



Munich Personal RePEc Archive

Interregional migration efficiency in adjusting regional labour markets in Chile

Rowe, Francisco/F and Aroca, Patricio/P

Revista A-mérika. Universidad de Deusto

5 December 2008

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/36222/>

MPRA Paper No. 36222, posted 27 Jan 2012 14:20 UTC

Eficiencia de la Migración Interregional en Chile para Ajustar el Mercado Laboral

Francisco Rowe[†]

Universidad Católica del Norte, Antofagasta, Chile.

Patricio Aroca

Universidad Católica del Norte, Antofagasta, Chile.

Resumen

El objetivo del artículo es estudiar el proceso de migración interregional en Chile como mecanismo de mercado para reducir las diferencias en salario y desempleo entre las regiones de acuerdo a la propuesta realizada en Aroca & Hewings (2002). Utilizando datos censales para Chile de 1992 y 2002 se estima un modelo probit para la probabilidad de migrar desde una región a otra. Luego, se analiza la eficiencia del proceso de migración interregional para reducir las diferencias interregionales de salarios y tasas de desempleo. Los resultados muestran que las señales del mercado laboral tienen el efecto esperado en la decisión de migrar. Sin embargo, el proceso es ineficiente para reducir significativamente las diferencias regionales en salario y desempleo.

Palabras clave: Migración Intrarregional; Empleo; Desempleo; Salarios; Utilidad.

Abstract

The objective of the article is to re-review the interregional migration process in Chile according to Aroca & Hewings (2002), using up-dated data of 1992 and 2002 from CENSO of population and housing in a probability model probit. Additionally, analyse the efficiency of the interregional migration process in terms of equalising regional salaries and unemployment rates. The results show that signal labour markets are less important for explaining the probability to migrate related to others regional characteristics and the migration process is inefficient to adjust regional markets. The results are consistent with previous findings.

Key Words: Intarregional migration; Employment; Unemployment; Salaries; Utility.

JEL: J61, O15, O18, R11, R23

[†] Francisco Rowe, frowe@ucn.cl y Patricio Aroca, paroca@ucn.cl pertenecen al Núcleo financiado por la Iniciativa Científica Milenio de MIDEPLAN: Ciencia Regional y Políticas Públicas, de la Universidad Católica del Norte.

1. Introducción

Dos hechos han caracterizado el proceso de migración interregional en América Latina en las últimas 4 décadas. Primero, una disminución relativa de la migración rural-urbana respecto a la migración entre centros urbanos, con altos índices de concentración. Un indicador crudo de este hecho en Chile es capturado por el número de habitantes que residían en áreas urbanas en el año 2002, un 86,6% de la población del país, en contraste con un 13,4% en áreas rurales (Instituto Nacional de Estadísticas de Chile, 2003), según datos del Censo de población y vivienda 2002. Adicionalmente, en la región Metropolitana¹ se han registrado extremadamente altos índices de concentración de población, aproximadamente un 50% del total de personas en el país.

Segundo, la política económica de los países latinoamericanos ha estado orientada a promover el libre mercado, afectando el crecimiento balanceado de las economías regionales. La adopción de este tipo de políticas de mercado ha influenciado el proceso de migración interna, debido a que las desigualdades en términos de crecimiento económico son traducidas en desigualdades entre mercados laborales regionales, ejerciendo presiones sobre salarios y niveles de desempleo. Estos efectos pueden ser mitigados mediante migración regional de trabajadores, funcionando como un mecanismo asignador de factores productivos capaz de igualar o disminuir diferenciales en salarios y/o niveles de desempleo.

El artículo se estructura de la siguiente forma. Sección 2, se plantea un modelo teórico de migración interregional a estimar. Sección 3, se presentan las fuentes de datos y aproximaciones para las variables consideradas en el modelo. En la sección 4, se realizan las estimaciones para ambos períodos 1987-1992 y 1997-2002. Finalmente en la sección 5, se examina la eficiencia del proceso de migración para reducir las diferencias regionales en salarios y tasas de desempleo.

2. Modelo Teórico de Migración Interregional

Para analizar el proceso migratorio ocurrido en Chile se considera un modelo de origen y destino que descansa en supuestos como: Los trabajadores deciden moverse desde una región hacia otra, dependiendo de preferencias establecidas y oportunidades económicas relativas; los individuos eligen entre un conjunto finito de alternativas de destino, siendo capaz de evaluar cada una de ellas, y migran hacia la región que le produzca el máximo bienestar.

Bajo el contexto de teoría de utilidad aleatoria desarrollada por McFadden (1976), es posible especificar un modelo con datos agregados que capture la teoría comportamental del proceso de migración (Anas, 1981; Kanaroglou & Ferguson, 1996)². Generalmente se asume que los niveles de bienestar dependen de las

¹ En donde se encuentra ubicada la capital de Chile.

² Anas, A. (1981), argumenta que modelos y estimaciones para datos de pequeñas áreas agregadas son más adaptables para predicción y análisis de política, en comparación con modelos desagregados.

características de cada región, cuya valoración conjunta define la elección del destino (Train, 1986; Ben-Akiva & S, 1985).

Asumiendo que un individuo o familia en una región i elige entre n alternativas de localización. En particular, la decisión para migrar hacia la alternativa j dependerá en un número de características relacionadas a la región de origen y destino, eligiendo la región que le reporte el máximo nivel de bienestar, siendo representada por la utilidad U . Sin embargo, dado que existen factores no observados, la utilidad alcanzada en j puede ser especificada como:

$$U_j = V_j + \varepsilon_j \quad \forall j \in \{1, 2, \dots, n\} \quad (1)$$

Así, la función de utilidad está compuesta por una parte determinística V_j y una parte estocástica ε_j (McFadden, 1976). La parte determinística V_j , puede ser planteada como una combinación lineal de características regionales: del mercado laboral, *amenidades* (X_j), y del costo de moverse entre i y j , (C_{ij}).

La probabilidad de migración desde i a j , P , puede ser representada entonces mediante:

$$P = \Pr(U_j - U_i - C > 0) \quad (2.1)$$

$$P = \Pr(\varepsilon_i - \varepsilon_j > X_j\beta_j - X_i\beta_i - C) \quad (2.2)$$

De esta manera, la probabilidad de que un trabajador migre a la región j depende de que la utilidad percibida por el trabajador en esa región sea mayor a la utilidad percibida en la región i (actual) mas los costos de moverse.

Respecto a la parte aleatoria de la función de utilidad, es desconocida, por lo cual se asume una distribución de probabilidad. Aquí, se asume una distribución normal, ya que como Aroca (2004) con datos de Chile y un modelo ligeramente similar demuestra la presencia del limitante supuesto de Independencia de Alternativas Irrelevantes, implicado por la especificación del modelo logit³.

Por otra parte, dado que se cuenta con datos agregados para realizar las estimaciones, derivaciones adicionales son requeridas. Siguiendo la generalización hecha por Gouieroux (2000) del metodo de Berkson, se obtiene:

³ Cuando se asume que los errores se distribuyen bajo valor extremo tipo I.

$$Z = \text{Pr}^{-1}(P) = X_j\beta_j - X_i\beta_i - C + u \quad (3)$$

Donde Z es la función inversa de la distribución normal, de dimensiones $N \times 1$, X es una matriz de variables de $N \times k$, C es un vector de costos de moverse de una region a otra y u es un vector de residuos aleatorios de $N \times 1$.

La forma lineal en (3), implica que condiciones en regiones de origen y destino operan simétricamente en migración. Es decir, se asume que individuos tienen suficiente información acerca de cambios en las condiciones del mercado u otras condiciones económicas, tanto en regiones de origen como en regiones de destino. Por ejemplo, en regiones de origen con condiciones económicas no favorables el efecto *repulsor* será de la misma magnitud, en contraste al efecto *atractor* de regiones de destino con condiciones económicas favorables.

Para investigar este hecho en el artículo se ha considerado la hipótesis de simetría. La especificación planteada permite capturar la asimetría asociada con flujos de información imperfecta. De esta forma, si trabajadores tiene mayores flujos de información acerca de mercados locales en comparación con otros, cambios en las condiciones económicas en la región de origen deberían tener un gran impacto en la población migrante, en contraste, con similares cambios en las regiones de destino (Gabriel *et al*, 1993).

3. Datos⁴

Para la estimación del modelo presentado, se utilizó información del Censo de Población y Vivienda correspondiente a los períodos 1992 y 2002. Para estimar la variable dependiente, probabilidad de migrar desde la región de origen i a la región de destino j , se utilizaron dos preguntas: ¿Dónde vivía en Abril de 1987 (1997)? Y ¿Dónde vive actualmente? (correspondiente al año en que se realizó el censo 1992 o 2002). Construyéndose una matriz de flujo entre regiones, de 13×13 con las personas económicamente activas que están registradas en la base de datos con un domicilio en una región distinta, al comparar ambas preguntas. Por lo tanto, fueron excluidas las personas que declararon la misma región de residencia los dos años 1987 (1997) y 1992 (2002)⁵. Luego se obtuvo una proporción, considerando los flujos de personas que se movieron a otra región sobre el total de población económicamente activa en el período inicial, es decir 1987 o 1997 (incluidas las personas que permanecieron en la región). Resultado de este proceso se obtuvo un total de 156 observaciones.

Las variables independientes se componen de tres conjuntos. El primero, corresponde a medidas aproximadas para capturar la influencia de *amenidades*. El segundo, corresponde a medidas aproximadas para capturar el efecto y magnitud de los costos de traslado. El tercero, corresponde a medidas aproximadas para capturar la influencia relativa de condiciones económicas.

⁴ La definición de región utilizada en este artículo corresponde al de región administrativa (Richardson, 1978).

⁵ Las Tablas A.1 y A.2, resumen la información descrita.

El primer conjunto de variables para medir la disponibilidad de bienes públicos, son aproximadas en dos formas. En primer lugar, se utilizan datos desde el Censo respecto a población por región en 1987 y 1997, respectivamente. Se utilizó información de estos períodos para evitar problemas de endogeneidad. En Segundo lugar, se utilizó la proporción de población urbana (Greenwood, 1995).

Para aproximar una medida del costo de traslado involucrado por costos monetarios y sicológicos, se utilizó la distancia desde el centroide de la región i hasta la región j (Greenwood, 1995)⁶. También, se incluyó la medida distancia al cuadrado debido a que se ha demostrado que los costos de traslado crecen a tasa decreciente a medida que se incrementa la distancia, por lo tanto, un signo negativo es esperado para el coeficiente asociado a esta variable y positivo para su valor al cuadrado.

Tabla 1: Estadísticos Descriptivos

Variables Explicativas	Media		Desviación Estándar		Mínimo		Máximo	
	1992	2002	1992	2002	1992	2002	1992	2002
Población en destino (j)	8.8595	10.3606	11.0295	13.3711	0.6634	0.7981	44.2000	53.8000
Población en origen (i)	8.8595	10.3606	11.0295	13.3711	0.6634	0.7981	44.2000	53.8000
Proporción Urbana en origen (i)	0.7884	0.8290	0.1423	0.1142	0.5982	0.6640	0.9727	0.9768
Diferencial en destino y origen de salarios regionales (j-i)	0.0000	0.0000	8.3789	16.3867	-18.4100	-43.9000	18.4100	43.9000
Diferencial en destino y origen de variación regional de salarios (j-i)	0.0000	0.0000	0.1020	0.1014	-0.2342	-0.2727	0.2342	0.2727
Diferencial en tasas de desempleo en origen (it1-it)	0.0062	0.0019	0.0175	0.0081	-0.0515	-0.0139	0.0268	0.0144
Diferencial en tasas de desempleo en destino (jt1-jt)	0.0062	0.0019	0.0175	0.0081	-0.0515	-0.0139	0.0268	0.0144
Distancia (ij)	13.5945		9.1455		0.8600		41.5800	
Distancia al cuadrado (ij)	267.9146		333.7730		0.7396		1728.8970	
Medida de centralidad (ij)	0.0003		62.1670		-96.4130		96.4130	

Para el tercer conjunto de variables independientes⁷ se consideran medidas asociadas a señales provenientes desde el mercado laboral fundamentales para el objetivo del artículo. Se incluyen dos aproximaciones relacionadas a salarios regionales. La primera, corresponde a la diferencia entre el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita regional de los períodos 1988 y 1998, de destino y origen. La segunda, corresponde la variación de salarios regionales aproximada por el crecimiento del PIB regional entre 1987 (1997) y 1992 (2002), tomando la diferencia entre el crecimiento de PIB regional en destino y origen. Realizándose el mismo análisis aplicado en Aroca & Hewings (2002). Adicionalmente, siguiendo a Molho (1986), se incorporó una aproximación de la demanda laboral, el diferencial de las tasas de desempleo regional de los períodos 1986 (1996) y 1987 (1997).

También, se agregó la estructura espacial en el modelo (ecuación 4). Para incorporar el espacio al análisis de migración se hizo uso de una variable (S_{ij}) que define la ubicación relativa de cada una de las regiones dentro del sistema nacional. Siguiendo la metodología de Boots & Kanaroglou (1988), quienes a través de un

⁶ La Tabla B en el Anexo B muestra las distancias entre regiones.

⁷ Para las estimaciones de estas variables se utilizó información del Banco Central de Chile.

matriz de pesos espaciales definida por la contigüidad de la reina⁸, es decir, se definen como vecinos aquellos que tienen un borde o un vértice común, donde 1 indica que dos regiones son vecinas, y 0 el caso contrario. Ellos establecen el cálculo del vector propio principal (e_j), el cuál indica la ubicación relativa de cada región en relación al centro geográfico del país, así como su conectividad. El valor de e_j varía en el intervalo 0-1. Siendo valores cercanos a 0 un indicador de lejanía desde el centro y con una baja conectividad. En contraste, valores cercanos a 1 indican cercanía respecto al centro y con una alta conectividad.

$$S_{ij} = \left[\frac{e_j - e_i}{e_j + e_i} \right] \times 100 \quad (4)$$

De esta manera, S_{ij} se encontrará entre -100 y 100. Indicando que el trabajador evaluaría migrar desde una región en el centro hacia una región localizada en la periferia, cuando se obtienen valores cercanos a -100. Mientras que, cuando los valores son cercanos a 100, indicará que el trabajador trataría de evaluar migrar desde una región en la periferia hacia una región localizada en el centro. Por otra parte, cuando S_{ij} se encuentra alrededor de 0, indicará que el trabajador evalúa la posibilidad de migrar a regiones ubicadas en zonas geográficas similares, centro-centro o periferia-periferia.

4. Estimación

4.1. Hallazgos Generales

Los resultados de la estimación del modelo Probit de migración interregional con datos agregados se muestran en la Tabla 2. Siguiendo Aroca & Hewings (2002), se estimaron dos modelos para cada período, uno sin (1 y 3) y otro con la medida de localización espacial (S_{ij}) (2 y 4), para analizar el aporte a la capacidad explicatoria del modelo cuando se considera la dimensión espacial en la parte determinística de la función de utilidad. En ambos períodos se registra una mejora a niveles generales en el modelo estimado, en términos, de un aumento del estadístico R cuadrado y R cuadrado ajustado, y con el aumento del número de coeficientes asociados a las variables explicativas que resultan ser significativos al 1%.

Considerando los parámetros estimados. Se observa que los coeficientes son significativamente distintos de cero, se obtienen los resultados esperados y se observa una consistencia de éstos a través del tiempo, excepto para los coeficientes de la variable diferencial en tasas de desempleo en origen.

⁸ La "Contigüidad de la Reina" es un concepto en econometría espacial que implica considerar vecinos a aquellos que tienen un vértice o un borde común. Como una alternativa también está la "Contigüidad de la Torre" en que solo se considera como vecino aquellos que tienen un borde común.

Para estudiar los parámetros estimados se plantearán dos tipos de análisis. Primero, se examinará su relación y magnitud sobre la probabilidad de que un trabajador migre a otra región. Segundo, la estabilidad de los coeficientes a través del tiempo, es decir, si los resultados se cambian ó mantienen al comparar las estimaciones para ambos períodos.

Las medidas de aproximación para capturar la disponibilidad de bienes públicos, población en destino j y origen i , poseen el signo esperado. Indicando el aumento de la probabilidad de migrar hacia regiones con un mayor nivel de bienes públicos, asumiendo que la cantidad de estos últimos se encuentra directamente relacionada con el tamaño de población. Ambos coeficientes se mantienen estables en el tiempo, pero con una disminución en su magnitud. Lo anterior, confirma las *fuerzas concentradoras* presentes en el proceso migratorio en Chile (destacadas por: Aroca *et al*, 2001 y Aroca 2004).

La proporción de la población urbana en i sugiere que trabajadores que vivían en zonas urbanas tenían una mayor probabilidad para migrar, dado el signo positivo de su coeficiente. Esto puede corresponder a la *fuerza de dispersión* ejercida por costos de congestión señalados por Marrewijk (2006). Igualmente, la estabilidad de los coeficientes se mantiene al comparar ambos períodos, con ligeros cambios en magnitud.

Al revisar los parámetros estimados de la variable distancia, asumida para capturar los costos de traslados entre la región i y j . De acuerdo, al signo y valor del parámetro estimado, se puede decir que los resultados apoyan la hipótesis de que los costos de traslado afectan negativamente la probabilidad de que un trabajador migre hacia otra región, pero a medida que estos aumentan su efecto es menos importante (observando la variable distancia al cuadrado). Por otra parte, se observa una estabilidad al considerar ambos períodos, aunque se registra una leve disminución de su impacto para el período 1997-2002 respecto al anterior.

Así, migración será un mecanismo de ajuste eficiente si trabajadores pueden pagar los costos de traslado, en el caso que la utilidad obtenida en la región de destino sea superior a dichos costos, de no ser así el proceso migratorio estaría funcionando ineficientemente, sin aprovecharse las oportunidades de ganancias generadas.

Tabla 2: Estimación del modelo probit de migración interregional en Chile 1987-1992 y 1997-2002

Variables Explicativas	1987-1992		1997-2002	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Número de observaciones	156	156	156	156
R cuadrado	0,8472	0,8536	0,8136	0,8261
R cuadrado ajustado	0,8378	0,8435	0,8021	0,8141
Valor-F	89,95	0,8452	70,82	68,86
	-3,1014 *	-3,0798 *	-3,1057 *	-3,2477 *
Constante	(22,69)	(23,38)	(17,02)	18,64)
Población en destino (j)	0,0219 *	0,0206 *	0,0173 *	0,0157 *
Población en origen (i)	-0,0063 *	-0,0050 *	-0,0045 *	-0,0039 *
Proporción Urbana en origen (i)	0,7122 *	0,6855 *	0,6408 *	0,8435 *
Distancia (ij)	-0,0234 *	-0,0229 *	-0,0188	-0,0201 *
Distancia al cuadrado (ij)	0,0002	0,0002	0,0001	0,0001
Diferencial en destino y origen de salarios regionales (j-i)	0,0078	0,0088 *	0,0029	0,0042 *
Diferencial en destino y origen de variación regional de salarios (j-i)	(2,37)	(2,73)	(1,87)	(2,79)
Diferencial en tasas de desempleo en origen (it1-it)	0,2722	0,3275	0,2646	0,0196
Diferencial en tasas de desempleo en destino (jt1-jt)	(1,28)	(1,61)	(1,27)	(0,09)
Medida de centralidad (ij)	1,8564	1,0643	-2,7794	-3,3732
	(2,41)	(1,35)	(-1,05)	(-1,31)
	-1,1647	-0,3604	-1,6293	-0,0774
	(-1,4)	(-0,44)	(-0,75)	(-0,04)
		0,0011 *		0,0014 *
		(2,81)		(3,61)

Las estimaciones permiten asimetrías en población en origen y destino, y tasas de desempleo en origen y destino (Gabriel et al, 1993) .Los valores entre parentesis corresponden a los estadísticos t a una significancia del 1% (*).

Respecto a las variables asociadas al mercado laboral, comenzando con la variable salario, aproximada en dos maneras. Considerando el coeficiente del diferencial en destino y origen de salarios regionales, muestra el signo esperado y es estable a través del tiempo. Sin embargo, con una disminución en su impacto siendo menor en el segundo período. De acuerdo con la teoría de migración, los resultados indicarían que los trabajadores fueron atraídos por el diferencial de salarios que se producía entre regiones, lo cual a primera vista indicaría que el proceso de migración que tuvo lugar en esos períodos fue eficiente para igualar salarios regionales, y se podría asumir que existió información simétrica. Considerando los resultados del coeficiente del diferencial en destino y origen de variación regional en salarios, se puede mantener los comentarios anteriores.

En cuanto a la otra variable asociada al mercado laboral, la tasa de desempleo. Ambos coeficientes, el correspondiente al diferencial en tasas de desempleo en origen y el correspondiente en destino, resultan ser no significativos e inestables en el primero de ellos. Sin embargo, el signo positivo en origen y signo negativo en destino es como la teoría predice, a medida que aumentan las tasas de desempleo en regiones de origen, mayor es la probabilidad de migrar. Hecho similar ocurre cuando las tasas de desempleo se incrementan en la región de destino.

Finalmente, la medida de centralidad relativa de la región de origen i respecto a la región de destino j . El signo positivo de esta variable sugiere que la probabilidad de migrar se incrementa a medida que un trabajador en una región de origen en la periferia evalúa migrar hacia una región de destino en el centro del país. Lo anterior, no es nuevo, sino que ha sido notado por Aroca *et al* (2001) y Aroca (2004). Además, si se compara ambos períodos es posible observar un ligero aumento en el coeficiente.

4.2. *Características Regionales*

En la sección anterior aspectos generales sobre los parámetros estimados fueron destacados. Aquí, se profundizarán algunos de los aspectos del proceso de migración regional en Chile.

Considerando los coeficientes estimados para aproximar la disponibilidad de bienes públicos, asociados a población en origen, destino y proporción urbana se examinó su efecto sobre la utilidad, utilizando sus valores promedios (Ver Tabla 1). Se obtienen dos conclusiones. Primero, los coeficientes estimados muestran que existe una asimetría de información debido a que la magnitud de la influencia es diferente, es mayor el efecto atractor de población en el destino que en el origen, en ambos períodos. Segundo, regiones más pobladas poseen un alto efecto atractor, conduciendo a la concentración de la población, regiones: Metropolitana, V y VIII (Destacado anteriormente en Aroca & Hewings, 2002). Sin embargo, se debe destacar que la magnitud de este efecto concentrador ha venido disminuyendo desde 1982. Una explicación para esto podría ser el incremento en la descentralización de las políticas y los altos costos que provoca la congestión en grandes centros urbanos.

Al estudiar los efectos de las variables asociadas al mercado laboral aproximadas por los diferenciales de salarios y tasas de desempleo, se obtienen algunas señales interesantes. Cuando se examina el efecto de un aumento en los diferenciales de salarios regionales en la probabilidad de migrar, se observa un incremento de ésta.

Altos salarios en regiones de destino y bajos salarios en regiones de origen son efectos de atracción hacia un determinado destino j . En estos términos, las regiones II, XII y I serían que tienen mayores efectos de atracción, en ambos períodos.

Al realizar el mismo ejercicio con las tasas de desempleo, altas tasas de desempleo en regiones de origen y en destino, expulsan personas, y cuando son bajas, atraen personas. Bajo este criterio, las regiones II y Metropolitana en 1992 tendrían un alto efecto expulsor, mientras que en 2002 serían las regiones V y Metropolitana.

Lo anterior, implicaría, a primera vista, que el mercado se estaría ajustado y que las señales emitidas por los salarios en el mercado laboral estaría funcionando, atrayendo migración y logrando el equilibrio. Situación que será analizada en la próxima sección mediante un ejercicio de simulación.

5. Ajuste en el Mercado Laboral Regional

De acuerdo a las medidas de ajustes examinadas anteriormente, se elige el mejor modelo estimado para cada período bajo consideración: 1987-1992 y 1997-2002. Se utilizó la información obtenida para estimar los niveles de migración neta regional basada en los valores de las variables independientes.

La emigración y la inmigración desde una región i hacia una región j fueron estimadas (mostradas en la Tabla 3) mediante las siguientes ecuaciones:

$$EM_i = \sum_{j \neq i} (Pob_i * \hat{P}_{ij}) = Pob_i \sum_{j \neq i} (*\hat{P}_{ij}) \quad (5.1)$$

$$IN_j = \sum_{j \neq i} (Pob_i * \hat{P}_{ij}) \quad \text{Donde: } \hat{P}_{ij} = \Phi(\hat{z}_{ij}) \quad (5.2)$$

Siendo EM_i la emigración desde una región i , IN_j la inmigración hacia una región i y Pob_i el nivel de población en una región i .

Tabla 3: Estimación de Migración Neta Regional

Variables Regiones	EM _i		IN _i		NET _i	
	1992	2002	1992	2002	1992	2002
I	-3902	12031	9333	7499	5431	-4532
II	2494	11856	9076	15309	11570	3453
III	2468	7221	7199	13879	9667	6658
IV	1202	13527	12065	17329	13267	3802
V	-7604	41735	35275	31522	27671	-10213
VI	2052	18680	16520	26105	18572	7425
VII	-4237	20529	20449	22470	16212	1941
VIII	-24552	49384	45699	25479	21147	-23905
IX	-4980	17503	16952	15173	11972	-2330
X	-8020	21823	18620	13123	10600	-8700
XI	3222	2327	1841	6708	5063	4381
XII	1245	4137	3600	5533	4845	1396
RM	40611	85847	60645	106474	101260	20627

Para estudiar la eficiencia del mercado laboral regional en Chile, para igualar salarios y tasas de desempleo, se aplicó la metodología de Gabriel *et al* (1993). Ellos introducen un *shock* exógeno en salarios y tasas de desempleo regionales y luego estiman la reducción de los diferenciales que produce el shock mediante la respuesta del proceso de migración.

Para evaluar este proceso de ajuste de migración regional se utilizan dos ecuaciones: una de salarios (6.1) y una de tasa de desempleo (6.2), donde se asume que el impacto de migración depende del estado migración y las elasticidades de demanda y oferta en el mercado laboral (Gabriel *et al*, 1993). Adicionalmente, se asume una función de oferta y demanda de mano de obra log-lineal.

$$\partial \log W_i = \left[\frac{1}{\eta_i^d - \eta_i^o} \right] \partial \log Pob_i \quad (6.1)$$

$$\partial \log UR_i = \left[1 - UR_i^0 \right] \left[\frac{\left(1 - \left(\frac{\eta_i^d}{\eta_i^d - \eta_i^o} \right) \right) \partial \log Pob_i}{(1 + \partial \log Pob_i)} \right] \partial \log Pob_i \quad (6.2)$$

Donde η_i^d y η_i^o corresponden a las elasticidades demanda y oferta respectivamente, $\partial \log Pob_i$ es el porcentaje de cambio en la población de la región i , $\partial \log W_i$ es el porcentaje de cambio en la región i y UR es la tasa de desempleo en la región i .

5.1. Migración e Igualación de Salarios

Para examinar la eficiencia del proceso de migración regional en Chile para igualar salarios en mercados regionales se realiza una simulación, desarrollada por Gabriel *et al* (1993). En primer lugar, se utiliza como medida de desigualdad la desviación estándar del diferencial de salarios regionales. Luego, se introduce un *shock* del 10% sobre la media del diferencial de salarios regionales. Posteriormente, la nueva distribución del diferencial de salarios regionales es utilizada para estimar un nuevo flujo de migración neta regional. Para continuar con el análisis del efecto de esta nueva migración neta regional sobre el diferencial de salarios regionales. Los resultados de las estimaciones para los dos períodos se muestran en la Tabla 4.

Como se especifica en la ecuación (6.1) el efecto que ejerce la migración neta regional depende de las elasticidades de oferta y demanda laboral. Dado que estas elasticidades son desconocidas se simula el impacto del diferencial de salarios para distintos valores de $|\eta_i^d - \eta_i^o|$. Adicionalmente, es asumido que los mercados laborales regionales presentan similares elasticidades.

Tabla 4: Estimación de Migración Neta Regional Introducido un shock del 10%

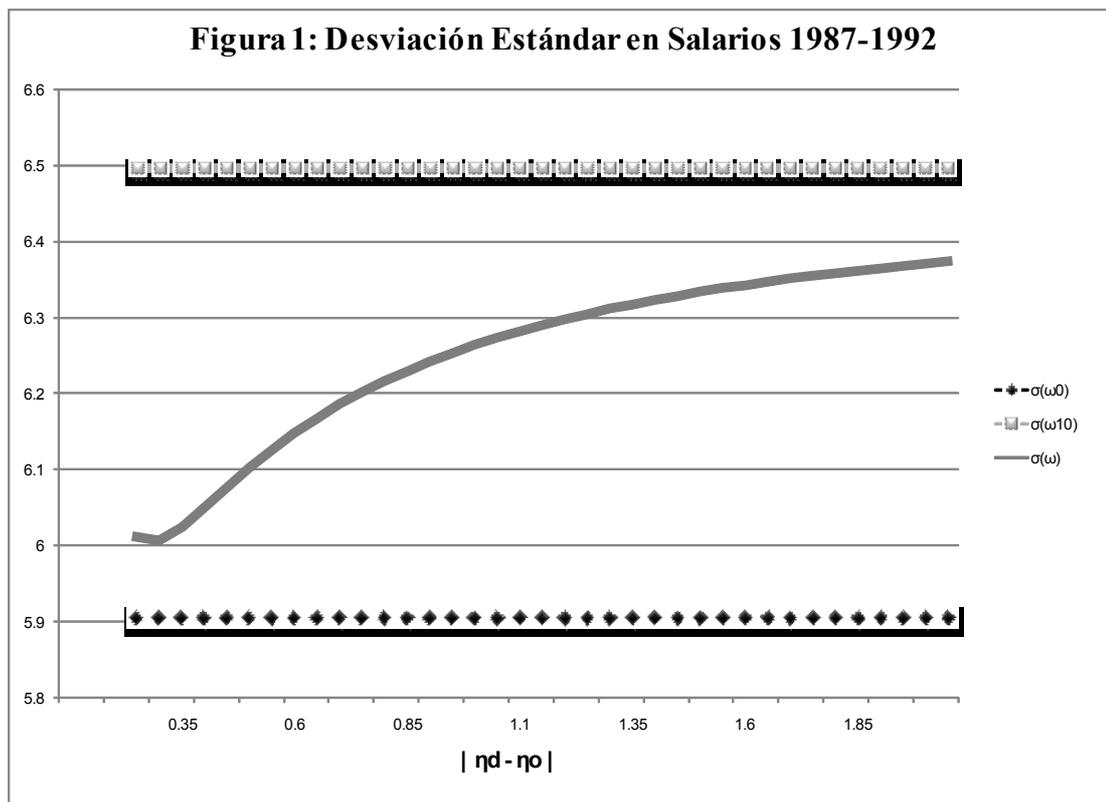
Variables Regiones	EM _i				IN _i				NET _i			
	1992		2002		1992		2002		1992		2002	
	EM	EM(10%)	EM	EM(10%)	IN	IN(10%)	IN	IN(10%)	NET	NET(10%)	NET	NET(10%)
I	-3902	9293	12031	11997	9333	5471	7499	7542	5431	-3822	-4532	2068
II	2494	8841	11856	11430	9076	11938	15309	15969	11570	3097	3453	3739
III	2468	7239	7221	7204	7199	9612	13879	13933	9667	2373	6658	4212
IV	1202	12253	13527	13693	12065	13048	17329	17109	13267	795	3802	4062
V	-7604	35360	41735	41918	35275	27631	31522	31389	27671	-7729	-10213	3851
VI	2052	16580	18680	18790	16520	18521	26105	25959	18572	1941	7425	7533
VII	-4237	20733	20529	20745	20449	15975	22470	22230	16212	-4758	1941	6258
VIII	-24552	45871	49384	49714	45699	21083	25479	25297	21147	-24788	-23905	4332
IX	-4980	17240	17503	17734	16952	11752	15173	14960	11972	-5488	-2330	3201
X	-8020	18860	21823	22007	18620	10458	13123	13006	10600	-8402	-8700	2523
XI	3222	1846	2327	2337	1841	5061	6708	6679	5063	3215	4381	1645
XII	1245	3506	4137	4101	3600	5015	5533	5601	4845	1509	1396	688
RM	40611	60041	85847	85195	60645	102090	106474	107197	101260	42051	20627	5214

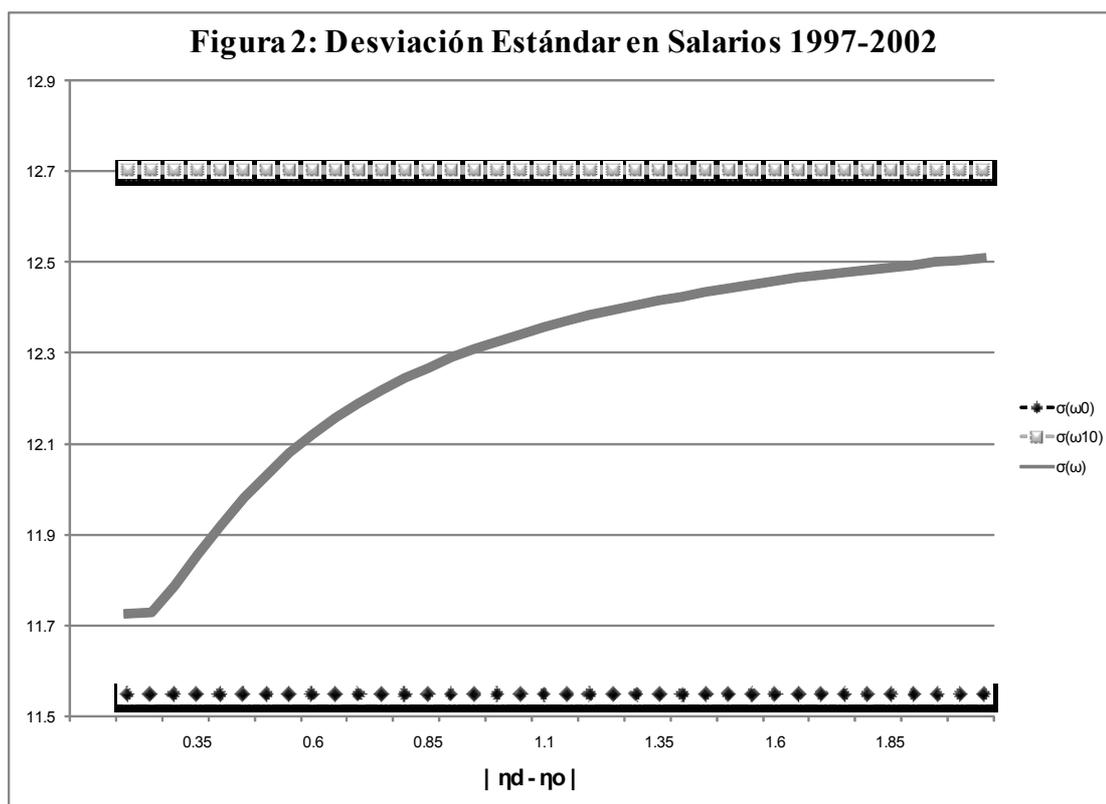
La tabla 4 muestra el efecto de una introducción de un *shock* del 10% sobre el diferencial de salarios regionales. Considerando el caso de la región Metropolitana, en la última fila de la Tabla. Cuando se aplica un aumento del 10% al salario en esa región asociado con el incremento del salario en otra región produce una disminución en la migración neta. Casos interesantes se observan en las regiones I, V, VII, VIII, IX y X, ya que antes de introducirse el shock existe emigración o inmigración neta, pero después de éste se registra una emigración o inmigración neta.

Estos cambios en la migración laboral producen cambios simultáneos en la fuerza laboral produciéndose variaciones en los salarios regionales, especificados mediante la ecuación (6.2). Los resultados de las simulaciones de estos cambios son expuestos en la Figura 1, para 1987-1992, y Figura 2, para 1997-2002.

Las figuras resumen varias conclusiones. Al comparar ambas figuras se observa un aumento en la dispersión estándar de los salarios regionales, siendo mayor en 1997-2002. Asimismo, se observa un comportamiento similar en

términos de igualación de salarios. Cuando $|\eta_i^d - \eta_i^o|$ se encuentra alrededor de 3 la desigualdad entre salarios regionales tiende a ser eliminada a través del proceso de migración. Sin embargo, cuando $|\eta_i^d - \eta_i^o|$ excede 3.5 la desigualdad entre salarios regionales se incrementa ligeramente tendiendo a un incremento cercano al 10%.



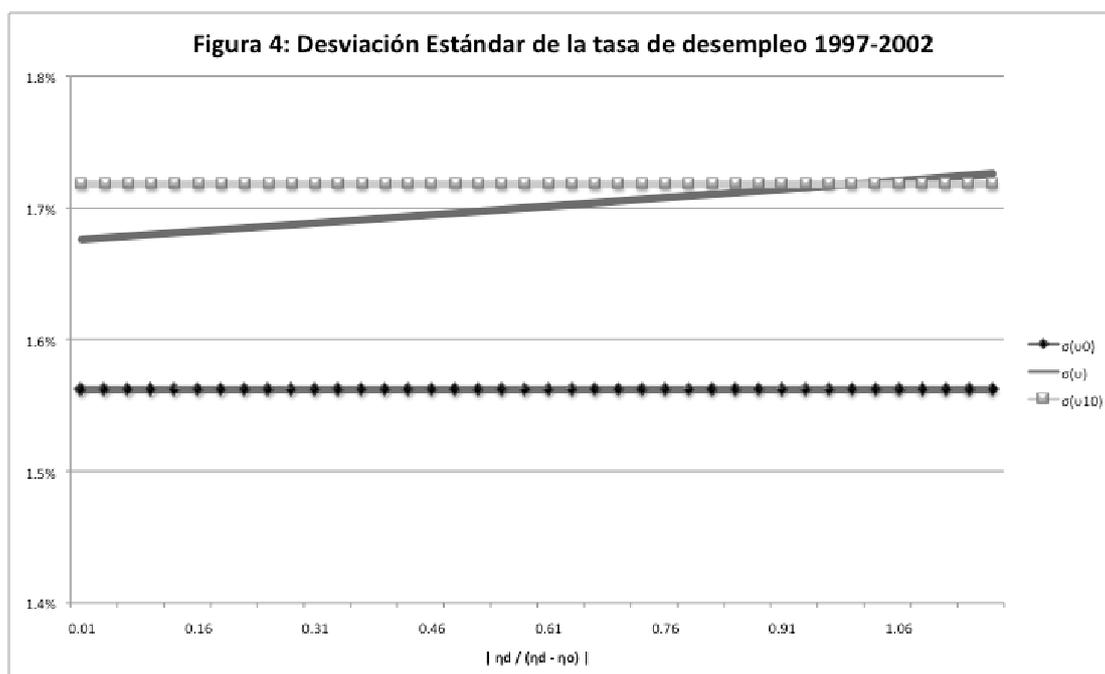
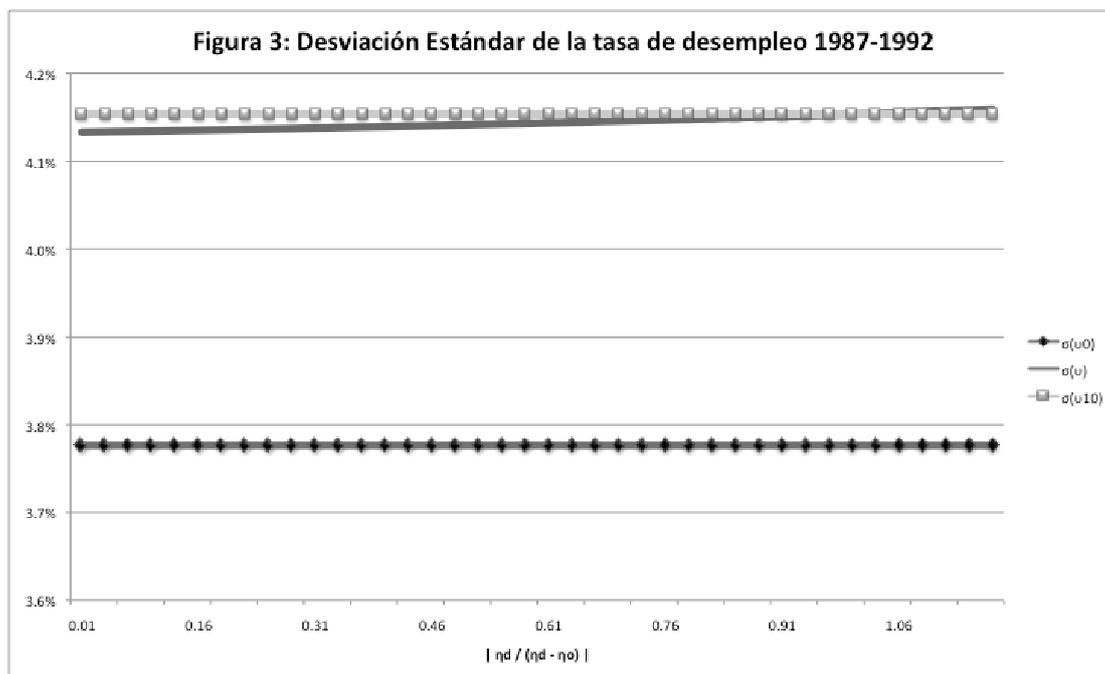


Desde la Figura 1 puede notarse que el proceso de desigualdad en salarios en el período de 1987-1992 es más lento comparado al proceso en 1997-2002. Este hecho parece deberse a que la dispersión de salario es menor en el primer período, lo cual implicaría que a mayores diferenciales de salarios, mayores serían las desigualdades regionales en términos de salarios, implicando la necesidad de diseñar políticas regionales con foco en este hecho.

Estos hechos son similares a los hallazgos realizados por Aroca & Hewings (2002), con una especificación de un modelo logit estimados con datos del censo de 1977-1982 y 1987-1992.

5.2. Migración y Igualación de Tasas de Desempleo

De acuerdo a la teoría económica neoclásica desigualdades entre tasas de desempleo regionales deberían tender a ser igualadas. Regiones con altas tasas de desempleo no son atractivas para vivir y/o trabajar o son expulsoras. En cambio, regiones con bajas tasas de desempleo son atractivas para vivir y/o trabajar o son retenedoras. Por lo tanto, desigualdades en tasas de desempleo entre regiones deberían ser eliminadas por el proceso de migración.



Las Figuras 3 y 4 muestran los resultados del mismo proceso de simulación aplicado para el caso de desigualdades en salarios. Para esto se utilizó la ecuación (6.1), que relaciona la tasa de desempleo con la fuerza de trabajo, dadas las elasticidades de oferta y demanda en el mercado laboral. La expresión $(\eta_i^d / \eta_i^d - \eta_i^o)$ tiende a cero cuando la oferta laboral es elástica y la demanda inelástica y a uno en la situación inversa. De esta forma, puede establecerse que mientras mayor es la demanda laboral

regional y menor es la oferta laboral regional, mayor es la eficiencia del proceso de migración para igualar tasas de desempleo regional.

Al comparar ambas figuras puede observarse que la desviación estándar de las tasas de desempleo regional es menor en el período 1997-2002 relativo a 1987-1992, donde es aproximadamente 5%. Adicionalmente, puede observarse que el proceso de igualación de tasas de desempleo regional es completamente ineficiente conducido por migración en el período 1987-1992. En contraste, en el período 1997-2002 se registra la situación más eficiente cuando $(\eta_i^d / \eta_i^o - \eta_i^o)$ tiende a cero. Sin embargo, cuando $(\eta_i^d / \eta_i^o - \eta_i^o)$ se incrementa sobre un 1% la ineficiencia, en términos de desigualdad en tasas de desempleo regionales se incrementa por sobre la dispersión estándar del 10% de las tasas de desempleo entre regiones.

6. Conclusión

Los resultados obtenidos son similares a los obtenidos en artículos con información de 1977 hasta 1992 por Aroca *et al* (2001 & 2002), trabajando con una especificación logit. En Chile, de acuerdo a los resultados obtenidos los efectos de señales del mercado laboral sobre la probabilidad de migrar son menos importantes, en comparación a otras características regionales, en términos de este artículo, como *amenidades* y costos de traslado. Además, se mantiene el hecho de que la probabilidad de migrar es más alta cuando se evalúa migrar desde regiones periféricas hacia el centro del país, con una concentración preocupante en la zona central del país (sobre el 50% de la población). Estos resultados son consistentes para las estimaciones en los dos períodos considerados.

El proceso de migración como mecanismo para igualar desigualdades regionales en términos de salarios y tasas de desempleo resulta ser ineficiente. En ambos períodos en consideración el proceso de migración mostró ser un mecanismo eficiente en igualar desigualdades en ingresos cuando la demanda y oferta laboral eran inelásticas (en bajos niveles de $|\eta_i^d - \eta_i^o|$). Considerando la eficiencia del proceso de migración en tasas de desempleo regional, en ambos períodos resulta ser altamente ineficiente independiente de las elasticidades de la oferta y demanda de trabajo. Esta ineficiencia es mayor a altos valores de $(\eta_i^d / \eta_i^o - \eta_i^o)$.

En conclusión, la decisión de migrar se encuentra altamente influenciada por otras características regionales distintas a señales del mercado laboral. Por lo tanto, políticas públicas orientadas a desconcentrar o disminuir la concentración alrededor de la zona central del país incrementado *amenidades* en regiones periféricas y disminuyendo el costo de traslado (asociado más a la información) hacia ellas. Por otra parte, dada la ineficiencia demostrada a través del tiempo por el proceso de migración para igualar salarios y tasas de desempleo entre regiones políticas debieran ser orientadas a mejorar eficiencia en el proceso.

Bibliografía

- ANAS, A. (1981). *The estimation of multinomial logit models of joint location and travel mode choice from aggregated data*. Journal of Regional Science , 21, 223-242.
- AROCA, P. (2004). *Migración interregional en Chile*. Notas de población , 78 (31), 97-154.
- AROCA, P., & Hewings, G. J. (2002). *Migration and regional labor market adjustment: Chile 1977-1982 and 1987-1992* . The Annals of Regional Science , 36, 197-218.
- AROCA, P., Hewings, G., & Paredes, J. (2001). *Migración Interregional y el mercado laboral en Chile 1977-1992*. Cuadernos de Economía , 38 (115), 321-345.
- BEN-AKIVA, M., & S, L. (1985). *Discrete choice analysis*. Cambridge, M A, USA: MIT Press.
- BOOTS, B. N., & Kanaroglou, P. S. (1988). *Incorporating the effects of spatial structure in discrete choice models of migration*. Journal of Regional Science , 28, 495-507.
- GABRIEL, S. A., Shack-Marquez, J., & Wascher, W. (1993). *Does migration arbitrage regional labor market differentias?*. Regional Science and Urban Economics (23), 211-233.
- GOURIEROUX, C. (2000). *Econometrics of qualitative dependent variables*. New York, N Y, United States of America: Cambridge Press.
- GREENWOOD, M. J. (1995). *Internal migration in developed countries*. North-Holland, North-Holland, Holland: Rosenzweig M R.
- Instituto Nacional de Estadísticas de Chile. (2003). *Síntesis de resultados*. Instituto Nacional de Estadísticas de Chile, Comisión Nacional del XVII CENSO de población y VI de vivienda.
- KANAROGLOU, P. S., & Ferguson, M. R. (1996). *Discrete spatial choice models for aggregate destinations*. Journal of Regional Science , 36, 271-290.
- MARREWIJK, C. V. (2006). Geographical economics model with congestion. (O. N. bank, Ed.) *New regional economics in central European economies: the future of CENTROPE* , 9, 17-35.
- MCFADDEN, D. (1976). *Quantal choice analysis: A survey*. Annals of Political Economy , 33, 396-419.
- MOLHO, I. (1986). *Theories of migration: A review*. Scottish Journal of Political Economy , 33 (4), 396-419.

RICHARDSON, H. (1978). *Regional and urban economics*. New York: Harmondsworth.

TRAIN, K. (1986). *Qualitative choice analysis*. Cambridge M A: MIT Press.

ANEXO A

Tabla A1: Matriz de Migrantes Laborales Chilenos: 1987-1992

Origen													RM	Total
Destino	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	RM	Total
I	94800	2511	647	1497	2328	277	351	983	306	307	35	170	5143	109445
II	2400	109605	1716	3112	1521	331	320	856	258	312	31	142	4232	124836
III	788	1802	59307	3357	1391	341	281	515	206	210	24	56	2444	70722
IV	1027	2335	1926	132347	1780	358	279	466	181	283	52	79	4040	145153
V	1692	1188	665	1737	386912	1267	1233	3931	870	1412	147	1530	12480	415064
VI	297	292	188	319	1472	195577	2489	2183	1516	791	73	283	7477	212957
VII	292	314	93	210	907	1474	235871	2519	787	843	114	256	6205	249885
VIII	817	747	172	275	2839	891	2349	470168	3681	2022	289	1086	9380	494716
IX	191	193	64	103	552	385	777	3627	189742	3111	226	303	5734	205008
X	250	259	94	205	1379	404	641	2311	2834	254833	1038	1291	7205	272744
XI	52	57	28	49	258	60	82	310	226	1272	21391	118	939	24842
XII	74	82	21	47	1680	105	137	875	244	1838	145	42228	1746	49222
RM	4657	3839	1497	3853	16218	9866	14251	22741	13654	11505	818	2346	1640409	1745654
Total	107337	123224	66418	147111	419237	211336	259061	511485	214505	278829	24383	49888	1707434	

Tabla A2: Matriz de Migrantes Laborales Chilenos: 1997-2002

Origen													RM	Total
Destino	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	RM	Total
I	130053	3097	965	1499	2694	405	515	1709	531	596	56	198	5592	147910
II	3624	147634	2271	3360	1926	425	535	1750	419	406	43	156	5527	168076
III	985	1565	76640	2444	1123	266	206	485	272	195	29	45	1951	86206
IV	1929	3327	2752	174838	2220	486	402	757	288	401	77	130	6085	193692
V	2397	1413	958	2185	473083	1532	1315	4637	1166	1749	191	1719	18361	510706
VI	491	404	334	521	1789	242815	2289	2294	1394	896	73	269	10646	264215
VII	445	328	180	289	1027	1591	282091	3160	937	865	101	331	9900	301245
VIII	1052	748	259	400	3309	945	2251	555962	3425	2325	267	866	14607	586416
IX	349	265	168	199	736	570	619	3774	232771	3242	215	338	9145	252391
X	569	334	182	391	2226	594	857	3720	4253	318605	1089	1876	11255	345851
XI	60	31	14	66	318	72	124	458	471	1448	28908	169	1212	33351
XII	120	86	27	104	1640	142	163	936	406	1801	236	50431	1753	57845
RM	5769	4048	1723	4206	17449	9338	12476	24755	13952	11591	854	1974	2154862	2262997
Total	147843	163280	86473	190502	509540	259181	303843	604397	260285	344120	32139	58502	2250896	

ANEXO B

Tabla B: Matriz de Distancia entre los Centroides Regionales

Región	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	RM
I	0	492	1049	1378	1812	1931	2105	2357	2517	2887	3558	4158	1857
II		0	565	899	1330	1454	1625	1881	2042	2415	3064	3664	1368
III			0	332	766	890	1064	1319	1474	1853	2505	3105	804
IV				0	434	558	730	985	1142	1521	2173	2773	472
V					0	205	377	636	793	1168	1820	2420	119
VI						0	171	427	585	960	1617	2217	86
VII							0	257	416	784	1441	2041	258
VIII								0	286	658	1315	1915	515
IX									0	372	1029	1615	673
X										0	657	1250	1044
XI											0	600	1701
XII												0	2301
RM													0