606)	-124.9*** (16.80)	-76.72*** (16.77)	-153.3*** (19.76)	-138.6*** (18.31)	-82.85*** (18.01)	-173.9*** (21.86)
Observaciones	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336
Número de comunas	199	199	199	199	199	199	199	199	199
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijo por comuna	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R-cuadrado( <i>Within</i> )	0.915	0.899	0.885	0.372	0.269	0.463	0.395	0.374	0.457
R-cuadrado( <i>Between</i> )	0.160	0.163	0.367	0.0563	4.22e-05	0.215	0.129	0.0181	0.288
R-cuadrado( <i>Overall</i> )	0.836	0.812	0.844	0.0477	0.00156	0.172	0.0993	0.0202	0.218

Errores estándar clusterizados por unidad territorial entre paréntesis  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Al explicar tasas de ocupación, se encuentra que los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 sugieren incrementos, en promedio, de 2, 1 pts en la tasa de ocupación de la comuna del p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la situada en el p10. Este efecto es de mayor magnitud y significancia estadística sobre la muestra de mujeres (+3, 6 pts) que para la de hombres (+0, 6 pts). Además, los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes entre sí (vea Cuadro 19 en anexos). Es decir, sería posible afirmar que las brechas de género en tasas de ocupación se reducirían en las comunas más expuestas al *shock* DE. Por su parte, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 se asocian con caídas, en promedio, de 0, 5 pts en la tasa de ocupación de la comuna del p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la del p10. Este efecto es positivo sobre la muestra de hombres (+0, 3 pts) y negativo sobre la de mujeres (-1, 3 pts), mas en ningún caso significativo estadísticamente.

Tampoco es posible rechazar que los coeficientes estimados con las muestras de hombres y mujeres son estadísticamente iguales entre sí (vea Cuadro 19 en anexos).

En tanto, los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 se relacionan con alzas, en promedio, de 2,8 pts en la tasa de participación de la comuna del p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la del p10. Este efecto es de mayor magnitud y significancia sobre la muestra de mujeres (+4,1) que sobre la de los hombres (+1,6 pts). Como muestra el Cuadro 19, los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes, por lo que también se habrían reducido las brechas en tasas de participación en aquellas comunas más expuestas al *shock* DE. Ahora bien, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 se vinculan con caídas, en promedio, de 1,9 pts en la tasa de participación de la comuna del p90 de la distribución del *shock* SI comparada con la del p10. Este efecto es negativo tanto para los hombres (-1,2 pts) como para las mujeres (-2,7 pts), aunque estadísticamente significativo solamente para estas últimas. Empero, según muestra el Cuadro 19, los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres no son estadísticamente diferentes.

Cuadro 8: Comunas restringidas. Salarios promedio por hora y tasas de ocupación según género y sector. Estimación por variables instrumentales.

VARIABLES	Ln salarios promedio por hora						Tasas de ocupación					
	Sector transable			Sector no transable			Sector transable			Sector no transable		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Ambos	Hombres	Mujeres	Ambos	Hombres	Mujeres	Ambos	Hombres	Mujeres	Ambos	Hombres	Mujeres
<i>D</i> E	0.00442** (0.00200)	0.00445** (0.00220)	0.00590* (0.00323)	0.00187 (0.00200)	0.00298 (0.00241)	0.00191 (0.00226)	0.0640** (0.0307)	0.0632* (0.0362)	0.0839** (0.0413)	0.0474* (0.0266)	-0.0297 (0.0363)	0.107*** (0.0384)
<i>S</i> I	-0.0509** (0.0205)	-0.0700*** (0.0227)	0.0412 (0.0277)	0.00632 (0.0198)	0.0176 (0.0227)	-0.0145 (0.0220)	-0.255 (0.244)	0.0950 (0.296)	-0.761* (0.410)	0.0456 (0.211)	0.0221 (0.355)	0.189 (0.342)
Escolaridad	0.130*** (0.0238)			0.139*** (0.0266)			1.060*** (0.194)			1.033*** (0.188)		
Esc. Prom. Hombres		0.104*** (0.0227)			0.127*** (0.0310)			0.189 (0.247)			0.896*** (0.247)	
Esc. Prom. Mujeres			0.113*** (0.0358)			0.135*** (0.0196)			1.130*** (0.316)			1.795*** (0.270)
Constante	4.875*** (0.636)	5.305*** (0.634)	2.563** (1.061)	5.008*** (0.703)	4.790*** (0.730)	4.677*** (0.770)	-85.82*** (11.21)	-74.26*** (11.46)	-78.86*** (15.44)	-39.07*** (7.844)	-2.447 (8.529)	-74.41*** (10.88)
Observaciones	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336
Número de comunas	199	199	199	199	199	199	199	199	199	199	199	199
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por comuna	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R-cuadrado( <i>Within</i> )	0.877	0.869	0.723	0.875	0.838	0.864	0.813	0.788	0.334	0.826	0.695	0.609
R-cuadrado( <i>Between</i> )	0.303	0.131	0.315	0.0163	0.0685	0.0368	0.00961	0.161	0.0369	0.816	0.876	0.698
R-Cuadrado( <i>Overall</i> )	0.798	0.760	0.626	0.794	0.768	0.799	0.00781	0.269	0.00851	0.776	0.829	0.591

Errores estándar clusterizados por unidad territorial entre paréntesis

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tras distinguir entre los sectores transable y no transable, se puede notar en el Cuadro 8 que los efectos positivos sobre salarios asociados a una mayor exposición al *shock* DE provienen del sector transable, donde se encuentran coeficientes significativos estadísticamente tanto para hombres como para mujeres. En particular, los flujos exportadores entre los años 2000 y 2011 sugieren incrementos, en promedio, de 8,2 pp en los salarios del sector transable en la comuna situada en el p90 de la distribución del *shock* DE relativo a la del p10. Este efecto es igual a +8,3 pp sobre la muestra de hombres e igual a +11 pp sobre la de mujeres, aunque no es posible rechazar que estos efectos son iguales estadísticamente (vea Cuadro 19 en anexos). En el sector no transable, los flujos exportadores citados sugieren incrementos, en promedio, de 3,5 pp en los salarios de la comuna en el p90 de la distribución del *shock* DE relativo a la del p10. Este efecto es mayor para los hombres (+5,5 pp) que para las mujeres (+3,6 pp) pero en ningún caso es significativo estadísticamente. Tampoco se

puede rechazar que estos efectos no difieren estadísticamente entre sí (vea Cuadro 19 en anexos).

Por otro lado, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 sugieren caídas, en promedio, de 11,7 pp en los salarios del sector transable de la comuna del p90 de la distribución del *shock* SI relativo a la situada en el p10. Este efecto es negativo y significativo estadísticamente para los hombres (-16,1 pp) y positivo y no significativo para las mujeres (+9,5 pp), donde sí es posible validar que los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes (vea Cuadro 19 en anexos). En el sector no transable, los flujos importadores mencionados se relacionan con alzas, en promedio, 1,5 pp en los salarios de la comuna del p90 de la distribución del *shock* SI comparada con la situada en el p10. Este efecto es positivo sobre la muestra de hombres (+4 pp) y negativo sobre la de mujeres (-3,3 pp), aunque en ningún caso estadísticamente significativo. Tampoco es posible rechazar la hipótesis de que los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres no difieren estadísticamente entre sí (vea Cuadro 19 en anexos).

Al explicar tasas de ocupación, los flujos exportadores hacia China entre los años 2000 y 2011 sugieren incrementos, en promedio, de 1,2 pts en el sector transable de la comuna situada en el p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la del p10. Este efecto es mayor y de mayor significancia estadística para las mujeres (+1,6 pts) que para los hombres (+1,2), aunque no es posible rechazar que estos efectos son estadísticamente iguales (vea Cuadro 19 en anexos). En el sector no transable, los flujos exportadores mencionados sugieren aumentos, en promedio, de 0,9 pts en la tasa de ocupación de la comuna en el p90 de la distribución del *shock* DE comparada con la situada en el p10. Este efecto es positivo y significativo estadísticamente sobre la muestra de mujeres (+2 pts) y negativo y no significativo para la muestra de hombres (-0,6 pts). Como es posible notar del Cuadro 18 en anexos, los coeficientes obtenidos con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes. Por ende, las brechas en tasas de ocupación en el sector no transable se habrían reducido en las comunas más expuestas al *shock* DE.

Finalmente, los flujos importadores desde China entre los años 2000 y 2011 sugieren una disminución, en promedio, de 0,6 pts en la tasa de ocupación del sector transable en la comuna del p90 de la distribución del *shock* SI relativo a la del p10. Este efecto es positivo para los hombres (+0,2 pts) y negativo y significativo para las mujeres (-1,8 pts), en donde sí es posible rechazar que los coeficientes de las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes con un nivel de confianza de 90% (vea Cuadro 19 en anexos). Para el sector no transable, los flujos importadores citados se asocian con un aumento, en promedio, de 0,1 pts en la tasa de ocupación de la comuna situada en el p90 de la distribución del *shock* SI comparada con la del p10. Este efecto es positivo tanto para hombres (+0,1 pts) como para mujeres (+0,4 pts) mas en ningún caso estadísticamente significativo. Tampoco es posible afirmar que la diferencia entre los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres difiere estadísticamente de cero.

## 8. Conclusión

Entre los años 2000 y 2011 las comunas más expuestas al *shock* DE experimentaron crecimientos salariales de entre 5,7 y 6,2 pp comparadas con las menos expuestas. 15,8 pp si se considera el análisis con la muestra provincias. Los crecimientos salariales son de mayor significancia estadística en el sector transable y en ningún caso se puede validar que los coeficientes estimados con las muestras de hombres y de mujeres son estadísticamente diferentes. En tanto, en este lapso las comunas más expuestas al *shock* SI presentaron crecimientos salariales menores en entre 5,5 y 7 pp que las menos expuestas. Los efectos negativos estarían concentrados en los hombres, quienes

experimentarían crecimientos salariales menores en el sector transable, donde las mujeres incluso se verían afectadas positivamente. De esta forma, las brechas salariales caerían en entre 25,6 y 25,7 pp en el sector transable de las comunas más expuestas al *shock* SI.

En cuanto a tasas de ocupación, se encuentra que las comunas más expuestas al *shock* DE habrían aumentado entre 0,6 y 2,1 pts sus tasas de ocupación comparadas con las menos expuestas. Las mujeres incrementarían significativamente más este *outcome*, teniéndose que la brecha en tasas de ocupación caería entre 2,4 y 3 pts relativo a las comunas menos expuestas a este *shock*. Las mujeres ingresarían tanto al sector transable como al no transable, mientras que los hombres aumentarían su ocupación en el sector transable en desmedro del sector no transable. En este último, se produciría la reducción significativa en las brechas de tasas de ocupación a nivel comunal. Por último, no es claro que existan efectos sobre tasas de ocupación en las localidades más expuestas al *shock* SI. Se encuentran coeficientes mayormente positivos aunque, salvo casos puntuales, no significativos estadísticamente.

Cabe resaltar que en el Cuadro 4 se encuentran efectos positivos sobre los salarios de los hombres en el sector no transable, y en los Cuadros 6 y 8 sobre las tasas de ocupación de las mujeres en dicho sector dentro de las localidades más expuestas al *shock* DE. Esto podría estar asociado a derrames sobre el sector no transable tras el incremento de la producción en el sector transable, lo que eventualmente beneficiaría a trabajadores de baja habilidad en actividades como la construcción, transporte, servicios y/o *retail*. Por su parte, la reducción de la brecha salarial en el sector transable de las localidades más expuestas al *shock* SI que se muestra en los Cuadros 4, 6 y 8 podría relacionarse con que, en condiciones más competitivas,<sup>50</sup> las mujeres se verían beneficiadas mediante dos posibles canales. Por una menor discriminación en este sector o por una mayor adopción de tecnologías que habría aumentado la sustituibilidad entre hombres y mujeres en algunas actividades intensivas en el uso de fuerza física.

Existen dimensiones relevantes de las cuales este trabajo no se hace cargo producto de limitantes de información. A saber, no es posible distinguir si los efectos registrados sobre tasas de ocupación están acompañados de una mayor migración de mano de obra. Tampoco si las variaciones salariales vienen seguidas de cambios en los precios locales. Según Moretti (2010), lo primero sería un fenómeno que se daría hacia aquellas localidades “ganadoras” de los aumentos del comercio, y no desde aquellas microrregiones que se ven perjudicadas. Esto podría afectar también de distinta forma a mujeres y a hombres, puesto que, eventualmente, los hombres son los que tendrían una oferta laboral más elástica y migrarían con mayor facilidad hacia las localidades beneficiadas por los *shocks*. Lo segundo, se daría porque en las localidades beneficiadas por los *shocks* aumentaría el costo de la vivienda y la vida, lo que traería como consecuencia que los salarios nominales no sean un buen *proxy* de bienestar ya que sobrestimarían los crecimientos de los salarios reales.<sup>51</sup>

Otro punto relevante es la validez de la desagregación de los datos. El disponer de pocas observaciones limita una separación más fina que permita, por ejemplo, investigar diferencias de género en premios por habilidad o hacer una disgregación mayor de sectores sin perjudicar en demasía la consistencia al momento de estimar parámetros poblacionales. En este trabajo, se distingue entre dos sectores y se calculan variables a nivel comunal diferenciando entre hombres y mujeres, en donde los análisis de sensibilidad permiten dar cuenta de algunos resultados robustos.

---

50. Con un creciente flujo de bienes manufacturados provenientes desde China y con una demanda externa relativamente baja en comparación con, por ejemplo, la actividad minera.

51. Esta sobrestimación sería igual tanto para hombres como para mujeres. Además, cabe señalar que los resultados sobre tasas de ocupación y de participación no verían amenazada su validez por este asunto.

Interrogantes como la que se plantea este trabajo no son sencillas de resolver puesto que guardan relación con cambios estructurales que se materializan en el largo plazo y no abundan las fuentes de información. Para futuros investigadores que se interesen temas similares, analizar datos a nivel de firmas considerando sus grados de exportación sería una contribución. Si bien esto perdería relación con mercados laborales locales, hay trabajos que documentan mayores brechas salariales de género en firmas con mayores niveles de exportación (vea Bøler et al. 2018), las cuales ejercerían un mayor grado de discriminación hacia las mujeres.

En el contexto actual, Chile sigue estando expuesto a distintos *shocks* macroeconómicos generados por fenómenos internacionales y mayormente exógenos. Éstos afectan de distinta forma a los diferentes sectores productivos, los cuales están distribuidos de manera heterogénea a lo largo del país. Sin ir más allá, por ejemplo, la pandemia del COVID - 19 ha afectado con mayor intensidad a actividades relacionadas con servicios diversos, y a la demanda laboral en actividades más propensas a automatizar procesos, encontrándose que el empleo femenino estaría siendo el más afectado por razones tanto económicas como culturales.<sup>52</sup> En contraste, las actividades extractivas de cobre se han visto beneficiadas por nuevas alzas en el precio de este mineral,<sup>53</sup> generando situaciones económicas diferentes entre las heterogéneas localidades del país. En este escenario, se hace aún más relevante aprender del episodio analizado en este estudio, en donde si bien se registran efectos positivos sobre las localidades más expuestas al *shock* de demanda china, las brechas salariales de género no se habrían reducido significativamente en éstas. Las brechas en tasas de ocupación sí habrían disminuido, aunque solamente en el sector no transable, mientras que las microrregiones más dependientes de actividades de la industria manufacturera, y que no se vieron beneficiadas por una mayor demanda, sí habrían disminuido sus brechas salariales.

En consideración de lo anterior, favorecer el ingreso de las mujeres al sector transable sería un mecanismo relevante para lograr la equidad de género en el mercado laboral. Si bien en Chile se han hecho esfuerzos a nivel institucional en esta dirección<sup>54</sup> y también existen iniciativas descentralizadas,<sup>55</sup> desarrollar políticas de género robustas considerando las distintas realidades y matrices productivas de las diferentes microrregiones de Chile es un asunto todavía pendiente y que se hace especialmente relevante en la situación socio económica actual.

---

52. Vea Alon et al. (2020) y Egana-delSol et al. (2021).

53. Según datos de la Comisión Chilena del Cobre (2021), entre junio del 2020 y junio del 2021, el precio del cobre refinado pasó de promediar 2,60 dólares la libra a un promedio de 4,36 dólares (+65%), superando durante el mes de mayo 2021 su máximo precio histórico, llegando a un precio nominal diario de 4,86 dólares la libra.

54. Creación del Servicio nacional de la mujer (1991). Permitir por ley que la mujer trabaje en minería (1996). Asunción de un compromiso ético-político por parte de la Dirección del Trabajo para generar igualdad género en derechos (2002). Creación del ministerio de la Mujer y la Equidad de Género (2015).

55. Por ejemplo, políticas a nivel universitario que favorecen el ingreso de mujeres a carreras masculinizadas. Algunas iniciativas a nivel de firmas, como la Corporación Nacional del Cobre que asumió el compromiso de aumentar en un 25% la dotación femenina en la empresa hacia el año 2020 (Stefanovic y Saavedra 2016).

## 9. Anexos

Cuadro 9: Clasificación de enmiendas *Harmonized system* en los sectores considerados.

Título de enmienda	Clasificación
Sector agricultor	Agricultura, pesca, caza y silvicultura
Manufacturas de piedra, vidrio, metales preciosos	Explotación de minas y canteras
Metales básicos	Explotación de minas y canteras
Cacao, chocolate	Agricultura, pesca, caza y silvicultura
Sector químico	Industria manufacturera
Explosivos, combustibles	Industria manufacturera
Armas de fuego	Industria manufacturera
Mobiliario y asientos	Industria manufacturera
Mineral del hierro, molibdeno	Explotación de minas y canteras
Maquinaria, equipo eléctrico	Industria manufacturera
Artículos manufacturados diversos, obras de arte	Industria manufacturera
Instrumentos ópticos, instrumentos médicos, relojes	Industria manufacturera
Petróleo y aceites (0% del total la mayoría de los años)	Explotación de minas y canteras
Cueros y pieles en bruto, cuero, madera, papel	Agricultura, pesca, caza y silvicultura
Tabaco, cigarros	Industria manufacturera
Textiles, calzado	Industria manufacturera
Vehículos, aeronaves, embarcaciones y equipo de transporte asociado	Industria manufacturera

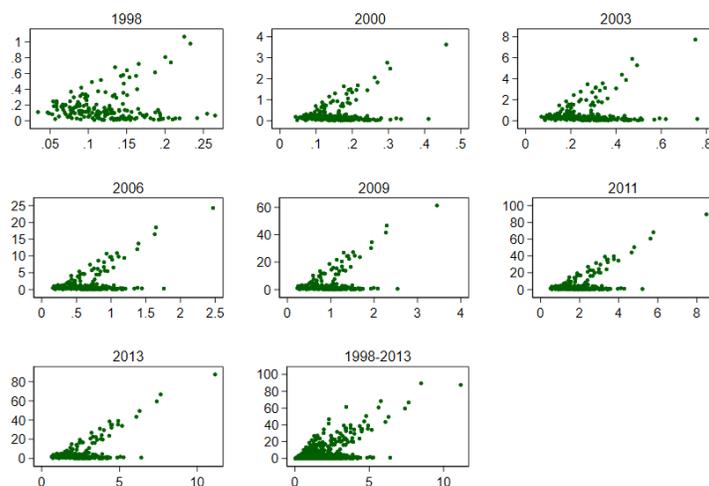
**Fuente:** Elaboración propia en base al manual de *BACI CEPII International Trade database*, revisión 96.

Cuadro 10: Estadística descriptiva de las participaciones de cada sector transable sobre el total de ocupados a nivel comunal en Chile en el año 2000.

	Explotación de minas y canteras	Agricultura, caza, pesca y silvicultura	Industria manufacturera
Media	0.02	0.31	0.10
Desviación estándar	0.06	0.22	0.06
Máximo	0.45	0.83	0.37
Mínimo	0	0	0
Observaciones	260	260	260

**Fuente:** Elaboración propia con datos de la encuesta CASEN del año 2000.

Figura 3: *Shocks* DE y SI, dispersión de comunas según periodo



Nota: Eje Y muestra DE y eje X señala SI.

**Fuente:** Elaboración propia con datos de *BACI CEPII International Trade database*, revisión 96, y la encuesta CASEN.

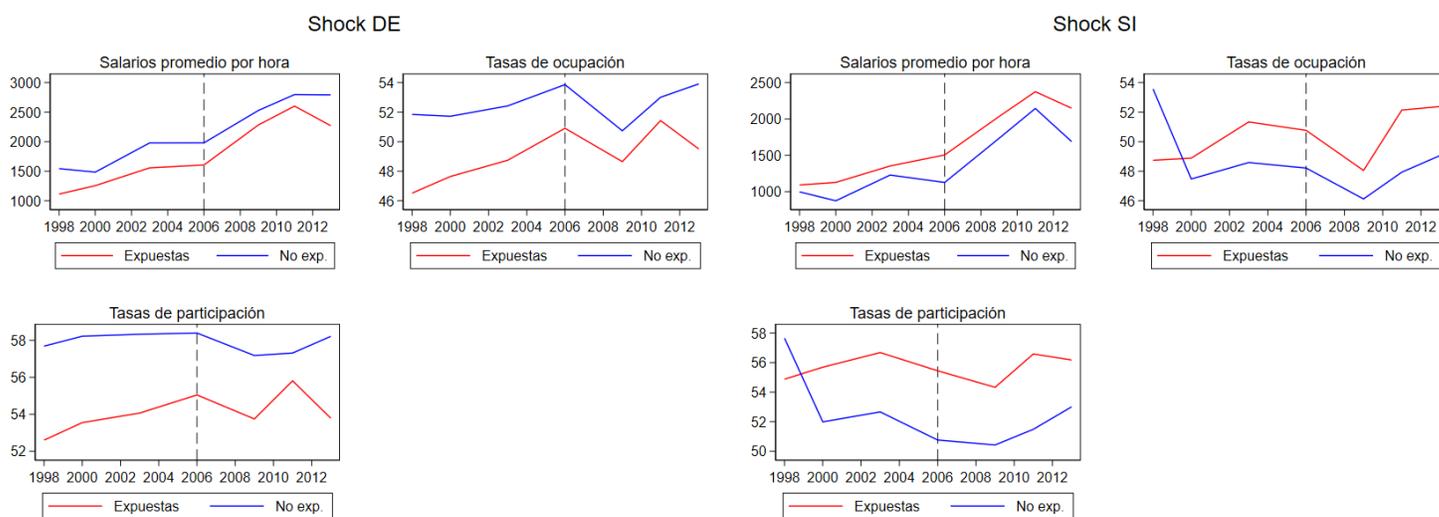
Cuadro 11: Número de establecimientos pertenecientes a industria manufacturera en Chile, 2015.

Clase de actividad económica	N° establecimientos	% del total
Fabricación de productos textiles	123	3.2%
Fabricación de prendas de vestir	167	4.4%
Fabricación de productos de cuero y productos conexos	44	1.2%
Fabricación de productos de caucho y de plástico	305	8.0%
Fabricación de productos de informática, de electrónica y de óptica	23	0.6%
Fabricación de equipo eléctrico	86	2.3%
Otros	3066	80.4%
<b>Total</b>	<b>3814</b>	<b>100.0%</b>

**Fuente:** Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional Industrial Anual año 2015, INE.

**Nota:** Clasificador de Actividad Económica Revisión 4 (CIIU Rev. 4), 2015.

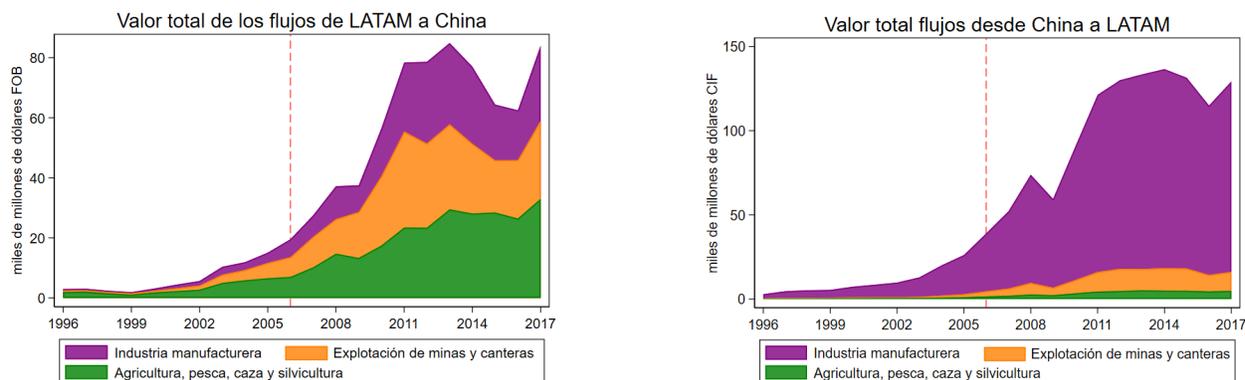
Figura 4: Salarios por hora promedio, tasas de ocupación y de participación. Comunas expuestas y no expuestas a los shocks DE y SI, 1998-2013



**Fuente:** Elaboración propia con datos de CEPII BACI Internacional Trade database, revisión 96, y la encuesta CASEN.

**Nota:** Se considera una comuna “expuesta” a aquellas que se encuentra por sobre el percentil 90 de distribución de los shocks. Las menos expuestas, son las que se encuentran por debajo del percentil 10.

Figura 5: Valor total de los flujos de comercio bilateral de bienes entre América Latina y China, 1996-2017.



Fuente: Elaboración propia con datos de *CEPII BACI Internacional Trade database*, revisión 96.

Cuadro 12: Estimaciones primera etapa muestra de comunas.

VARIABLES	Muestra agregada		Muestra hombres		Muestra mujeres	
	(1) <i>DE</i>	(2) <i>SI</i>	(3) <i>DE</i>	(4) <i>SI</i>	(5) <i>DE</i>	(6) <i>SI</i>
$DE^{LTM}$	0.301*** (0.00328)	-0.00163*** (0.000126)	0.301*** (0.00328)	-0.00162*** (0.000128)	0.301*** (0.00330)	-0.00164*** (0.000125)
$SI^{LTM}$	0.0990*** (0.0115)	0.104*** (0.000229)	0.0997*** (0.0115)	0.104*** (0.000229)	0.0989*** (0.0115)	0.104*** (0.000226)
Escolaridad	-0.322*** (0.0834)	-0.00506 (0.00500)				
Escolaridad prom. Hombres			-0.269*** (0.0748)	-0.00642 (0.00581)		
Escolaridad prom. Mujeres					-0.253*** (0.0845)	-0.00117 (0.00410)
Constante	2.518 (3.863)	0.361* (0.199)	2.194 (3.752)	0.369* (0.206)	2.133 (3.905)	0.338* (0.185)
Observaciones	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742	1,742
R-cuadrado	0.949	0.994	0.949	0.994	0.949	0.994
Número de comunas	260	260	260	260	260	260
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por comuna	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Estadístico F	4,146	766,112	4,159	731,062	4,027	805,189
Valor <i>p</i> test de modelo	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Errores estándar clusterizados por unidad territorial entre paréntesis  
\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Cuadro 13: Estimaciones primera etapa muestra de provincias.

VARIABLES	Muestra agregada		Muestra hombres		Muestra mujeres	
	(1) <i>DE</i>	(2) <i>SI</i>	(3) <i>DE</i>	(4) <i>SI</i>	(5) <i>DE</i>	(6) <i>SI</i>
<i>DE<sup>LTM</sup></i>	0.316*** (0.00558)	-0.00166*** (0.000326)	0.316*** (0.00537)	-0.00168*** (0.000321)	0.316*** (0.00575)	-0.00165*** (0.000339)
<i>SI<sup>LTM</sup></i>	0.0431* (0.0230)	0.104*** (0.000670)	0.0412* (0.0228)	0.104*** (0.000603)	0.0456* (0.0229)	0.104*** (0.000708)
Escolaridad	-0.361 (0.311)	-0.0375 (0.0229)				
Escolaridad prom. Hombres			-0.455 (0.280)	-0.0276 (0.0215)		
Escolaridad prom. Mujeres					-0.166 (0.272)	-0.0369* (0.0202)
Constante	14.49 (9.700)	0.492 (0.410)	15.30 (9.636)	0.387 (0.377)	12.65 (9.315)	0.501 (0.404)
Observaciones	321	321	321	321	321	321
R-cuadrado	0.962	0.995	0.963	0.995	0.962	0.995
Número de provincias	46	46	46	46	46	46
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por provincia	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Estadístico F	3,536	188,887	3,605	311,964	3,526	180,851
Valor <i>p</i> test de modelo	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Errores estándar clusterizados por unidad territorial entre paréntesis *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

Cuadro 14: Estimaciones primera etapa muestra de comunas restringida.

VARIABLES	Muestra agregada		Muestra hombres		Muestra mujeres	
	(1) <i>DE</i>	(2) <i>SI</i>	(3) <i>DE</i>	(4) <i>SI</i>	(5) <i>DE</i>	(6) <i>SI</i>
<i>DE<sup>LTM</sup></i>	0.305*** (0.00349)	-0.00168*** (0.000147)	0.305*** (0.00354)	-0.00168*** (0.000147)	0.305*** (0.00351)	-0.00169*** (0.000146)
<i>SI<sup>LTM</sup></i>	0.0954*** (0.0121)	0.104*** (0.000281)	0.0965*** (0.0122)	0.104*** (0.000280)	0.0951*** (0.0122)	0.104*** (0.000282)
Escolaridad	-0.415*** (0.105)	-0.00599 (0.00648)				
Escolaridad prom. Hombres			-0.337*** (0.0940)	-0.00774 (0.00737)		
Escolaridad prom. Mujeres					-0.340*** (0.108)	-0.00145 (0.00526)
Constante	4.010 (4.985)	0.515* (0.282)	3.477 (4.837)	0.522* (0.288)	3.778 (5.083)	0.492* (0.267)
Observaciones	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336	1,336
R-cuadrado	0.953	0.993	0.953	0.993	0.953	0.993
Número de comunas	199	199	199	199	199	199
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por comuna	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Estadístico F	4,235	416,148	4,208	405,655	4,180	416,913
Valor <i>p</i> test de modelo	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Errores estándar clusterizados por unidad territorial entre paréntesis *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

Cuadro 15: Estadística descriptiva *shocks* DE y SI, provincias.

	Año	1998	2000	2003	2006	2009	2011	2013	1998-2013
DE	Media	0.2	0.4	0.7	2.2	5.4	7.8	7.8	3.5
	Desv. Estándar	0.2	0.5	1.0	3.3	8.2	12.0	11.7	7.8
	Percentil 90	0.4	0.9	2.0	6.3	15.9	23.2	22.7	10.6
	Percentil 10	0.0	0.0	0.1	0.2	0.5	0.6	0.8	0.1
SI	Media	0.1	0.2	0.3	0.7	1.0	2.1	2.7	1.0
	Desv. Estándar	0.0	0.1	0.1	0.3	0.4	0.9	1.2	1.1
	Percentil 90	0.2	0.2	0.4	1.0	1.4	3.4	4.3	2.5
	Percentil 10	0.1	0.1	0.1	0.4	0.6	1.3	1.5	0.1
	Observaciones	46	46	46	45	46	46	46	321

**Fuente:** Elaboración propia con datos de *BACI CEPII International Trade database*, revisión 96, y la encuesta CASEN.

Cuadro 16: Estadística descriptiva *shocks* DE y SI, comunas restringidas.

	Año	1998	2000	2003	2006	2009	2011	2013	1998-2013
DE	Media	0.2	0.3	0.7	1.8	4.5	6.5	6.7	3.1
	Desv. Estándar	0.2	0.5	1.1	3.4	8.5	12.5	12.2	8.0
	Percentil 90	0.5	0.9	1.8	5.5	13.8	20.1	19.7	6.3
	Percentil 10	0.0	0.1	0.1	0.3	0.5	0.7	0.9	0.1
SI	Media	0.1	0.1	0.3	0.6	0.9	2.0	2.5	1.0
	Desv. Estándar	0.0	0.1	0.1	0.3	0.5	1.1	1.4	1.1
	Percentil 90	0.2	0.2	0.4	1.1	1.5	3.4	4.2	2.4
	Percentil 10	0.1	0.1	0.1	0.3	0.4	0.9	1.1	0.1
	Observaciones	142	199	199	199	199	199	199	1336

**Fuente:** Elaboración propia con datos de *BACI CEPII International Trade database*, revisión 96, y la encuesta CASEN.

Cuadro 17: Tests de coeficientes del modelo (11) obtenidos a partir de muestras de hombres y mujeres. Comunas.

		Salarios	T. de ocupación	T. de participación	Salarios ST	Salarios SNT	T. de Ocupación ST	T. de ocupación SNT
$\hat{D}E$	$\chi^2(1)$	0.80	8.77	5.70	0.04	0.46	1.34	4.76
	valor $p$	0.37	0.00	0.02	0.84	0.50	0.25	0.03
$\hat{S}I$	$\chi^2(1)$	2.71	1.87	1.52	10.75	1.62	6.77	0.72
	valor $p$	0.10	0.17	0.22	0.00	0.20	0.01	0.40

**Nota:** La hipótesis nula de los tests presentados es  $H_0 : \beta_i^H - \beta_i^M = 0$  con  $i = \{x, m\}$  para cada *outcome* estudiado. ST: Sector transable. SNT: Sector no transable. El estadístico resultante se distribuye  $\chi^2$  con un grado de libertad, puesto que se comparan coeficientes de dos regresiones diferentes.

Cuadro 18: Tests de coeficientes del modelo (11) obtenidos a partir de muestras de hombres y mujeres. Provincias.

		Salarios	T. de ocupación	T. de participación	Salarios ST	Salarios SNT	T. de Ocupación ST	T. de ocupación SNT
$\hat{D}E$	$\chi^2(1)$	1.32	0.35	0.89	0.37	0.46	1.90	2.65
	valor $p$	0.25	0.55	0.35	0.55	0.50	0.17	0.10
$\hat{S}I$	$\chi^2(1)$	1.60	0.09	0.23	14.37	0.59	0.92	1.17
	valor $p$	0.21	0.76	0.63	0.00	0.44	0.34	0.28

**Nota:** La hipótesis nula de los tests presentados es  $H_0 : \beta_i^H - \beta_i^M = 0$  con  $i = \{x, m\}$  para cada *outcome* estudiado. ST: Sector transable. SNT: Sector no transable. El estadístico resultante se distribuye  $\chi^2$  con un grado de libertad, puesto que se comparan coeficientes de dos regresiones diferentes.

Cuadro 19: Tests de coeficientes del modelo (11) obtenidos a partir de muestras de hombres y mujeres. Comunas restringidas.

		Salarios	T. de ocupación	T. de participación	Salarios ST	Salarios SNT	T. de Ocupación ST	T. de ocupación SNT
$\hat{DE}$	$\chi^2(1)$	0.35	7.92	5.43	0.13	0.13	0.21	6.81
	valor $p$	0.55	0.00	0.02	0.71	0.72	0.65	0.01
$\hat{SI}$	$\chi^2(1)$	2.77	1.38	1.29	10.07	1.50	2.88	0.09
	valor $p$	0.10	0.24	0.26	0.00	0.22	0.09	0.76

**Nota:** La hipótesis nula de los tests presentados es  $H_0 : \beta_i^H - \beta_i^M = 0$  con  $i = \{x, m\}$  para cada *outcome* estudiado. ST: Sector transable. SNT: Sector no transable. El estadístico resultante se distribuye  $\chi^2$  con un grado de libertad, puesto que se comparan coeficientes de dos regresiones diferentes.

## Referencias

- Alon, Titan, Matthias Doepke, Jane Olmstead-Rumsey y Michèle Tertilt. 2020. *The impact of COVID-19 on gender equality*. Informe técnico. National Bureau of economic research.
- Álvarez, Roberto, Álvaro García-Marín y Sebastián Ilabaca. 2018. “Commodity price shocks and poverty reduction in Chile”. *Resources Policy*.
- Álvarez, Roberto, y Luis Opazo. 2011. “Effects of Chinese imports on relative wages: Microevidence from Chile”. *Scandinavian Journal of Economics* 113 (2): 342-363.
- Aragón, Fernando M, y Juan Pablo Rud. 2013. “Natural resources and local communities: evidence from a Peruvian gold mine”. *American Economic Journal: Economic Policy* 5 (2): 1-25.
- Autor, D, David Dorn y Gordon H Hanson. 2013. “The China syndrome: Local labor market effects of import competition in the United States”. *American Economic Review* 103 (6): 2121-68.
- Becker, G. 1957. *The economics of discrimination, Chicago (Ill.)*
- Black, Dan, Terra McKinnish y Seth Sanders. 2005. “The economic impact of the coal boom and bust”. *The Economic Journal* 115 (503): 449-476.
- Bøler, Esther Ann, Beata Javorcik y Karen Helene Ulltveit-Moe. 2018. “Working across time zones: Exporters and the gender wage gap”. *Journal of International Economics* 111:122-133.
- Costa, Francisco, Jason Garred y Joao Paulo Pessoa. 2016. “Winners and losers from a commodities-for-manufactures trade boom”. *Journal of International Economics* 102:50-69.
- Direcon. 2015. *Análisis de las relaciones comerciales entre Chile y China en el marco del Tratado de Libre Comercio*.
- Ederington, Josh, Jenny Minier y Kenneth R Troske. 2009. “Where the Girls Are: Trade and labor market segregation in Colombia”.
- Egana-delSol, Pablo, Gabriel Cruz y Alejandro Micco. 2021. “COVID-19’s Impact on the Labor Market Shaped by Automation: Evidence from Chile”. *Available at SSRN 3761822*.
- Erten, Bilge, y Martina Metzger. 2019. “The real exchange rate, structural change, and female labor force participation”. *World Development* 117:296-312.
- Gaddis, Isis, y Janneke Pieters. 2017. “The gendered labor market impacts of trade liberalization evidence from Brazil”. *Journal of Human Resources* 52 (2): 457-490.

- Juhn, Chinhui, Gergely Ujhelyi y Carolina Villegas-Sanchez. 2013. "Trade liberalization and gender inequality". *American Economic Review* 103 (3): 269-73.
- . 2014. "Men, women, and machines: How trade impacts gender inequality". *Journal of Development Economics* 106:179-193.
- Klasen, Stephan, y Anna Minasyan. 2017. "Gender inequality and growth in Europe". *Intereconomics* 52 (1): 17-23.
- Leamer, Edward E. 1987. "Paths of development in the three-factor, n-good general equilibrium model". *Journal of political economy* 95 (5): 961-999.
- Montenegro, Claudio E, Mariana Pereira e Isidro Soloaga. 2011. "El efecto de China en el comercio internacional de América Latina". *Estudios de economía* 38 (2): 341-368.
- Moretti, Enrico. 2010. *Local labor markets*. Informe técnico. National Bureau of Economic Research.
- Muller, Miriam, y Carmen de Paz. 2018. "Gender Gaps in Peru: An Overview".
- Stefanovic, Ana F, y Manuela Saavedra. 2016. "Las mujeres en el sector minero de Chile". *Propuestas para políticas públicas de igualdad*. Cepal, Cooperación Alemana.
- World Bank. 2018. "Gender Gaps in Chile: An Overview", <https://doi.org/https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/31823>.
- . 2020. *Women and Trade: The Role of Trade in Promoting Gender Equality*.