



Estudios de Economía

ISSN: 0304-2758

ede@econ.uchile.cl

Universidad de Chile

Chile

Jamett Sasonov, Iván; Paredes Araya, Dusan

Conmutación de larga distancia en Chile: Estimando el premio por trabajar muy lejos de casa

Estudios de Economía, vol. 40, núm. 2, diciembre, 2013, pp. 179-209

Universidad de Chile

Santiago, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=22129674004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## **Conmutación de larga distancia en Chile: Estimando el premio por trabajar muy lejos de casa\***

*Long distance commuting in Chile:*

*Estimating the prize for working far away from home*

IVÁN JAMETT SASONOV\*\*

DUSAN PAREDES ARAYA\*\*\*

### **Resumen**

*La conmutación de larga distancia (CLD) cobra importancia producto de la continua reducción en costos de transporte. Este trabajo formaliza la relación CLD y salario mediante un modelo de búsqueda de trabajo que incluye el tiempo conmutado. Se plantea que la CLD es compensada en salario, creciente en distancia, y las regiones con mayor flujo de conmutantes deben pagar mayor premio. Los resultados muestran un premio de 19% para quienes ejercen CLD dependiendo del destino del conmutante, superando en algunos casos el 40%. Simultáneamente regiones con mayor atracción de conmutantes son aquellas que ofrecen mayor premio.*

**Palabras clave:** *Conmutación de larga distancia, Coarsened Exact Matching, diferenciales espaciales de salario.*

**Clasificación JEL:** *J61, R23.*

### **Abstract**

*The importance of Long Distance Commuting (LDC) has increased as a result of the continuous reduction of transport costs. This paper formalizes the relationship between LDC and wage through a job search model where a commuting time variable is included. The paper proposes that LDC be compensated in wage and be increasing in distance, and that the regions which receive more commuters pay a higher premium wage. The results suggest an average premium of 19%*

---

\* Los autores agradecen los útiles comentarios proporcionados por los árbitros anónimos y la colaboración de la investigadora asistente Yasna Cortés. Los autores también reconocen el apoyo de CONICYT a través del proyecto Fondecyt 11121247 “Understanding income inequality persistency and its spatial dimension in Chile” y del proyecto CONICYT “Apoyo a la Formación de Redes Internacionales entre Centros de Investigación 2012” Redes 12-0047.

\*\* Departamento de Economía, Universidad Católica del Norte.

\*\*\* Departamento de Economía, Universidad Católica del Norte. E-mail: dparedes@ucn.cl.

*for LDC. However, the applicable rate depends on the workplace location of each commuter, and thus it might be as high as 40%.*

**Key words:** *Long distance commuting, Coarsened Exact Matching, spatial wage differentials.*

**JEL Classification:** *J61, R23.*

## 1. INTRODUCCIÓN

La conmutación de larga distancia (CLD) existe en aquellos países donde los polos productivos, en general de recursos naturales, se localizan en áreas remotas del territorio, obligando a las firmas a contratar trabajadores que residen en unidades ubicadas a una distancia tal que la conmutación de corta distancia (CCD) no es posible. Hobart (1979) define este proceso como *todo empleo laboral en que el trabajo está aislado de las viviendas de los trabajadores, a quienes se les provee de alimentación y alojamiento en el lugar de trabajo, y donde los horarios de trabajo se establecen bajo un número fijo de días trabajando en el sitio, seguido por un número fijo de días en su hogar*.<sup>1</sup> Si bien este fenómeno ha sido documentado para Australia (De Silva, Johnson, & Wade, 2011; Houghton, 1993; Storey, 2001, 2009), Canadá (Bottge, 1986; Storey & Shrimpton, 1988), Rusia (Spies, 2006) y Chile (Aroca y Atienza, 2008), estos trabajos se enfocan en la descripción y cuantificación del fenómeno más que en los incentivos económicos que lo explicarían, en particular los relacionados a costos y beneficios de conmutar. El objetivo de este artículo es estimar la elasticidad entre la CLD y los salarios de equilibrios entre los mercados laborales regionales en Chile. Esto se materializa en tres hipótesis. Primero, se plantea que la CLD impacta positivamente sobre los salarios de quienes conmutan (H1), y, en forma simultánea, este impacto tiene una relación positiva con la distancia conmutada (H2). Además, se postula que las regiones con mayor atracción de conmutantes generan también mayores premios salariales (H3). Esta relación entre conmutación y salario se formaliza a través de un modelo de búsqueda del mercado de trabajo *a la McCall* (Rupert, Stancanelli, & Wasmer, 2009).

Este artículo propone diversas consideraciones econométricas para estimar la causalidad entre la CLD y el salario. En primer lugar, el premio debe ser un efecto puro por conmutar, es decir, el diferencial salarial entre un individuo que conmuta y ese mismo individuo sin conmutar. Claramente, los individuos son observados solo en uno de ambos estados. Dada la imposibilidad de este contrafactual ideal, para cada conmutante que vive en la unidad  $i$  y trabaja en  $j$ , se encuentra un trabajador similar en la unidad  $j$ , definiendo similar de acuerdo a un conjunto de características observables. Este proceso se lleva a cabo mediante el uso de Coarsened Exact Matching (CEM) (Iacus, King, & Porro, 2011). Una vez identificados los trabajadores similares, el premio se estima en una ecuación de salarios *a la Mincer* (Mincer, 1974), incluyendo el grupo de

<sup>1</sup> Traducción adaptada de la versión original de Hobart (1979).

tratados (conmutantes) y controles (no conmutantes comparables). Sin embargo, estas ecuaciones aun adolecen de dos tipos de sesgo. Primero, existe selección de quienes no participan del mercado laboral (Heckman, 1979). Segundo, tal como advirtieron Rupert *et al.* (2009), el salario exigido y la distancia conmutada son parte de una estrategia simultánea del trabajador. Esto implica que una única ecuación de salario en función de la distancia conmutada genera un sesgo adicional de selección. Ambos problemas son enfrentados utilizando correcciones de selección para el primer caso y estimando simultáneamente una ecuación de salario y distancia para el segundo.

Por último, la distinción entre CLD y CCD es extremadamente subjetiva y existe escasa bibliografía respecto a qué criterios gobiernan el umbral entre ambos procesos.<sup>2</sup> Aunque no es el objetivo específico de este artículo discutir una metodología para la identificación de dicho umbral, este artículo sí presenta algunas estimaciones para descubrir el punto en donde existe un quiebre estructural de la elasticidad salario-distancia. Si bien el objetivo del trabajo sigue siendo el análisis de las tres hipótesis planteadas anteriormente, creemos que la identificación y discusión de este umbral puede incrementar el entendimiento del lector sobre la problemática analizada. Esta evidencia se entrega estimando modelos de umbrales determinados de forma exógena y endógena, como es sugerido por Hansen (2000).

La evidencia empírica muestra que quienes ejercen la CLD reciben 19% de premio. Este resultado difiere cuando la conmutación deja de ser una condición dicotómica y se analiza en función de las horas promedio conmutadas. En este caso, el premio asciende a un 5,7% por hora conmutada. Sin embargo, este varía dependiendo de la región hacia donde se conmuta. Por ejemplo, la Región de Antofagasta y Región de Magallanes muestran un premio sobre el 40%, siendo además las regiones que reciben una mayor cantidad de conmutantes con respecto a su fuerza laboral local.

## 2. EVIDENCIA EMPÍRICA DE CLD EN CHILE

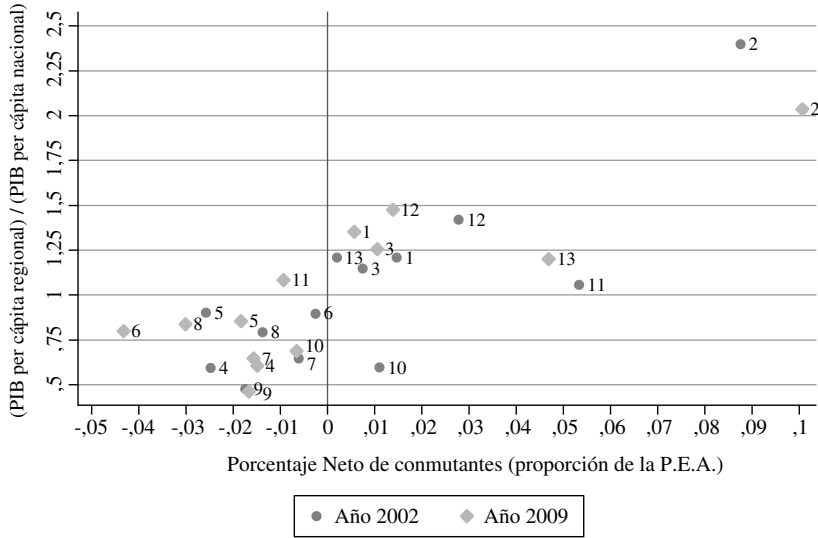
La CLD es un fenómeno que ha crecido significativamente en Chile desde comienzos de los 90 e incluso ha doblado en proporción a la migración interregional (Aroca y Atienza, 2008). Este incremento está explicado principalmente por la fuerte atracción de trabajadores hacia las regiones explotadoras de recursos naturales. Por ejemplo, la Figura 1 muestra la evolución de la conmutación neta para las regiones de Chile (eje horizontal),<sup>3</sup> versus el ranking de PIB per cápita regional para los años 2002 y 2009 (eje vertical). Se aprecia que las regiones extremas (Región de Tarapacá y Región de Antofagasta en el extremo norte, Región de Aysén y Región de Magallanes en el extremo sur) presentan los mayores flujos netos positivos de conmutantes, es decir, allí ingresan más trabajadores

<sup>2</sup> Agradecemos al editor y al (los) árbitro(s) por esta sugerencia.

<sup>3</sup> Entendida como la diferencia entre la cantidad de trabajadores que ingresan a una región menos quienes salen de la misma, dividida por la población económicamente activa regional.

desde otras regiones de los que salen de las mismas hacia el resto de Chile.<sup>4</sup> Sin embargo, solo la Región de Antofagasta incrementa su saldo entre 1992 y 2009. La hipótesis de este aumento es que la conmutación hacia la Región de Antofagasta se asocia a la minería del cobre, cuyo precio ha sobrepasado valores históricos durante la última década, variando en casi 400% el valor nominal de la libra de cobre con respecto al año 2002 (Comisión Chilena del Cobre, 2012). Esto trae consigo una mayor demanda de empleos directos por parte del sector minero así como también una demanda indirecta de ellos.<sup>5</sup>

FIGURA 1  
ÍNDICE PIB Y CONMUTACIÓN NETA POR REGIONES, 2002-2009



Fuente: Elaboración propia en base a estadísticas nacionales.

La Figura 1 también muestra que las regiones con mayores niveles de PIB per cápita atraen una mayor proporción de conmutantes. Entre estas regiones, en el sector superior derecho se distinguen tres zonas geográficas: (i) la Región Metropolitana de Santiago (13), capital administrativa ligada esencialmente al sector terciario e industrial; (ii) las regiones del extremo norte que poseen los principales yacimientos cupríferos, reuniendo el 28% de reservas de cobre a nivel mundial y el 34% de la oferta mundial (USGS, 2012); y (iii) las regiones

<sup>4</sup> PIB per cápita regional dividido por el PIB per cápita nacional permite observar regiones sobre y bajo la media nacional en términos de PIB per cápita.

<sup>5</sup> Aroca y Atienza (2012) sugieren una relación 1 a 2 entre empleos directos e indirectos de minería.

del extremo sur, altamente especializadas en pesca, y cuya producción sectorial representa casi 30 veces más que similar sector en el resto de las regiones.<sup>6</sup>

Como indica la Figura 1, la proporción de trabajadores desde el centro del país hacia las regiones extremas es mayor comparada con la proporción de trabajadores que desde los extremos se dirige a las regiones del centro de Chile (Aroca y Atienza, 2012). Este aspecto de la geografía económica chilena se precisa aún más tomando en cuenta que las regiones del centro del país (regiones 4 a 9) concentran el 80% de la población nacional (Instituto Nacional de Estadísticas, 2012), lo que finalmente genera que los trabajadores que opten por CLD deban recorrer distancias que incluso pueden sobrepasar los 3.000 kilómetros.<sup>7</sup>

Si bien la Figura 1 presenta la estructura de conmutación para Chile, esta no permite observar la distancia recorrida por los trabajadores. Para ello la Figura 2 compara la distancia conmutada hacia la Región de Antofagasta versus la distancia conmutada a nivel nacional. Se distingue que la Región de Antofagasta domina estocásticamente a la media nacional. Esto sugiere, por ejemplo, que si se toma como referencia al 40% del total de conmutantes, a nivel nacional estos trabajadores no recorren más de 200 kilómetros de distancia, a diferencia de quienes conmutan hacia la Región de Antofagasta, que su distancia de traslado alcanza hasta los 1.200 kilómetros. Esto significa, que el 60% restante de conmutantes que recibe esta región, proviene desde distancias mayores a 1.200 kilómetros coincidiendo con el concepto de CLD.

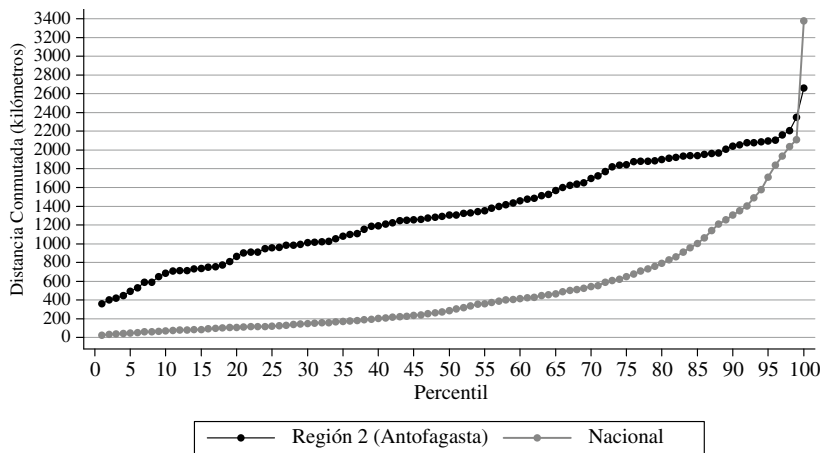
La discusión hasta este punto no se diferencia significativamente de la literatura previa para Chile (Aroca y Atienza, 2008, 2011, 2012) y otras economías como Australia (Houghton, 1993; Storey, 2001; Storey, 2009; De Silva *et al.*, 2011), Canadá (Bottge, 1986; Storey & Shrimpton, 1988; Storey, 2009) o Rusia (Spies, 2006). En todos estos trabajos se observa un enfoque descriptivo del fenómeno más que un análisis sobre los incentivos económicos que expliquen la CLD. En este sentido, el mercado laboral exige ciertos requisitos mínimos para sustentar la CLD como un equilibrio estable de largo plazo. Primero, esta conmutación implica un costo en tiempo de traslado entre el lugar de residencia y de trabajo, así como también un costo monetario en transporte. En segundo lugar, el trabajador enfrenta costos familiares y sociales por no retornar diariamente a su lugar de residencia (Houghton, 1993; Storey, 2001), lo que debe corresponder a un costo de oportunidad. Tercero, el trabajador enfrenta, en particular cuando trabaja en la explotación de recursos naturales, condiciones laboralmente exigentes y ambientalmente adversas debido a lo espacialmente remoto de los procesos productivos (Spies, 2006). Estos tres factores sugieren que la CLD, al menos, debiera generar un premio de salario real y este premio debiera aumentar con la distancia conmutada.<sup>8</sup>

<sup>6</sup> Ver Anexo A para el detalle de especialización regional.

<sup>7</sup> Chile continental posee aproximadamente 4.200 kilómetros de extensión. Mapa administrativo en Anexo B.

<sup>8</sup> El término real es crítico en la comparación de salarios entre unidades espaciales debido a los diferenciales espaciales de costo de vida. Sin embargo, Chile no posee estadísticas oficiales sobre estos diferenciales, por lo que su efecto en las estimaciones empíricas es, al menos en el corto plazo, imposible. Para mayor discusión ver Paredes y Aroca (2008), Paredes (2011) o Paredes e Iturra (2013).

FIGURA 2  
DISTRIBUCIÓN ACUMULADA DE LA DISTANCIA DE CONMUTACIÓN



Fuente: Elaboración propia en base a estadísticas nacionales.

Dada la relación económica entre salario y conmutación, la literatura de búsqueda de trabajo ha discutido mecanismos teóricos que unen ambos conceptos. En particular, se propone que la decisión de trabajar implica necesariamente un proceso de localización entre el lugar de residencia y trabajo, lo que repercute directamente en los costos de conmutación cuya formalización se presenta en la próxima sección.

### 3. MODELO

Rupert *et al.* (2009) presentaron un modelo *a la McCall* de búsqueda del mercado de trabajo extendido mediante la inclusión de una relación positiva entre salario y distancia de conmutación. Formalmente se establecen dos ecuaciones que comparan bajo un tiempo continuo: el valor actual de estar desempleado frente al valor actual de estar en una relación laboral, respectivamente:

$$(1) \quad rU = b + \lambda \int \text{Max}(0, E(w', d') - U) dF(w, d)$$

$$(2) \quad rE(w, d) = w - C(h, d) + \delta(U - E)$$

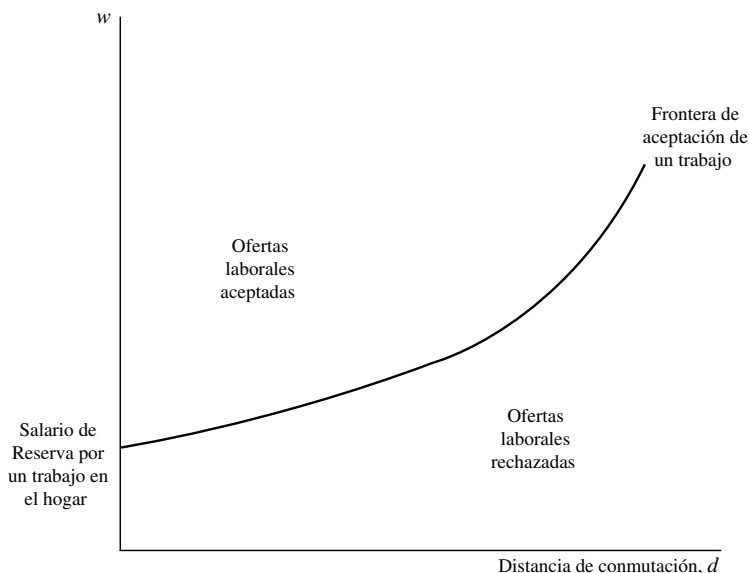
El valor actual del desempleo ( $U$ ) descontado a una tasa de descuento ( $r$ ) es igual a un seguro de desempleo  $b$  más el máximo entre valor esperado de ofertas de salarios obtenidos de una distribución acumulada de ofertas salariales ( $F$ ) y ponderada por la tasa de recepción de ofertas laborales ( $\lambda$ ). Por otra parte, la decisión de empleo está condicionada por la diferencia entre el salario ( $w$ ) menos el costo  $C(h)$  de trabajar  $h$  horas, y menos los valores actuales descontados de estar empleado y desempleado a una tasa ( $\delta$ ). La variable  $d$  corresponde a la distancia necesaria de traslado entre su lugar de origen y de trabajo. Ambas

ecuaciones establecen la evaluación de costos y beneficios que el trabajador considera ante un escenario de desempleo frente a uno con empleo, donde se asume  $\partial E / \partial w > 0$  y  $\partial E / \partial d < 0$ . La diferencia entre las ecuaciones (1) y (2) producen tres alternativas para el trabajador. Primero, una diferencia positiva implicando que el valor actual del desempleo es más atractivo que el valor actual de estar empleado. Segundo, una diferencia negativa, sugiriendo que al individuo le resulta conveniente tomar el trabajo a mantenerse desempleado. Por último, la igualdad entre estados implicando una condición de indiferencia, contenidos en la ecuación (3),

$$(3) \quad E(w, d) - U = \frac{w - w^R(d)}{r + \delta}$$

Donde  $w^R(d)$  define un salario de reserva en función de cualquier distancia conmutada. Con lo anterior, la condición de indiferencia expresada como  $E(w^R(d), d) = U$  está definida en un espacio  $(w, d)$  correspondiendo a la frontera de aceptación de trabajos en la Figura 3. Cualquier punto bajo la frontera de aceptación corresponde a combinaciones de  $(w, d)$  donde el valor actual de permanecer desempleado es más atractivo que optar por un empleo. Sobre esta, el individuo opta por un trabajo dado que  $E > U$ . Esta función resume la decisión de aceptar un trabajo considerando tanto un nivel de salario como una distancia de conmutación que son consideradas simultáneamente al momento de valorar un trabajo.

FIGURA 3  
FRONTERA DE ACEPTACIÓN DE TRABAJOS



Fuente: Rupert *et al.* (2009).



La ventaja de este modelo radica en la relación establecida entre salario y distancia. En otras palabras, al decidir si optar por un trabajo o permanecer desempleado, el individuo escoge simultáneamente el salario y distancia de traslado al trabajo. Además, este modelo permite el marco de análisis tanto de CCD como de CLD, incluso permitiendo la búsqueda del umbral que diferencia estos tipos de movilidad laboral, un tema empírico que se abordará en la sección de resultados. Habiendo definido el modelo, este artículo tiene como hipótesis distinguir si existe en Chile un premio en salario para aquellas personas que conmutan una larga distancia respecto de quienes no realizan CLD.

#### 4. METODOLOGÍA

La identificación causal de la relación salario-distancia requiere ciertas consideraciones para su estudio organizadas esencialmente en tres aspectos: (i) la estimación de un efecto puro por el acto de conmutar; (ii) la inclusión en el análisis de medidas que corrijan sesgo de selección; y (iii) la consideración del efecto simultáneo entre las variables salario y distancia. El primer punto será analizado a continuación, los puntos (ii) y (iii) serán considerados posteriormente en el artículo.

##### 4.1. Coarsened Exact Matching (CEM)

El primer desafío consiste en la estimación del premio en salario para los conmutantes de larga distancia. Una comparación de medias o mediante estimaciones M.C.O. tradicionales, sufrirían de sesgo de selección debido a que los conmutantes no son el resultado de un proceso de selección aleatoria (Angrist & Pischke, 2008). La metodología CEM propuesta por Iacus *et al.* (2011) es un método de preprocesamiento de datos que garantiza la similitud entre dos grupos de una población, denominados de tratamiento y de control. La aplicación del CEM es sugerida como etapa previa a cualquier otra técnica econométrica, ya que mejora la estimación de los efectos causales y reduce las diferencias entre ambos grupos que serían atribuibles a problemas de sesgo más que diferencias propias entre los grupos de tratamiento y control (Iacus *et al.*, 2011; Blackwell, Iacus, King, & Porro, 2009). A diferencia del *propensity score matching*, CEM fuerza a encontrar un contrafactual exacto para cada conmutante (con similar educación, edad, etc.), lo que evita tener observaciones con similar *propensity score*, pero diferentes valores en  $X$ . Además, la construcción de las observaciones emparejadas mediante CEM no está determinada por una forma funcional, que en el caso de *propensity score matching* se define mediante modelos *logit* o *probit*. CEM requiere menor cantidad de supuestos y tiene propiedades estadísticas más atractivas para muchas aplicaciones por sobre otros tipos de *matching* (Iacus *et al.*, 2011; Blackwell *et al.*, 2009).

Los grupos de tratamiento y control quedan definidos por la condición de conmutante ( $C$ ) o no conmutante ( $NC$ ), respectivamente. La metodología CEM escoge un subgrupo de  $C$  y  $NC$  con similares características, las cuales son medidas utilizando un set de variables  $X$  escogidas previamente por el investigador. Con este set  $X$  se procede a realizar un emparejamiento exacto entre  $C$  y  $NC$  a través de la agrupación de cada observación en torno a diferentes intervalos

creados para cada variable de  $X$ .<sup>9</sup> Luego se retiran los intervalos y permanecen las observaciones emparejadas aislando de estas las observaciones que no lograron encontrar un clon entre  $C$  y  $NC$ . Sin duda la calidad del emparejamiento dependerá de la calidad de las variables  $X$  incluidas para discriminar ambos grupos, lo cual está condicionado fuertemente por la disponibilidad de datos. Finalmente se obtiene una medida ponderada de la similitud para cada una de las observaciones emparejadas ( $p_i$ ), que ahora pertenecen al nuevo subgrupo de  $C$  y  $NC$  (sí encontraron un clon).

TABLA 1  
DIFERENCIAS DE MEDIAS,  $\zeta_1$  Y NÚMERO DE OBSERVACIONES  
ANTES Y DESPUÉS DEL CEM

Variables	Antes de CEM		Después de CEM	
	(C)	(NC)	(C)	(NC)
Años de escolaridad	11,73	9,71	11,72	11,72
Experiencia potencial	20,95	26,04	21,04	21,04
Experiencia potencial al cuadrado	618,74	880,29	619,99	620,73
Jefe de hogar (1 si es jefe, 0 otro caso)	0,43	0,50	0,44	0,44
Sexo (1 hombre, 0 mujer)	0,65	0,64	0,65	0,65
Zona (1 urbano, 0 rural)	0,83	0,61	0,83	0,83
$\zeta_1$	0,39		0,18	
N	19.105	62.474	18.896	55.149

*Nota:* C = conmutantes; NC = no conmutantes. Todas las medias fueron estadísticamente diferentes antes del CEM con  $p < .001$ . Todas las medias fueron estadísticamente similares después del CEM.

La Tabla 1 muestra los resultados previos y posteriores al aplicar CEM. Se presentan las medias simples y el tamaño muestral para el set de variables  $X$ . Por ejemplo, el grupo de tratamiento (C) antes de aplicar CEM muestra un mayor nivel educativo o una mayor proporción de hombres. Una comparación de salarios promedio reportaría mayores salarios para el grupo de tratamiento, pero esto sería producto de un mayor nivel educativo de los conmutantes más que un efecto puro de la CLD. Luego de aplicar CEM, las diferencias entre  $C$  y  $NC$  atribuibles al conjunto de variables  $X$  se reducen, como se observa en las columnas siguientes con las nuevas medias basadas en el nuevo subgrupo de  $C$  y  $NC$ . El test  $t$  luego de aplicar CEM muestra la no existencia significativa de diferencias entre las medias de ambos grupos. CEM previene este sesgo de

<sup>9</sup> Para cada variable  $X$  es posible crear intervalos que permitan un mejor desempeño del emparejamiento. Por ejemplo, la variable continua años de escolaridad puede ser separada en tres intervalos que definen la educación primaria, secundaria y superior. Dentro de estos intervalos se procede con el emparejamiento exacto.

selección escogiendo este subgrupo de  $C$  y  $NC$ , el que está compuesto por las observaciones especificadas en la parte derecha de la Tabla 1.

La cantidad de observaciones de  $C$  y  $NC$  emparejadas representan el 98,91% y 88,28%, respectivamente, del total de observaciones de estos grupos previo a la aplicación del CEM. Las observaciones no emparejadas son 209 ( $C$ ) y 7.325 ( $NC$ ), las cuales obtienen un ponderador de similitud  $p_i = 0$ . Además, aquellos conmutantes que encuentran su respectivo contrafactual no conmutante obtendrán un  $p_i = 1$ , mientras que las observaciones del grupo  $NC$  obtendrán un  $p_i > 0$  para todos los no conmutantes que fueron seleccionados como contrafactuales adecuados. Intuitivamente, bajos valores de  $p_i$  corresponden a contrafactuales con baja representación, mientras que  $p_i$  más altos se relacionan con una mayor representación. Este expansor  $p_i$  es utilizado posteriormente como alternativa de ponderación, como se sugiere en Blackwell *et al.* (2009).<sup>10</sup>

Finalmente, Iacus *et al.* (2011) destacan que un contrafactual adecuado no es solamente similar en su primer momento central, más bien debe serlo en la distribución empírica completa. Para evaluar tal condición, los autores proponen el estadístico  $\zeta_1$  que captura las diferencias de las distribuciones empíricas de las observaciones tratadas y controles. Este indicador  $\zeta_1$  oscila entre cero y uno, y mientras más bajo su valor denota distribuciones más similares entre  $C$  y  $NC$ . La Tabla 1 demuestra la efectividad de CEM reduciendo la heterogeneidad entre ambos grupos desde un indicador  $\zeta_1$  de 0,391 a 0,179, correspondiente a 54,22% de reducción de diferencias entre  $C$  y  $NC$  que provienen de las variables  $X$  más que de la diferenciación propia entre el grupo de tratamiento y control basada en CLD.

## 4.2. Ecuación de salarios y CLD

Luego de haber reducido el sesgo que las variables  $X$  provocan sobre los grupos de conmutantes y no conmutantes, las conclusiones posteriores que se realicen al comparar estos grupos serán basadas en la propia diferencia de ser conmutante o no serlo. La siguiente etapa, por lo tanto, consiste en la estimación del efecto que la CLD provoca en los salarios. Para ello se propone estimar los siguientes modelos que capturan la relación entre salario y CLD:

$$(4) \quad \ln(w_i) = \beta_0 + \beta_k \sum_{k=1}^K x_{ik} + \delta c_i + \varepsilon_i$$

$$(5) \quad \ln(w_i) = \beta_0 + \beta_k \sum_{k=1}^K x_{ik} + \delta d_i + \varepsilon_i$$

Donde  $w_i$  corresponde al salario mensual explicado por  $k$  características del individuo  $i$ , idénticas a las utilizadas en CEM. En la ecuación 4,  $c_i$  representa la variable *dummy* que define a un conmutante y no conmutante. Esta variable se construye dependiendo si el individuo declara comunas de residencia y trabajo diferentes (es decir, es conmutante y por lo tanto  $c_i = 1$ ) o comunas de residencia

<sup>10</sup> Utilizado bajo el comando *Probability weight* mediante el software STATA ®.

y trabajo iguales ( $c_i = 0$ ).<sup>11</sup> La ecuación 5 utiliza la variable  $d_i$  que representa la distancia de conmutación (en kilómetros) del individuo  $i$  entre su comuna de origen y su comuna de trabajo. El término  $\varepsilon_i$  corresponde a la perturbación estocástica con propiedades estándar  $E(\varepsilon_i | x_{ik}) = 0 \quad \forall k$  así como  $E(\varepsilon_i | x_{ik}) = 0 \quad \forall k$ . Resulta evidente que la contraparte muestral no necesariamente debe cumplir estas condiciones teóricas. Estas violaciones son discutidas en la sección 6 donde se extienden las ecuaciones 4 y 5 con diferentes metodologías que discuten las implicancias que presenta la estimación de la relación entre CLD y salario.

## 5. DATOS

Para las estimaciones se utiliza la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) del año 2009 que permite la identificación de la CLD, además de proveer información para el resto de variables dependiente e independientes. Para la obtención de la variable  $d_i$  se utiliza la matriz comunal de distancias proporcionada por la Dirección de Vialidad del Ministerio de Obras Públicas de Chile.<sup>12</sup> Cuando esta matriz no dispone de información para las comunas, la distancia euclidiana es utilizada como sustituta.<sup>13</sup> Esta métrica se obtiene entre los centroides comunales obtenidos desde archivos de mapas para Chile.<sup>14</sup> Finalmente esta variable es incorporada a la encuesta CASEN para cada individuo. En el anexo C se presenta una Tabla con los estadísticos descriptivos para las variables utilizadas en la siguiente sección.

## 6. RESULTADOS

La primera columna de la Tabla 2 muestra la estimación de la ecuación 4 en base a la cantidad de observaciones y expansor obtenidos del proceso CEM. Este  $p_i$  permite la inclusión de las conclusiones obtenidas en la sección 4 (Blackwell *et al.*, 2009) respecto de los grupos de conmutantes y no conmutantes. Las variables presentan el comportamiento esperado: impacto positivo y significativo de los años de escolaridad, experiencia, jefatura de hogar, género masculino y zona urbana sobre el salario mensual. La variable de interés  $c_i$ , indica que los conmutantes de larga distancia son compensados en promedio en 13% respecto de los trabajadores similares que no conmutan, con una alta significancia y un coeficiente de determinación del 0,30. Si bien este 13% como impacto promedio global por el acto de conmutar apoya la primera hipótesis, esta estimación posee algunos problemas econométricos a considerar.

<sup>11</sup> La menor escala espacial que posee la actual división administrativa de Chile.

<sup>12</sup> <http://www.vialidad.cl/productosyservicios/Paginas/Distancias.aspx>.

<sup>13</sup> La distancia euclídea o distancia *a vuelo de pájaro* es estimada para 42 de las 338 comunas observadas en CASEN 2009. Para una discusión adicional relacionada a la métrica ver Audretsch y Feldman (2004).

<sup>14</sup> Fuente: <http://www.diva-gis.org/>

TABLA 2  
ECUACIÓN DE SALARIOS ESPECIFICANDO CLD COMO UNA VARIABLE *DUMMY*

Parámetros	M.C.O.				Ecuación de Heckman			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 3	Modelo 4
<i>Ecuación de Salarios</i>								
Años de escolaridad	0,11 ***	0,11 ***	0,11 ***	0,11 ***	0,11 ***	0,11 ***	0,11 ***	0,11 ***
Experiencia potencial	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***	0,02 ***
Experiencia potencial al cuadrado	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***
Jefe de hogar	0,18 ***	0,18 ***	0,18 ***	0,18 ***	0,18 ***	0,18 ***	0,18 ***	0,18 ***
Sexo	0,28 ***	0,27 ***	0,27 ***	0,25 ***	0,27 ***	0,24 ***	0,27 ***	0,24 ***
Zona	0,07 ***	0,07 ***	0,07 ***	0,10 ***	0,08 ***	0,07 ***	0,08 ***	0,07 ***
Commutante	0,13 ***							
Commutante intrarregional		0,11 ***						
Commutante interregional		0,22 ***						
Constante	10,40 ***	10,40 ***	10,50 ***	10,60 ***	10,50 ***	10,60 ***	10,50 ***	10,60 ***
<i>Ecuación de Selección</i>								
Sexo			0,09 **		0,09 **	0,11 ***	0,09 **	0,11 ***
Experiencia potencial			-0,00 *		-0,00 *	-0,01 ***	-0,00 *	-0,01 ***
Años de escolaridad			-0,08 ***		-0,08 ***	-0,07 ***	-0,08 ***	-0,07 ***
Zona			-0,11 ***		-0,11 ***	0,09 ***	-0,11 ***	0,09 ***
Ingreso del hogar			0,00 ***		0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***
Número de personas en el hogar			-0,05 ***		-0,05 ***	-0,05 ***	-0,05 ***	-0,05 ***
Constante			2,17 ***		2,17 ***	1,90 ***	2,17 ***	1,90 ***
Rho			-0,95		-0,95	-0,95	-0,95	-0,95
Sigma			0,64		0,64	0,66	0,64	0,66
Lambda			-0,60		-0,60	-0,60	-0,60	-0,60
test LR (rho=0)			263,37 ***		263,37 ***	323,70 ***	263,37 ***	323,70 ***
Intra versus Inter				82,47 ***				
Observaciones	74,045	74,045		74,045	74,045	74,045	74,045	74,045
Observaciones censuradas								
Observaciones no censuradas								
R <sup>2</sup>	0,30	0,30		0,30	0,30	0,30	0,30	0,30
R <sup>2</sup> Ajustado	0,30	0,30		0,30	0,30	0,30	0,30	0,30

Nota: Intra versus Inter evalúa la hipótesis nula que sostiene la igualdad de los parámetros estimados en la ecuación de salarios entre las variables Commutante Intra-regional y Commutante Interregional.  
\*  $p < ,05$ . \*\*  $p < ,01$ . \*\*\*  $p < ,001$ .

La variable  $c_i$ , al ser una variable dicotómica, no logra capturar la magnitud geográfica de la conmutación. En otras palabras, esta variable no identifica el tiempo de conmutación que ejercen estos individuos. Una forma de lograr este objetivo consiste en dividir la variable  $c_i$  en dos grupos: el primero compuesto por la conmutación dentro de una región (intercomunal pero intrarregional), y el segundo por la conmutación interregional. En modelo 2 expuesto en la Tabla 2, muestra que los conmutantes interregionales perciben 22% de premio en salario, sobre el 11% que se aprecia para los conmutantes intrarregionales. Ambos impactos son muy significativos con un  $p$ -valor de 0,001, además de ser estadísticamente diferentes entre sí. Este resultado señala que los conmutantes de larga distancia enfrentan mayores costos por realizar viajes más largos y que esto genera mayores compensaciones en salario, como propone Rupert *et al.* (2009). Este resultado es un insumo importante para la definición de un umbral de CLD, tema que se trata en la próxima sección.

Como se discutió anteriormente, la literatura de economía laboral advierte que las ecuaciones de salario estarán afectas a sesgo de selección producto de aquellos trabajadores que no participan del mercado laboral (Heckman, 1979). Los modelos 3 y 4 en la Tabla 2 reproducen los análisis anteriores con ecuaciones a la Heckman para enfrentar esta condición. La encuesta CASEN identifica los trabajadores desempleados, por lo que ellos pueden ser incluidos en la ecuación de selección a la Heckman. Las variables dentro de esta ecuación de selección se incluyen en base a la literatura previa para Chile (Montenegro, 2001; Bravo, Sanhueza, y Urzúa, 2008; Peticar y Bueno, 2009) y se muestran en la segunda parte de la Tabla 2.

Las nuevas estimaciones sugieren la presencia de este sesgo de selección, ya que la nueva compensación en salario para los conmutantes disminuye de 13% (modelo 1) a 10% (modelo 3), así como entre los conmutantes intrarregionales e interregionales, donde los nuevos impactos se reducen a 9% para los conmutantes dentro de una misma región, y a 19% para quienes ejercen efectivamente CLD (modelo 4). La diferencia entre conmutantes dentro de una región y entre las regiones continúa siendo significativa ( $F = 73,98$ ). Estos resultados no rechazan la primera hipótesis relacionada a la compensación en salario producto de la CLD. Sin embargo, los diferentes coeficientes para los conmutantes intrarregionales e interregionales obligan a mejorar la medición del impacto de la CLD en los salarios, mediante la inclusión de la variable distancia conmutada, mejorando así la carencia de un sentido geográfico de las anteriores estimaciones.

En la Tabla 3 se presentan las estimaciones de la ecuación 5. En vez de considerar la CLD como una variable dicotómica, se incluye la distancia conmutada para quienes conmutan ( $d_{ij} > 0$ ), correspondiente a 19.105 observaciones (ver Tabla 1). En esta ocasión no se utiliza el ponderador CEM  $p_i$ , debido a que solo se trabaja con el grupo de conmutantes. La variable distancia es expresada como el logaritmo de la distancia conducida por hora, usando una velocidad promedio en Chile de 80 kilómetros por hora (Echaveguren, 2012). Claramente la CLD puede ser realizada mediante diferentes medios de transporte, pero este ejemplo es construido para efectos de interpretar el gradiente de salarios usando el transporte terrestre. El modelo 5 indica que el premio en salario aumenta en 0,9% por cada hora promedio conmutada. Chile posee 4.200 kilómetros de extensión, y este impacto crecerá a medida que

una mayor cantidad de horas promedio de traslado sean consideradas. Para un conmutante extremo (ver Figura 2) este impacto promedio podría superar el 38% de premio en salario.

TABLA 3  
ELASTICIDAD DISTANCIA-SALARIO

Parámetros	M.C.O.	Ecuación de Heckman
	Modelo 5	Modelo 6
<i>Ecuación de Salarios</i>		
Años de escolaridad	0,11 ***	0,11 ***
Experiencia potencial	0,02 ***	0,02 ***
Experiencia potencial al cuadrado	0,00 ***	0,00 ***
Jefe de hogar	0,16 ***	0,16 ***
Sexo	0,24 ***	0,24 ***
Zona	0,06 ***	0,05 ***
Horas promedio conmutadas (80 km por hora)	0,01 ***	0,00
Constante	10,60 ***	10,68 ***
<i>Ecuación de Selección</i>		
Sexo		0,04 ***
Experiencia potencial		-0,00 ***
Años de escolaridad		0,06 ***
Capital regional en comuna de trabajo		0,81 ***
Tasa de desempleo entre regiones $j$ e $i$		-2,06 ***
Tasa de población entre regiones		0,39 ***
Tasa de salarios medios entre regiones $j$ e $i$		1,17 ***
Tasa de PIB entre regiones $j$ e $i$		0,56 ***
Tasa de llegada de turistas entre regiones $j$ e $i$		0,21 ***
Constante		-1,73 ***
Rho		-0,10
Sigma		0,57
Lambda		-0,06
Test LR (rho=0)		27,57 ***
Observaciones	19.105	74.254
Observaciones censuradas		55.149
Observaciones no censuradas		19.105
R <sup>2</sup>	0,32	
R <sup>2</sup> ajustado	0,32	

\*  $p < ,05$ . \*\*  $p < ,01$ . \*\*\*  $p < ,001$ .

De forma paralela, el modelo 6 señala la estimación a la Heckman del modelo 5, considerando esta vez como ecuación de selección la probabilidad de conmutar ( $d_{ij} > 0$ ), en vez de la participación efectiva en el mercado laboral. Esta ecuación de selección incluye variables que afectan la decisión

de conmutar, como características individuales e indicadores relativos de la actividad económica entre las comunas de destino y origen que se observan en la segunda sección de la Tabla 3. A pesar de las sospechas iniciales, los resultados no varían de forma significativa. Aparentemente, el sesgo de selección por quien decide no participar en CLD no cambia el signo del premio en salario, pero su magnitud es fuertemente reducida. Este modelo sugiere un premio del 0,1% por cada hora promedio conmutada, además de ser no significativo. Este resultado es más dudoso aún debido a la evidente endogeneidad en la especificación. Como se ha planteado anteriormente, y así como lo advierten Rupert *et al.* (2009), mientras algunos trabajadores pueden conmutar debido a un nivel de salario, otros pueden negociar un salario dada una distancia de conmutación. En otras palabras, se debe tomar en cuenta el efecto conjunto entre las variables salario y distancia, debido a que un trabajador escoge ambas características simultáneamente.

La primera estrategia para enfrentar este fenómeno consiste en estimar el modelo anterior mediante ecuaciones simultáneas. La Tabla 4 presenta los resultados obtenidos en esta etapa. Se presentan cuatro estimaciones elaboradas mediante regresiones aparentemente no relacionadas (SUR, modelo 7); mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS, modelo 8); mínimos cuadrados en tres etapas (3SLS, modelo 9); y método generalizado de los momentos (GMM, modelo 10). El objetivo de estas estimaciones es distinguir la robustez de los resultados y la importancia de la endogeneidad en la especificación. El modelo 7 es la especificación básica de ecuaciones simultáneas que asume variables independientes estrictamente exógenas y correlación entre los errores de ambas ecuaciones. Esta especificación evalúa si características no observables están afectando simultáneamente las ecuaciones de salario y distancia, por lo que los métodos MCO no reportarían estimaciones eficientes. Se observa un premio de salario del 1,7% por hora promedio conmutada (modelo 7), por sobre el 0,1% observado en la Tabla 3, lo que apoya las sospechas de simultaneidad entre las variables salario y distancia. Sin embargo, SUR no es el único método para enfrentar este fenómeno. Una segunda alternativa es asumir la variable distancia como endógena, utilizando instrumentos similares a los usados como variables dependientes en la segunda regresión del modelo SUR (Hayashi, 2000). Bajo homocedasticidad, los métodos estándar pretenden reducir sesgo por endogeneidad, pero 3SLS combina estimaciones 2SLS y SUR para el mejoramiento de la eficiencia en las estimaciones. Como se observa en los dos siguientes modelos, los resultados sugieren nuevamente la existencia de endogeneidad y el premio en salario se ve aumentado entre 3,6% y 3,5% por hora promedio conmutada. Sin embargo, el supuesto de una matriz de covarianzas homocedástica es bastante restrictivo para cuando estas observaciones se encuentran anidadas en mercados laborales separados o en estratos geográficos (comunas, regiones), ya que características inobservables comunes podrían afectar la varianza del error. En otras palabras, el propio diseño muestral generaría heterocedasticidad. Para tratar este problema se presenta en el modelo 10 una estimación mediante el método generalizado de los momentos (GMM) liberando el supuesto de heterocedasticidad (Hayashi, 2000). Los instrumentos utilizados en esta estimación son los mismos que se



TABLA 4  
ELASTICIDAD DISTANCIA-SALARIO CON ECUACIONES SIMULTÁNEAS Y GMM

Parámetros	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10
	SUR	2SLS	3SLS	GMM
<i>Ecuación de Salarios</i>				
Años de escolaridad	0,11 ***	0,11 ***	0,11 ***	0,10 ***
Experiencia potencial	0,03 ***	0,03 ***	0,03 ***	-0,00
Experiencia potencial ^ 2	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00
Jefe de hogar (1 si es jefe, 0 otro caso)	0,17 ***	0,16 ***	0,17 ***	0,63
Sexo (1 hombre, 0 mujer)	0,24 ***	0,23 ***	0,23 ***	-0,09
Zona (1 urbano, 0 rural)	0,06 ***	0,09 ***	0,05 ***	0,51 **
Horas promedio conmutadas (80 km/hr)	0,02 ***	0,04 ***	0,04 ***	0,06 ***
Constante	10,60 ***	10,60 ***	10,60 ***	10,60 ***
<i>Ecuación de distancia</i>				
Sexo	0,39 ***	0,39 ***	0,39 ***	
Experiencia potencial	-0,01 ***	-0,01 ***	-0,01 ***	
Años de escolaridad	-0,06 ***	-0,06 ***	-0,06 ***	
Tasa de población entre comunas $j$ e $i$	0,31 ***	0,31 ***	0,30 ***	
Tasa de desempleo entre regiones $j$ e $i$	-3,09 ***	-3,08 ***	-3,09 ***	
Tasa de población entre regiones $j$ e $i$	0,15 ***	0,15 ***	0,15 ***	
Tasa de salarios medios entre regiones $j$ e $i$	2,82 ***	2,83 ***	2,80 ***	
Tasa de PIB entre regiones $j$ e $i$	0,62 ***	0,62 ***	0,63 ***	
Tasa de llegada de turistas entre regiones $j$ e $i$	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	
Constante	-1,68 ***	-1,69 ***	-1,65 ***	
J chi² (2) Hansen				0,39
p-valor J Hansen				0,88
Observaciones	19.105	19.105	19.105	19.105

\*  $p < ,05$ . \*\*  $p < ,01$ . \*\*\*  $p < ,001$ .

utilizaron en 2SLS y 3SLS, y que por razones de espacio no son reportados, aun cuando todos fueron altamente significativos.<sup>15</sup> Si bien esta característica representa la primera condición de un instrumento, también se requiere contrastar la no correlación de estos instrumentos con el término de error en la ecuación de salarios. El test J que se observa al final de la Tabla 4 permite contrastar la hipótesis nula de existencia estricta de exogeneidad de los instrumentos. Esta hipótesis no es rechazada con un  $p$ -valor de 0,82, lo que permite asumir regresores válidos para GMM.

Este modelo estima finalmente un premio de salario de 5,7% por hora conmutada, el que, observando su evolución desde el modelo 7 al modelo 10, apoya y sugiere el efecto distorsionador de la endogeneidad entre las variables distancia y salario. En resumen, los diferentes análisis de robustez han afrontado desde diferentes perspectivas la endogeneidad existente, y en todos los resultados obtenidos se ha manifestado una elasticidad distancia-salario positiva y significativa, lo que apoya que la segunda hipótesis no sea rechazada. Lo anterior, junto con la primera hipótesis, implica la existencia de un gradiente positivo entre salario y distancia para el caso chileno.

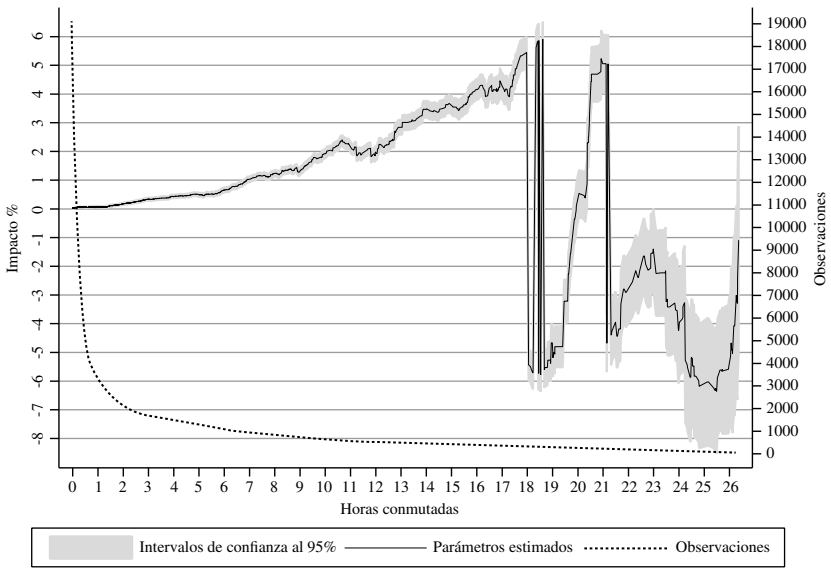
Habiendo identificado el premio en salario y, simultáneamente, su relación positiva con la distancia, solo queda analizar a partir de qué distancia se observa un quiebre estructural en el premio. Este quiebre, aun cuando su identificación no es el objetivo principal de este trabajo, sí ayuda al lector a identificar un umbral empírico que distinga la CCD y CLD. Para este objetivo se proponen dos estrategias. La primera estrategia es económicamente simple, pero lo suficientemente flexible para comenzar una discusión que, hasta donde los autores conocen, no ha sido analizado por la literatura chilena ni internacional. Esta estrategia consiste en modificar el conjunto de conmutantes sobre quienes se calculará la elasticidad salario-distancia. Considere a los 19.105 conmutantes quienes reportan una distancia conmutada y, en la primera iteración, solo se seleccionan a quienes conmutan una distancia mayor que 0. Obviamente, esta regla no filtra a ningún conmutante y la estimación de la elasticidad debería coincidir con las ya previamente discutidas en los párrafos anteriores. En esta primera iteración se guarda la elasticidad y también su error de estimación. En la segunda iteración se selecciona solo a aquellos conmutantes que recorran más de 1 kilómetro. Nuevamente se guarda la estimación y su error estándar. Este proceso continúa hasta la mayor distancia conmutada observada igual a 3.377 kilómetros. Note que este proceso va depurando la estimación de la elasticidad en el sentido que si no existiera un umbral entre CCD y CLD, entonces cada una de estas 3.377 iteraciones no debieran variar significativamente en el premio estimado.<sup>16</sup> En otras palabras, si existiera una valoración por la CLD, entonces un mayor premio debiera aparecer en alguno de los filtros establecidos. Una debilidad de este método consiste en el *trade-off* entre la estimación del premio para quienes conmutan más distancia versus el número reducido de

<sup>15</sup> Disponibles si son requeridos a los autores.

<sup>16</sup> Técnicamente son menos de 3.377 estimaciones, ya que el número de estaciones está condicionado por los grados de libertad. Considerando que el modelo contiene  $k$  variables explicativas y el filtro dejó  $n$  observaciones, entonces solo se podrá estimar hasta que  $n - k > 0$ .

observaciones que quedan en dicho grupo, lo que tiene directo impacto sobre los errores estándar de dicho premio. Es por ello que se pronostica que para mayores filtros, la estimación se volverá inestable y con intervalos de confianza poco creíbles. Sin embargo, argumentamos que esa inestabilidad aparece a una distancia apreciable, distancia hasta la cual ya debiera apreciarse el potencial umbral entre CCD y CLD.

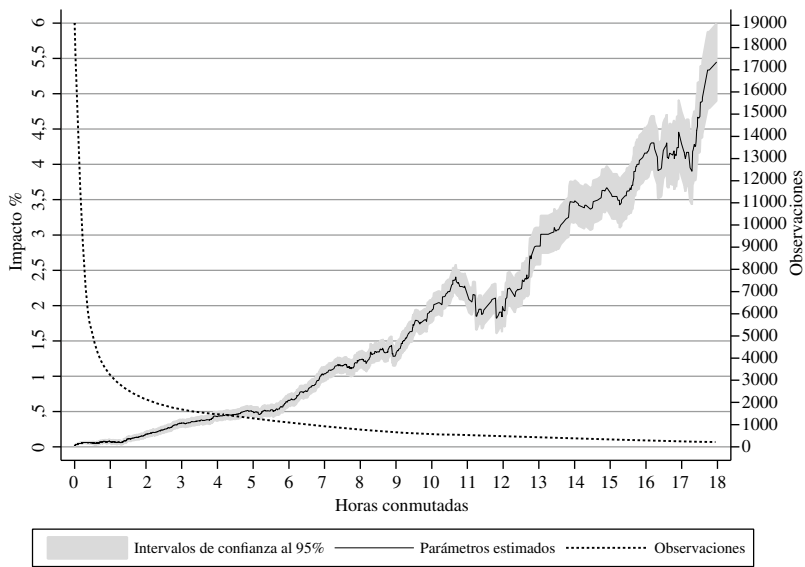
FIGURA 4  
UMBRAL DE ELASTICIDAD SALARIO-DISTANCIA COMPLETO.



Fuente: Elaboración propia.

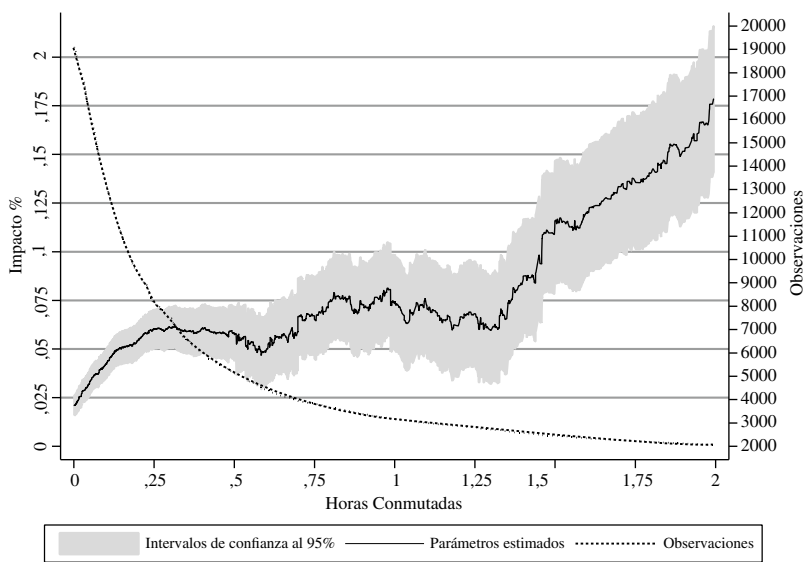
Cada uno de las 3.377 estimaciones es mostrada en la Figura 4, en donde también se agrega el número de observaciones que quedan filtradas en cada iteración. Para interpretar la figura conviene comenzar desde la esquina izquierda, en la cual todos los conmutantes son considerados y el premio bordea el 1% por hora conmutada. Tal como se aprecia en la Figura 4, el premio por conmutar no es constante acorde se recorren diversas distancias. En general, las estimaciones muestran una tendencia creciente, lo que está acorde a la hipótesis que indica mayores compensaciones a medida que las distancias conmutadas son mayores. Más aún, y como fue advertido en el párrafo anterior, los grados de libertad de las estimaciones comienzan a ser afectados a partir de las 17 horas conmutadas. Esto implica que solo un número reducido de conmutantes realizan viajes por más de 17 horas y, por lo tanto, la variable dicotómica que indica la conmutación se vuelve altamente inestable y sus intervalos de confianza crecen y decrecen simultáneamente. A pesar de ello, esta inestabilidad aparece considerablemente en la parte final de la distancia en donde no afecta la identificación del umbral de CCD y CLD.

FIGURA 5  
UMBRAL DE ELASTICIDAD SALARIO-DISTANCIA HASTA 18 HORAS CONMUTADAS



Fuente: Elaboración propia.

FIGURA 6  
UMBRAL DE ELASTICIDAD SALARIO-DISTANCIA HASTA 2 HORAS CONMUTADAS



Fuente: Elaboración propia.

Volviendo a la determinación del umbral, las Figuras 5 y 6 ayudan a su identificación. La Figura 5 muestra la estimación de la elasticidad hasta las 17 horas en donde se aprecia una clara tendencia positiva de la elasticidad: mientras más distancia se conmute, mayor es el premio en salario. Sin embargo, es difícil observar el punto exacto en donde esta tendencia comienza. Es por ello que la Figura 6 reduce aún más el gráfico llegando a la conmutación hasta 2 horas. Aquí se aprecia claramente la existencia de un umbral a partir de las 1.75 horas o 100 minutos. La elasticidad salario-distancia sufre un quiebre estructural a partir de dicho tiempo y desde allí los conmutantes exigen una mayor compensación salarial. Este resultado está de acuerdo a lo esperado, ya que conmutaciones con más de 200 minutos diarias, un poco más de 3 horas por día, son poco factibles y probablemente implicará que el conmutante gaste más días de la semana en la unidad de trabajo, lo que incrementa sus costos económicos.

Una debilidad de la primera alternativa consiste en el hecho de que el umbral estimado no es obtenido endógenamente, sino más bien es modificado por el autor acorde se mueve la condición sobre la cual un conmutante es considerado como tratado. Una segunda alternativa consiste en estimar de forma endógena el umbral utilizando regresiones umbral tal como lo propone Hansen (2000). La intuición tras este método consiste en, aparte del vector de coeficientes y la varianza del error, agregar el nivel de distancia como otra variable que minimice el error estimado. En la Figura 7 se muestra el *likelihood ratio* entre el modelo que anida el umbral de distancia y la hipótesis nula de que dicho umbral no existe. Tal como se aprecia, el umbral sugiere un cambio de coeficiente alrededor de 1, un valor muy similar al encontrado con la estrategia anterior. En términos simples, la regresión sugiere que a partir de 1 hora conmutada existe un cambio estructural en la relación entre distancia y salario.

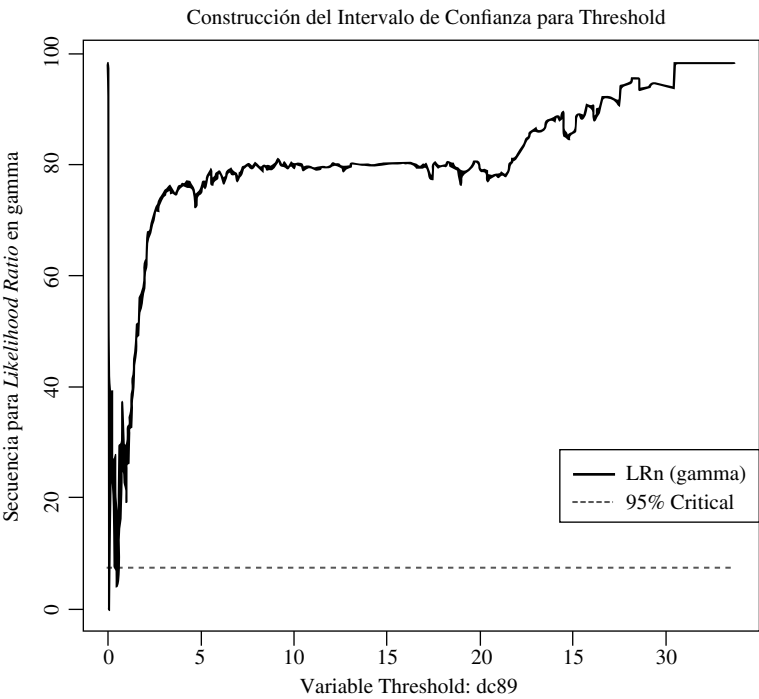
Como muestran las dos regresiones adicionales, los resultados sugieren que antes de una hora no existe una relación significativa entre salario y distancia, pero a partir de este umbral la elasticidad crece de forma positiva a una tasa de 2% por hora. En resumen, ambos métodos sugieren que la compensación de la CLD aparece a partir de una hora conmutada.

Finalmente, luego de haber definido el rol de la CLD, una pregunta natural es entender qué regiones serían las que paguen un mayor salario respecto del resto, ya que estas estimaciones aun carecen de esta característica. Hasta este punto la elasticidad distancia-salario es homogénea, independiente de la región de destino del conmutante, pero esta isotropía es finalmente removida con el contraste de la tercera hipótesis.

Para la obtención de la Figura 8 se relacionan las tasas netas de conmutación (Anexo B) con el premio en salario que otorgan cada una de las regiones del país. La estimación se extiende desde la ecuación 5, que incluye además de la variable  $d_{ij}$ , 15 efectos fijos para cada una de las posibles regiones de destino laboral. En el Anexo C se presentan estos resultados. Como se evidencia en la Figura 8, las regiones que tienen mayores tasas netas de conmutación son aquellas que además conceden los mayores impactos en salario por cada hora promedio conmutada. Esta hipótesis explicaría por qué algunas regiones muy alejadas de la Región Metropolitana son atractivas para una gran cantidad de conmutantes de larga distancia. Sin embargo, la interpretación de este premio en salario debe ser cautelosa debido a la posible existencia de equivalencias observacionales con causas similares. Por ejemplo, la industria cuprífera en el norte de Chile podría

FIGURA 7

SECUENCIA DE *LIKEHOOD RATIO* PARA LAS HORAS PROMEDIO CONMUTADAS, UTILIZADA COMO VARIABLE THRESHOLD



Fuente: Elaboración propia.

TABLA 5

ESTIMACIÓN ECUACIÓN SALARIAL PARA EL RÉGIMEN 1:  
HORAS PROMEDIO CONMUTADAS MENORES O IGUALES A 1 HORA

Parámetros	Coefficiente
Años de escolaridad	0,14*** (39,50)
Experiencia potencial	0,018*** (19,84)
Horas promedio conmutadas (80 km por hora)	0,47 (0,75)
Constante	10,56*** (179,37)
N	3.508
R2	0,31

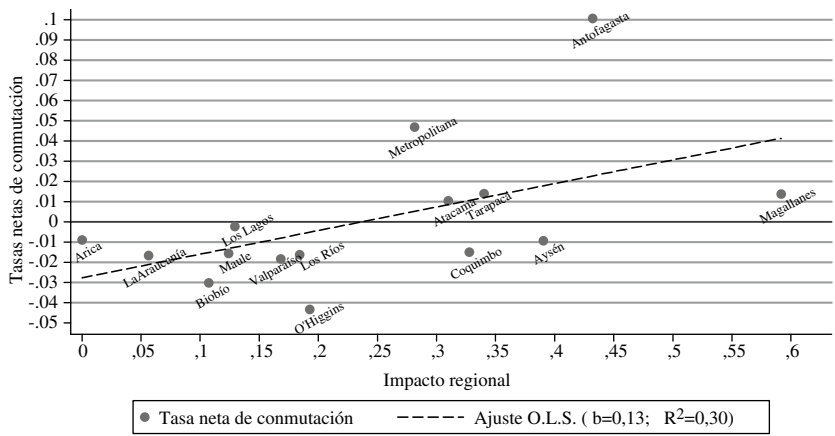
\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$

TABLA 6  
ESTIMACIÓN ECUACIÓN SALARIAL PARA EL RÉGIMEN 2:  
HORAS PROMEDIO CONMUTADAS MAYORES A 1 HORA

Parámetros	Coefficiente
Años de escolaridad	0,11 *** (71,51)
Experiencia potencial	0,018 *** (44,33)
Horas promedio conmutadas (80 km por hora)	0,018 *** (14,09)
Constante	10,84 *** (456,76)
N	15.698
R <sup>2</sup>	0,25

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ .

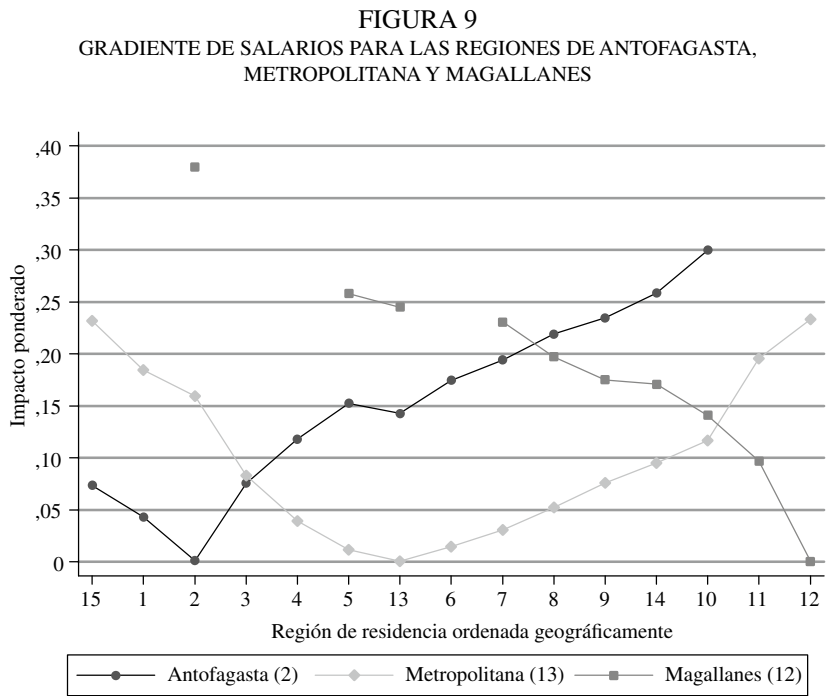
FIGURA 8  
RELACIÓN ENTRE IMPACTOS POR REGIÓN Y TASAS NETAS DE CONMUTACIÓN



Fuente: Elaboración propia.

pagar más altos salarios para compensar las condiciones climáticas extremas, o podría provenir de una mayor unión laboral en la industria, entre otros. Más que un análisis concluyente en esta última fase de la investigación, se pone de manifiesto la relación positiva entre regiones que atraen a más conmutantes, y regiones que ofrecen un mayor premio en salario por CLD.

Esta estimación también permite proyectar la geografía del proceso si el impacto en salario se pondera por las horas promedio de conmutación que existen entre las regiones. De estas 15 unidades espaciales se tomarán como ejemplo las regiones de Antofagasta (2), Metropolitana (13), y Magallanes (12). La Figura 9 despliega este resultado. En el eje horizontal se presenta Chile dispuesto de Norte a Sur y en el eje vertical el impacto ponderado por distancia. Se confirma que mayor será el impacto dependiendo de la lejanía y la región hacia donde se dirija el conmutante (regiones 2, 13 o 12 en el ejemplo), donde incluso puede superar en 30% el premio de salario por concepto de CLD en el caso de las regiones 2 o 12.



Fuente: Elaboración propia.

7. CONCLUSIONES

Este artículo ha realizado múltiples esfuerzos econométricos para identificar el efecto causal entre CLD y salario formalizado mediante un modelo de búsqueda laboral propuesto por Rupert *et al.* (2009). Al final de este proceso los resultados sustentan las tres hipótesis planteadas. Se observa un premio de salario en torno al 19% como promedio general para quienes ejercen CLD. En base al tiempo de conmutación, el impacto alcanza el 5,7% del salario por cada hora promedio conmutada por el trabajador. Además, para cada región se observa un impacto heterogéneo que, ponderado por las respectivas distancias



de traslado, podría generar un premio de un 40% en salario, respecto si este no ejerciera CLD. Estos resultados sugieren la discusión de algunas implicancias de política. Primeramente el mercado laboral local, entendido como el mercado receptor de CLD, debiera entender este fenómeno como un mecanismo eficiente de reasignación laboral que apoya al equilibrio del exceso de demanda y escasez de oferta local (Aroca y Hewings, 2002). Además, los resultados alcanzados muestran que el mercado laboral por sí mismo no es capaz de detener esta dinámica en el corto plazo. Sin embargo, más allá de la eficiencia, la CLD puede presentar negativas consecuencias en las economías locales.

En particular, y tal como se discute en Aroca y Atienza (2011) y Green, Hogarth, y Shackleton (1999) o Jackson (1988), la principal fuente de preocupación para los gobiernos locales debiera estar en la pérdida del efecto multiplicador del gasto debido a los trabajadores que realizan CLD. Esto significa por ejemplo que las economías locales no recaudan impuestos de vivienda en su zona, debido a que estos se pagan en la región de residencia, que aumenta el costo económico asociado a la CLD en la región de trabajo. Esta preocupación es mayor cuando la CLD se genera bajo la explotación de recursos naturales, un sistema productivo caracterizado por externalidades negativas sobre el medio ambiente local. Todo implica que los gobiernos de estas zonas pierdan recursos al intentar reducir dichas externalidades negativas, además de perder instrumentos para el aumento de las amenidades en el mercado laboral local. Esta falta de recursos genera una reducción de los incentivos hacia la migración, que en definitiva promueven un círculo vicioso entre la financiación pública y la CLD. Basados en este escenario, la política pública puede intervenir en el mercado laboral local mediante el incentivo de las amenidades locales que permitan el estímulo de la migración por sobre la CLD.

## REFERENCIAS

- Angrist, J.D.; Pischke, J.S.S. (2008). "Mostly Harmless Econometrics" (1st ed.). Princeton University Press.
- Aroca, P.; Atienza, M. (2008). "La Conmutación Regional en Chile y su Impacto en la Región de Antofagasta", *EURE Revista Latinoamericana de Estudios Urbano Regionales*. Vol. 34, 102: 97-121.
- Aroca, P.; Atienza, M., 2011. "Economic implications of long distance commuting in the Chilean mining industry", *Resources Policy*. Vol. 36, 3: 196-203.
- Aroca P., & Hewings G.J.D., 2002. "Migration and regional labor market adjustment: Chile 1977-1982 and 1987-1992". *The Annals of Regional Science*, 36 (2), 197-218.
- Atienza M.; Aroca P., 2012. "Concentración y crecimiento en Chile: Una relación negativa ignorada". *EURE Revista Latinoamericana de Estudios Urbano Regionales*. Vol. 38, 114: 257-277.
- Audretsch, D.B. & Feldman, M.P. (2004). "Knowledge spillovers and the geography of innovation". *Handbook of regional and urban economics*, 4, 2713-2739.
- Blackwell, M.; Iacus, S.M.; King, G.; Porro, G. (2009). "CEM: Coarsened Exact Matching in Stata". *The Stata Journal* 9: 524-546.

- Bottge, R. (1986). "Company towns versus company camps in developing Alaska's mineral resources". U.S. Dept. of the Interior, Bureau of Mines (Pgh. i.e. Pittsburgh Pa.) ID 102-592-616.
- Bravo, D.; Sanhueza, C. & Urzúa, S. (2008). "An Experimental Study of Labor Market Discrimination: Gender, Social Class and Neighborhood in Chile". *RES Working Paper* N° 3242, Inter-American Development Bank.
- Comisión Chilena del Cobre COCHILCO (2012). "Series históricas anuales del precio nominal del cobre refinado 1950-2011". *Estadísticas sobre mercados de productos mineros*, COCHILCO.
- De Silva, H.; Johnson, L.; Wade, K. (2011). "Long Distance Commuters in Australia: A Socio-Economic and Demographic Profile". *Staff Papers, Paper given to the 34th Australasian Transport Research Forum*, 28-30 September 2011, Adelaide.
- Echaveguren, T., 2012. "Análisis de consistencia de caminos bidireccionales usando mediciones continuas de velocidad de operación obtenidas con GPS". *Rev. Ing. Constr.*, vol. 27, n. 2, pp. 55-70.
- Green, A.E.; Hogarth, T. & Shackleton, R.E. (1999). "Longer distance commuting as a substitute for migration in Britain: a review of trends, issues and implications". *International Journal of Population Geography*, 5 (1), 49-67.
- Greene H. (2003). *Econometric Analysis*. 5th Edition. Prentice Hall Publisher. ISBN 0130661899.
- Hansen, B.E. (2000). "Sample splitting and threshold estimation". *Econometrica*, 68 (3), 575-603.
- Hayashi, F. (2000). "Econometrics". Princeton University Press.
- Heckman, J. (1979). "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*. Vol. 47, N° 1. (Jan., 1979), pp. 153-161.
- Hobart, C.W. (1979a). "Commuting Work in the Canadian North: Some Effects on Native People", Proceedings. Conference on Commuting and Northern Development, University of Saskatchewan, Institute of Northern Studies, Saskatoon, February, pp. 1-38.
- Houghton, D.S. (1993). "Long-Distance Commuting: A New Approach to Mining in Australia". *The Geographical Journal*, Vol. 159, N° 3 nov., pp. 281-290.
- Instituto Nacional de Estadísticas, INE Chile (2012). "Estadísticas vitales y demográficas". Disponible en Internet: <http://www.ine.cl>
- Iacus, S.M.; King, G.; Porro, G. (2011). "Causal Inference Without Balance Checking: Coarsened Exact Matching". *Political Analysis* 20 (1): 1-24.
- Jackson, R.W. (1988). "LDC: Has Long-Distance Commuting a Future in Papua New Guinea?". *Impact Assessment*, 6 (2), 109-125.
- Mincer, J. (1974). "Schooling, Experience and Earnings". Columbia University Press, New York.
- Ministerio de Desarrollo Social (2012). "Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional, CASEN". Versión año 2009. Ministerio de Desarrollo Social, División Social.
- Montenegro, C. (2001). "Wage distribution in Chile: Does gender matter? A quantile regression approach". Washington D.C.: The World Bank, 35.
- Paredes, D. y Aroca, P. (2008). Metodología para estimar un índice regional de costo de vivienda en Chile. *Cuadernos de Economía*, 45 (131), 129-143.

- Paredes, D. (2011). "A methodology to compute regional housing price index using matching estimator methods". *Annals of Regional Science*, 46 (1), 139-157. doi:10.1007/s00168-009-0346-z.
- Paredes, D. & Iturra Rivera, V. (2013). "Substitution bias and the construction of a spatial cost of living index". *Papers in Regional Science*, 92 (1), 104-117.
- Perticará, M. & Bueno, I. (2009). "A new approach to gender wage gaps in Chile". *CEPAL Review* N° 99, 131-147.
- Rupert, P.; Stancanelli, E.G.F.; Wasmer, E. (2009). "Commuting, Wages and Bargaining Power". *IZA Discussion Paper* N° 4510, Institute for the Study of Labor (IZA). Published in: *Annales d'Economie et de Statistiques*, ENSAE, Oct (95-96), 201-221.
- Spies, M. (2006). "Distance between home and workplace as a factor for job satisfaction in the North-West Russian oil industry". *International Journal of Geography*, Fennia, 184 (2), pp. 133-149. Helsinki. ISSN 0015-0010.
- Spies, M. (2008). "Shift-work employment and labour relations on a Remote Oil Field in the Russian North". En: Rautio, V. and Tykkyläinen M. (eds.). *Russia's northern regions on the edge: communities, industries, and populations from Murmansk to Magadan*. Helsinki: Aleksanteri Institute, University of Helsinki, 73-90.
- Storey, K. (2001). "Fly-in/Fly-out and Fly-over: mining and regional development in Western Australia", *Australian Geographer* 32 (2), 133-148.
- Storey, K.; Shrimpton, M. (1988). "Long-Distance Commuting in the Canadian Mining Industry". *Working Paper* 43, Centre for Resource Studies Queen's University: Kingston, ON, Canada.
- Storey, K. (2009). "The Evolution of Commute Work in Canada and Australia". Biography, Shift-labour and Socialisation in a Northern Industrial City - The Far North: Particularities of Labour and Human Socialisation. Conference proceedings, Novy Urengoy, Russia. December 4-6 2008, pp. 23-32.
- Roodman, D. (2011). "Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp". *Stata Journal* 11: 159-206.
- USGS - United States Geological Survey (2012). "Statistics Series and Information, copper", by Daniel Edelstein. United States Geological Survey minerals yearbook, USGS.

ANEXO A

TABLA A1  
DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LAS PRINCIPALES ACTIVIDADES ECONÓMICAS DE CHILE, AÑO 2009

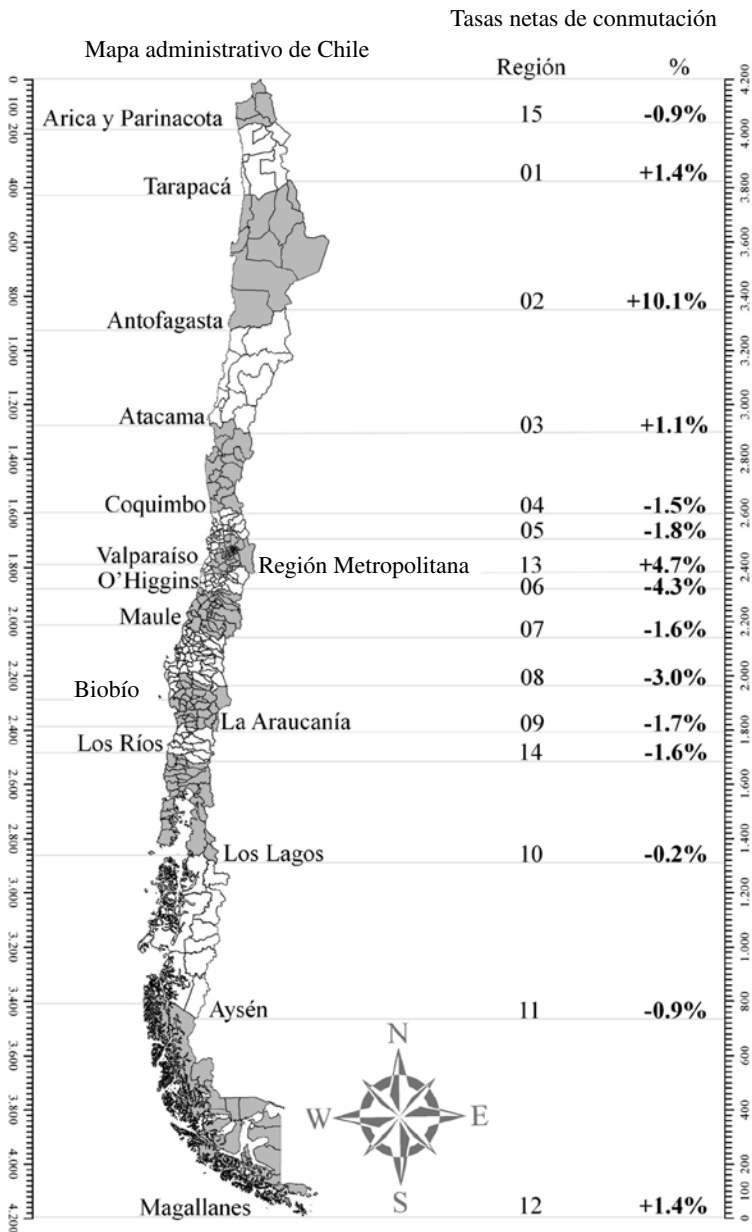
Región	1° Sector económico principal	Índice de especialización productiva*	2° Sector económico principal	Índice de especialización productiva*
15	Administración pública	3,68	Pesca	2,41
1	Minería	3,64	Pesca	1,91
2	Minería	4,44	Construcción	1,13
3	Minería	3,81	Electricidad, gas y agua	1,21
4	Minería	2,25	Agropecuario-silvícola	1,92
5	Transportes y comunicaciones	1,79	Construcción	1,41
RM	Servicios financieros y empresariales	1,79	Comercio, restaurantes y hoteles	1,37
6	Agropecuario-silvícola	4,12	Minería	1,83
7	Electricidad, gas y agua	5,73	Agropecuario-silvícola	4,08
8	Electricidad, gas y agua	3,63	Pesca	3,42
9	Agropecuario-silvícola	3,58	Administración pública	2,00
14	Agropecuario-silvícola	4,03	Pesca	2,48
10	Pesca	12,17	Agropecuario-silvícola	2,56
11	Pesca	28,28	Administración pública	5,07
12	Administración pública	3,20	Pesca	2,82

Nota: Elaboración propia en base a datos del Banco Central de Chile.

\* Este índice compara el % de producción sectorial para cada región, con el % sectorial a nivel nacional. Si esta división es mayor a uno, se asocia a una región altamente especializada (mayor a la media nacional). Mientras más alto este valor, más especializada se encuentra la región.

ANEXO B

FIGURA B1  
MAPA ADMINISTRATIVO DE CHILE Y SUS FLUJOS DE CONMUTACIÓN REGIONAL



ANEXO C

TABLA C1  
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS ANTES DE CEM PARA NO CONMUTANTES Y  
CONMUTANTES

Variable	NC			
	Promedio	Des. Est.	Mínimo	Máximo
Años de escolaridad	9,76	3,89	0,00	20,00
Experiencia potencial	25,99	14,11	0,00	60,00
Experiencia potencial <sup>^ 2</sup>	874,62	784,95	0,00	3.600,00
Jefe de hogar (1 si es jefe, 0 otro caso)	0,51	0,50	0,00	1,00
Sexo (1 hombre, 0 mujer)	0,65	0,48	0,00	1,00
Zona (1 urbano, 0 rural)	0,62	0,49	0,00	1,00
Horas promedio conmutadas (80 km por hora)	0,00	0,00	0,00	0,00
Capital regional en comuna de trabajo	0,08	0,28	0,00	1,00
Tasa de desempleo entre regiones <i>j e i</i>	1,00	0,00	1,00	1,00
Tasa de población entre regiones <i>j e i</i>	1,00	0,00	1,00	1,00
Tasa de salarios medios entre regiones <i>j e i</i>	1,00	0,00	1,00	1,00
Tasa de PIB entre regiones <i>j e i</i>	1,00	0,00	1,00	1,00
Tasa de llegada de turistas entre regiones <i>j e i</i>	1,00	0,00	1,00	1,00
Ingreso por ocupación principal (salario) (CLP)	272.594	292.513	4.108	8.216.000
Observaciones	62.474			
Variable	Conmutantes (C)			
	Promedio	Des. Est.	Mínimo	Máximo
Años de escolaridad	11,73	3,53	0,00	20,00
Experiencia potencial	21,10	13,34	0,00	60,00
Experiencia potencial <sup>^ 2</sup>	623,08	652,86	0,00	3600,00
Jefe de hogar (1 si es jefe, 0 otro caso)	0,44	0,50	0,00	1,00
Sexo (1 hombre, 0 mujer)	0,65	0,48	0,00	1,00
Zona (1 urbano, 0 rural)	0,83	0,38	0,00	1,00
Horas promedio conmutadas (80 km por hora)	1,21	3,45	0,00	33,63
Capital regional en comuna de trabajo	0,32	0,47	0,00	1,00
Tasa de desempleo entre regiones <i>j e i</i>	0,99	0,08	0,34	2,66
Tasa de población entre regiones <i>j e i</i>	1,26	1,62	0,02	65,69
Tasa de salarios medios entre regiones <i>j e i</i>	1,03	0,13	0,55	1,87
Tasa de PIB entre regiones <i>j e i</i>	1,13	0,61	0,17	8,95
Tasa de llegada de turistas entre regiones <i>j e i</i>	4,21	49,83	0,00	1.269,02
Ingreso por ocupación principal (salario) (CLP)	366.487	425.415	2.216	12.000.000
Observaciones	19.105			

TABLA C2  
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DESPUÉS DE CEM PARA NO CONMUTANTES  
Y CONMUTANTES

Variable	No conmutantes (NC)			
	Promedio	Des. Est.	Mínimo	Máximo
Años de escolaridad	11,72	3,49	0,00	20,00
Experiencia potencial	21,04	13,34	0,00	60,00
Experiencia potencial ^ 2	620,72	651,00	0,00	3.600,00
Jefe de hogar (1 si es jefe, 0 otro caso)	0,44	0,50	0,00	1,00
Sexo (1 hombre, 0 mujer)	0,65	0,48	0,00	1,00
Zona (1 urbano, 0 rural)	0,83	0,37	0,00	1,00
Conmutante intrarregional	0,00	0,00	0,00	0,00
Conmutante interregional	0,00	0,00	0,00	0,00
Número de personas en el hogar	4,23	1,74	1,00	16,00
Ingreso por ocupación principal (salario) (CLP)	326.359	359.229	4.108	8.216.000
Ingreso del hogar (CLP)	839.742	1.090.146	0	47.700.000
Observaciones	55.149			
Variable	Conmutantes (C)			
	Promedio	Des. Est.	Mínimo	Máximo
Años de escolaridad	11,72	3,49	0,00	20,00
Experiencia potencial	21,04	13,32	0,00	60,00
Experiencia potencial ^ 2	619,99	650,63	0,00	3600,00
Jefe de hogar (1 si es jefe, 0 otro caso)	0,44	0,50	0,00	1,00
Sexo (1 hombre, 0 mujer)	0,65	0,48	0,00	1,00
Zona (1 urbano, 0 rural)	0,83	0,37	0,00	1,00
Conmutante intrarregional	0,86	0,35	0,00	1,00
Conmutante interregional	0,14	0,35	0,00	1,00
Número de personas en el hogar	4,30	1,71	1,00	16,00
Ingreso por ocupación principal (salario) (CLP)	364.246	421.432	2.216	12.000.000
Ingreso del hogar (CLP)	903.375	1.011.785	12.216	19.000.000
Observaciones	18.896			

TABLA C3  
EXTENSIÓN DE LA ECUACIÓN 5 CON INTERACCIONES  
POR REGIÓN DE DESTINO

Variable	Coeficientes	
Años de escolaridad	0,11	***
Experiencia potencial	0,02	***
Experiencia potencial ^ 2	0,00	***
Jefe de hogar (1 si es jefe, 0 otro caso)	0,17	***
Sexo (1 hombre, 0 mujer)	0,24	***
Zona (1 urbano, 0 rural)	0,01	
Horas promedio conmutadas (80 km por hora)	0,01	**
Constante	10,42	***
<i>Interacciones por región de trabajo</i>		
Arica	0,00	
Tarapacá	0,34	*
Antofagasta	0,43	**
Atacama	0,31	*
Coquimbo	0,33	*
Valparaíso	0,17	*
Metropolitana	0,28	*
O'Higgins	0,19	*
Maule	0,12	*
Biobío	0,11	*
La Araucanía	0,06	
Los Ríos	0,18	*
Los Lagos	0,13	*
Aysén	0,39	*
Magallanes	0,59	**
Observaciones	19.105	
R <sup>2</sup>	0,34	

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ .



