

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA
Facultad de Ciencias Económicas,
Jurídicas y Sociales
Instituto de Investigaciones Económicas
Reunión de Discusión N° 161
Fecha: 17/04/02
Horas: 16

Concentración Geográfica de la Industria Provincia de Salta, 1993¹

Lic. Lidia Rosa Elías de Dip²

1. Introducción

Dentro de la economía espacial se han desarrollado fundamentalmente dos teorías económicas con respecto al patrón de localización industrial regional. La primera enfatiza el rol clave que cumplen las ventajas naturales o comparativas (recursos naturales, necesidades de las firmas, dotaciones de los factores de la producción, etc.) y la segunda resalta la atracción que ejercen los "spillovers" (economías netas positivas externas, economías de aglomeración) en la distribución geográfica de las firmas.

En el presente trabajo se analiza empíricamente la concentración y los patrones de aglomeración de la industria manufacturera en los municipios y en los departamentos de la Provincia de Salta en el año 1993. Para ello se miden las concentraciones y analizan los patrones de aglomeración de las industrias manufactureras, siguiendo la metodología desarrollada por ELLISON (E) y GLAESER (G) (1994), usando la Clasificación Industrial Uniforme (CIIU)- Revisión 3, con datos publicados por el INDEC del Censo Nacional Económico de 1994.

2. Concentración de la industria (E y G)

En este estudio se considera a una determinada rama industrial salteña concentrada espacialmente solo si exhibe una aglomeración, por encima de toda la industria manufacturera de Salta, mayor que lo que se esperaría que ocurra en forma aleatoria. Para captar las concentraciones de las ramas industriales se emplea la metodología desarrollada por E y G.

Los índices propuestos por E y G que son utilizados para medir el grado de concentración, en la industria manufacturera de la Provincia de Salta en el año 1993, se caracterizan por controlar las diferencias de escalas de las firmas y los tamaños de las zonas geográficas en la distribución espacial de las empresas, lo que permite realizar comparaciones de concentración geográfica entre las industrias.

Además tales índices están basados en el análisis de dos modelos de elección sobre la localización, que son capaces de predecir la concentración geográfica de las industrias. Uno de

¹ Es intención de la autora publicar el presente estudio en la Serie -Economía del I.I.E. Publicación de la Facultad de Ciencias Económicas Jurídicas y Sociales - UNSa.

² Profesora de Economía; Investigadora del Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales; Investigadora del Consejo de Investigaciones, Universidad Nacional de Salta.

ellos parte de la idea que el conocimiento de los "spillovers" puede llevar a que las firmas deseen localizarse juntas y el otro que la existencia de alguna ventaja natural geográfica actúa como foco de atracción para determinados tipos de industrias. Además E y G estudian estos modelos de localización para construir un test que justifica su propuesta de un índice de concentración ya que comprueban que los niveles observados de concentración geográfica de las industrias manufactureras de Estados Unidos son mayores que lo que se esperaría que ocurra en forma aleatoria.

2.1. Modelos de Localización

Como los datos disponibles que se utilizan para medir los patrones de concentración se encuentran con distintos niveles de agregación y subunidades geográficas, con respecto a la clasificación de industrias y localización espacial respectivamente, resulta útil definir un modelo abstracto en el cual la unidad geográfica global esta subdividida en M subunidades, en donde cada subunidad i tiene una participación x_i ($i = 1, \dots, M$) en el empleo total. Además se supone que cada rama industrial tiene una participación s_i ($i = 1, \dots, M$) en el empleo localizado en la subunidad geográfica i .

Una medida natural del grado en el cual el empleo en la industria difiere del patrón total del empleo está dado por:

$$g = \sum_{i=1}^M (x_i - s_i)^2$$

Esta medida enfatiza un punto de partida, que involucra fracciones significativas del empleo industrial, para la construcción de los índices de concentración y del test de localización.

2.1.2. El Modelo Simple

El modelo simple trata de reflejar el hecho que la concentración del empleo es más grande de lo que se esperaría si las firmas se localizaran en forma independiente y aleatoria.

En cambio el modelo de elección aleatoria es el que reflejaría lo que se esperaría que ocurra en la industria que no tiene en cuenta las fuerzas de aglomeración.

Para el análisis se considera una industria con N firmas que tienen participaciones z_1, \dots, z_N en el empleo industrial y se define el Índice de Herfindahl (H) como:

$$H = \sum_{j=1}^N z_j^2$$

Se supone que cada empresa elige solo una localización para todas sus operaciones dentro de una unidad geográfica global que está dividida en M sub-unidades (con x_1, \dots, x_M participaciones del empleo industrial).

Además en el modelo de localización aleatoria se postula que: 1) cada firma, de una determinada rama industrial, elige una única localización para todos sus empleados por medio de tirar dardos en el mapa de una unidad geográfica global y 2) las sub-unidades geográficas, en las cuales las empresas eligen localizarse, son variables aleatorias independientes idénticamente distribuidas, v_1, \dots, v_M , cada una tomando los valores $1, \dots, M$ con probabilidad p_1, \dots, p_M .

Se podría pensar que las probabilidades describen las participaciones del empleo de las sub-unidades geográficas con respecto al empleo total, para testear si el modelo describe la concentración geográfica de las industrias de la unidad geográfica global. Por lo que $p_i = x_i$, para todo i , así la localización aleatoria podría en promedio producir un patrón de las participaciones de la industria siguiendo lo que se supone que prevalecería en el agregado.

La fracción del empleo de una rama industrial localizado en la sub-unidad geográfica i sería:

$$s_i = \sum_{j=1}^N z_j u_{ij}$$

Donde u_{ij} es una variable aleatoria Bernoulli igual a 1 sólo si $v_j = i$.

En base a lo anterior se define una medida normalizada G como la concentración bruta de una determinada rama industrial como:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^M (s_i - x_i)^2}{1 - \sum_{i=1}^M x_i^2}$$

La esperanza de G depende solo de H y no de cualquier detalle de distribución del tamaño de la firma, es decir $E(G) = H$, y la varianza depende además del cuarto momento de la distribución de las firmas de una determinada rama industrial³.

Suponiendo $p_i = x_i$, para todo i , para un grupo fijo de sub-unidades geográficas, el límite cuando H tiende a cero describe una industria con infinitas firmas pequeñas con lo que la fracción x_i del empleo industrial será el de la sub-unidad geográfica i y G será igual a cero. Por otro lado con cualquier distribución fija de las firmas e infinitas sub-unidades geográficas, M tiende a infinito y x_i tiende a cero. Solo con un número finito de firmas se puede en el límite ignorar la probabilidad que dos dardos caigan en cualquier sub-unidad geográfica. Entonces el valor $(s_i - x_i)^2$ será entonces aproximadamente z_j^2 si la empresa j está localizada en el área i y 0 en otro caso, es decir que la suma de las desviaciones cuadráticas de aproximará a H .

Si una determinada industria tienen una concentración G se puede pensar que la distribución del empleo se está concentrando como uno esperaría si en G^{-1} localizaciones seleccionadas aleatoriamente cada firma tienen una fracción G del empleo industrial.

2.1.3. Modelos de Localización

Se consideran dos modelos de decisión de localización, que son capaces de explicar el exceso en la localización de lo que predice el modelo simple y son útiles para desarrollar un índice que muestre el grado o nivel de la concentración geográfica de una determinada rama industrial.

Los modelos tratan de explicar que la elección de las firmas sobre la localización está también influenciada por la existencia de ventajas naturales de localizarse en ciertas áreas y por la

³ Ver Ellison y Glasser, 1994,

existencia de spillovers. Para tratar de incorporar estos factores en los modelos es necesario analizar el modelo de elección aleatorio (tirar dardos en un mapa) en términos más económicos.

Suponiendo que la firma k de una determinada rama industrial decide localizarse en la sub-unidad geográfica i en la cual maximiza sus beneficios. Definiendo sus beneficios π_{ki} como:

$$\log \pi_{ki} = \log \bar{\pi}_i + \varepsilon_{ki}$$

Donde $\bar{\pi}_i$ es una medida del beneficio promedio del área i y ε_{ki} es una variable aleatoria que refleja la idiosincrasia de la firma.

Si $\{\varepsilon_{ki}\}$ son independientes y tienen una distribución de Weibull entonces v_k es una variable aleatoria con

$$\text{Prob}\{v_k = i\} = \frac{\bar{\pi}_i}{\sum_{j=1}^N \bar{\pi}_j} = x_i$$

El modelo de tirar dardos puede ser obtenido como un caso especial suponiendo que en las sub-unidades no hay factores que afecten el promedio de los beneficios excepto por las diferencias en el empleo agregado y que el spillover positivo del empleo agregado sobre los beneficios toma la forma $\bar{\pi}_i = x_i$ por lo que

$$\text{Prob}\{v_k = i\} = \frac{x_i}{\sum_{j=1}^N x_j} = x_i$$

La dependencia del promedio de beneficios del empleo agregado que guía las decisiones de localización, la cual en promedio reproduce la aglomeración agregada dado un error de estructura, es un punto de partida para los siguientes modelos.

2.1.3.1. Modelo con Ventajas Naturales

Una forma para agregar las ventajas naturales al modelo de elección, desarrollado en el punto anterior, es suponer que los beneficios de la firma k de una determinada rama industrial que decide localizarse en la sub-unidad geográfica i tienen la forma

$$\log \pi_{ki} = \log \bar{\pi}_i + \varepsilon_{ki}$$

Pero ahora $\bar{\pi}_i$ es una variable aleatoria no negativa que refleja la forma en que fueron elegidas las ventajas naturales de manera tal que hacen que la sub-unidad i sea única (afecta a todas las firmas de la misma manera), condicionando a la realización de $\{\bar{\pi}_{ki}\}$ entonces

$$p_i = \frac{\bar{\pi}_i}{\sum_{j=1}^N \bar{\pi}_j}$$

Cuanto más grande sea la diferencia entre los p y los x , más se puede pensar que los patrones de localización están influenciados por las ventajas naturales.

Se puede analizar una especificación del modelo en el cual la importancia de las ventajas naturales pueden ser parametrizada por una única constante $\gamma_0 \in [0,1]$, suponiendo que los niveles de los $\{\bar{\pi}_i\}$ son independientes de los $\{\varepsilon_{ki}\}$ y su distribución es tal que $E(p_i) = x_i$ y $Var(p_i) = \gamma_0 x_i (1-x_i)$. Cuando $\gamma_0 = 0$ no existen impactos comunes y se obtienen el modelo de tirar dardos. Cuando $\gamma_0 = 1$ cada p_i tiene posiblemente una varianza mayor dada su media y sostiene el hecho que con probabilidad igual a uno las diferencias en las características de las sub-unidades son tan extremas que las firmas se aglomerarían en una única sub-unidad.

Para explorar el nivel de concentración bruta geográfica tal como el modelo produciría para un γ_0 intermedio y como este depende de la estructura de la industria es útil comenzar el análisis con el modelo de tirar dardos.

Se puede pensar que las firmas realizan sus elecciones de localización en dos etapas. Primero que las elecciones naturales de elección es de una única tirada de dardos sobre el mapa que contiene las sub-unidades de tamaño p_1, \dots, p_M , que reflejan la importancia y las dotaciones de ventajas comparativas entre las áreas (considerando como área mas grande a aquella en la cual el promedio de los beneficios es mayor). Segundo que todas las firmas son afectadas por los mismos niveles de ventajas comparativas independientes de la tirada de dardos para las elecciones de la localización. Entonces se puede postular que el valor esperado de G es una función creciente de γ_0 y depende de la distribución del tamaño de las firmas solamente a través de H . Es decir

$$E(G) = \gamma_0 + (1 - \gamma_0)H$$

lo que puede ser probado suponiendo $E(p_i) = x_i$ y $Var(p_i) = \gamma_0 x_i (1-x_i)$.

2.1.3.2. Modelo con Spillovers

Este modelo postula que las externalidades o spillovers llevan a que las firmas deseen localizarse juntas. Por lo que se puede definir los beneficios π_{ki} mediante la expresión:

$$\log \pi_{ki} = \log \bar{\pi}(x_i, v_1, \dots, v_{i-1}, v_{i+1}, v_M) + \varepsilon_{ki}$$

Lo que permite al promedio de beneficios de la sub-unidad depender del empleo agregado y de la localización de otras firmas (pero no de las características del área).

Considerando $\gamma_0 \in [0,1]$ podemos escribir

$$\log \pi_{ki} = \log(x_i) + \sum_{l \neq k}^N \ell_{kl} (1 - u_{li}) (-\infty) + \varepsilon_{ki}$$

donde $\{\ell_{kl}\}$ son variables aleatorias Bernoulli igual a 1 con probabilidad γ_0 , u_{li} es un indicador si $v_l = i$, y los $\{\varepsilon_{ki}\}$ son variables aleatorias Weibull independientes de $\{\ell_{kl}\}$.

El primer término $\log(x_i)$ muestra la dependencia de los beneficios del empleo agregado necesario para reproducir en promedio el patrón del empleo agregado.

El segundo término involucra dos supuestos realizados por ductilidad. Se supone que el efecto de la localización de la planta l sobre los beneficios de la planta k depende solo en el caso en que estén en la misma área y no de la distancia entre las áreas; además que las magnitudes de los spillovers tienen una distribución continua que tiene dos puntos soportes extremos: 1) son suficientemente fuertes de manera tal que si las firmas k y l se localizan separadamente tendrán beneficios infinitamente negativos o que 2) no existen localizaciones en las cuales los beneficios de la firma k sean independientes de la l .

Además se supone que las firmas eligen localizarse en alguna forma preordenada, y que cada una de ellas maximiza sus beneficios condicionadas solo a las decisiones previas de localización de las otras. Pero si el proceso de elección es de un equilibrio de expectativas racionales, porque se definen las variables indicadoras de la existencia de los spillovers entre pares de industrias como simétricas y transitivas, cada firma tendrá ganancias no negativas y la distribución resultante de las localizaciones será independiente del orden en el cual las firmas realizan sus elecciones. Por lo que si $\gamma_0 = 0$ el modelo resultante será el de tirar dardos, en cambio si $\gamma_0 = 1$ todas las firmas estarán aglomeradas en un área.

Para analizar la concentración geográfica que este modelo produce es útil comenzar con el supuesto que cada firma es representada por un dardo que es lanzado para elegir su localización. La naturaleza aleatoria del proceso decidirá reunir algunos de los dardos en la misma sub-unidad geográfica, de manera tal que cada par de dardos tiene una probabilidad γ_0 de caer en un mismo grupo y que los agrupamientos de dardos arrojados resultantes serán independientes.

Especificando tenemos que las localizaciones de las firmas v_1, \dots, v_M , son variables aleatorias idénticamente distribuidas cada una tomando el valor $i \in \{1, \dots, M\}$ con probabilidad x_i . Pero los $\{v_j\}$ no son independientes ya que $Cov(u_{kl}, u_{ij}) = \gamma_0$ para todo l distinto de k y todo i . Por lo que el índice de concentración bruta puede escribirse

$$E(G) = \gamma_0 + (1 - \gamma_0)H$$

Obteniéndose el mismo resultado que con el modelo anterior. Vemos que no se puede distinguir entre la teoría de las ventajas comparativas y de los spillovers teniendo en cuenta solamente los niveles medios de concentración geográfica.

Es probable que las decisiones reales de localización de las firmas sean afectadas por las ventajas comparativas y los spillovers, como así también que la combinación de ambos factores produzcan los niveles de concentración bruta relacionados con las características de la industria en la misma forma.

2.2. Índice de Concentración Geográfica

El índice del grado de concentración geográfica propuesto por E y G es y definido como

$$\gamma = \frac{G-H}{1-H}$$

Que tiene las siguientes propiedades: a) enfatiza las desviaciones con respecto a la distribución del empleo agregado; b) $E(\gamma) = 0$, cuando los datos son generados por el modelo de "tirar dardos", por lo que γ puede ser interpretado como una medida del exceso de concentración de lo que se esperaría que ocurra en forma aleatoria; c) $E(\gamma) = \gamma_0$, es un estimador insesgado del parámetro fundamental descrito en los modelos anteriores ya sea si la decisión de localización se debe a la presencia de ventajas naturales o de spillovers, lo que permite realizar comparaciones en los grados de concentración entre las industrias pertenecientes a distintas unidades geográficas, entre distintos niveles de agregación de las ramas industriales en una misma unidad geográfica.

Como γ es un parámetro estimado hay que tener en cuenta el error estándar para su interpretación, pero no podemos identificar a que modelo pertenece (ventajas naturales o spillovers). El error estándar no puede obtenerse con los supuestos realizados en los modelos ya desarrollados, ya que son diferentes de acuerdo a que se considere la presencia de ventajas naturales o spillovers. Cuando se realiza el cálculo del error estándar los términos de las covarianzas dependen de elementos no especificados en los modelos y es necesario realizar supuestos adicionales (fuera del alcance del presente estudio) en caso que se quiera identificar la causa de la concentración geográfica.

2.3. Test de Localización

Un test adicional puede ser construido para determinar si existe concentración en exceso de lo que predice el modelo de tirar dardos a través de estimar los parámetros de la siguiente regresión:

$$G_i = \alpha_0 + \alpha_1 H_i + \varepsilon_i$$

y realizar los test de hipótesis para $\alpha_0 = 0$ y para $\alpha_1 = 1$, que es caso de no ser aceptados se confirmaría la existencia de ventajas naturales o spillovers en las decisiones de localización de las firmas.

3. Resultados Obtenidos

3.1. Datos

Para realizar el estudio para Salta se utilizaron los datos de empleo del Censo Nacional Económico de 1994, publicados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC, 1997), usando la Clasificación Industrial Uniforme (CIIU)- Revisión 3.

Se consideró la distribución del empleo en dos tipos de sub-unidades el municipal por un lado y el departamental por el otro, incluyéndose 40 de 59 municipios en el primer caso y 17 de 23 departamentos en el segundo.

Además se definió como firma a la unidad censal y al H en base a las participaciones del empleo de las unidades censales en el empleo total industrial para controlar en la distribución el efecto del tamaño de las firmas.

3.2. Índices de Concentración Geográfica de las Industrias.

En los Cuadros 1 y 2 se muestran los índices de concentración calculados para la Provincia de Salta para el año 1993.

Para poder interpretar los resultados se realizan los supuestos de los modelos y resultados obtenidos por E y G: 1) si las firmas de cada rama industrial eligen sus localizaciones en forma aleatoria e independiente entonces $E(G)=H$; 2) que las diferencias entre G y H son heterocedásticas y 3) si $\gamma < 0,02$ la industria tiene un nivel de concentración bajo, si $0,02 < \gamma < 0,05$ la industria está medianamente concentrada y si $\gamma > 0,05$ la industria tienen un nivel de concentración alto⁴.

Cuadro 1: Índice Concentración Bruta (G), Índice de Herfindahl (H) e Índice de Concentración Geográfica (γ) de las Industrias de los Departamentos de la Provincia de Salta, 1993

Rama de Actividad	G	H	γ	Principales Departamentos
Elaboración de alimentos, Bebidas y Tabaco	0,01298807	0,0779485	-0,07045206	Capital, Chicoana, Gral. San Martín
Productos Textiles, Prendas de Vestir y Cuero	0,03141991	0,00546625	0,02609631	Orán, Gral. San Martín, Capital
Industria de la Madera, Aserraderos	0,08306709	0,00092213	0,08222078	Capital, Orán, Chicoana
Fabricación de Papel y Productos de Papel, Editoriales e Imprentas	0,08960063	0,00212823	0,08765896	Gral. San Martín, Capital, Orán
Fabricación de Productos Químicos, Productos Derivados del Petróleo, del Carbón, Caucho y Plástico	0,05457727	0,01347355	0,04166510	Rosario de Lerma, Capital, Orán

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Censo Nacional Económico 1994-Programa de Información Estadística y Apoyo a los Municipios (PRINEM) del INDEC.

⁴ Cabe aclarar que este último supuesto puede considerarse un poco arbitrario, ya que E y G determinan los intervalos para γ en base a una distribución de frecuencia para más 400 ramas industriales, con definiciones a 3 y 4 dígitos, y en este trabajo esas clasificaciones no pudieron utilizarse por la disponibilidad de datos.

Cuadro 2: Índice Concentración Bruta (G), Índice de Herfindahl e Índice de Concentración Geográfica (γ) de las Industrias de los Municipios de la Provincia de Salta, 1993

Rama de Actividad	G	H	γ	Principales Municipios
Elaboración de alimentos, Bebidas y Tabaco	0,02054902	0,07296068	-0,05653661	Capital, H. Irigoyen, Orán
Productos Textiles, Prendas de Vestir y Cuero	0,07433216	0,00491411	0,06976086	Orán, Rosario de Lerma, Tartagal
Industria de la Madera, Aserraderos	0,06987294	0,00089401	0,06904066	Capital, El Carril, Cafayate
Fabricación de Papel y Productos de Papel, Editoriales e Imprentas	0,07971366	0,00210294	0,07777428	Capital, Aguaray, El Carril
Fabricación de Productos Químicos, Productos Derivados del Petróleo, del Carbón, Caucho y Plástico	0,03654606	0,01278651	0,02406729	Capital, El Carril, Campo Quijano

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Censo Nacional Económico 1994-Programa de Información Estadística y Apoyo a los Municipios (PRINEM) del INDEC.

Cuadro 3: Medias y Desvíos Típicos para G y H, Departamentos y Municipios de Salta

Sub-unidad	G		H	
	Media	Desvío Estándar	Media	Desvío Estándar
Departamento	0,05433059	0,03280216	0,01998773	0,03276896
Municipio	0,05620277	0,02610501	0,01873165	0,03066656

Fuente: Cuadros 1 y 2

De las medias y desvíos estándares de G y H calculados para las cinco ramas industriales consideradas para Salta, a nivel departamental y municipal (Cuadro 3), podemos observar que el modelo simple predice que:

- A nivel departamental el promedio de G tendría una media de 0,01998773 con un desvío estándar de 0,03276896.
- A nivel municipal el promedio de G tendría una media de 0,01873165 con un desvío estándar de 0,03066656.

En ambos casos las diferencias entre G y H son grandes lo que implica que existen excesos en la localización con respecto al modelo de elección aleatoria.

Del análisis de industria a industria vemos que existe un exceso en la localización en 4 de las cinco ramas industriales consideradas tanto a nivel departamental como municipal.

Los resultados obtenidos con respecto a los niveles de concentración de las ramas industriales los podemos observar en el Cuadro 4.

Cuadro 4: Niveles de Concentración de las Ramas Industriales Salteñas. Departamentos y Municipios, Año 1993

Rama de Actividad	Nivel de Concentración Departamental	Nivel de Concentración Municipal
Elaboración de alimentos, Bebidas y Tabaco	Bajo	Bajo
Productos Textiles, Prendas de Vestir y Cuero	Medio	Alto
Industria de la Madera, Aserraderos	Alto	Alto
Fabricación de Papel y Productos de Papel, Editoriales e Imprentas	Alto	Alto
Fabricación de Productos Químicos, Productos Derivados del Petróleo, del Carbón, Caucho y Plástico	Medio	Medio

Fuente: Cuadros 1 y 2

3.2. Test de Localización

El test de localización (Cuadros 5 y 6) se realizó a nivel municipal y departamental, para la provincia de Salta, resultando α_0 significativamente diferente de cero al nivel del 5 % para el caso departamental y del 1 % para el municipal. Con respecto a α_1 también resultó significativamente distinto de uno a un nivel del 1% para ambos casos.

Cuadro 5: Test de Localización de la Industria. Departamentos de Salta. Año 1993.

Coeficientes	Valor estimado	Error Estándar	t		Nivel de Sig. %		Intervalos de Confianza	
			Hipótesis $\alpha_0 = 0$ $\alpha_1 = 0$	Hipótesis $\alpha_1 = 1$	Hipótesis $\alpha_0 = 0$ $\alpha_1 = 0$	Hipótesis $\alpha_1 = 1$	Lim. Inf.	Lim. Sup.
α_0	0,06942	0,013	5,157		1,4		0,027	0,112
α_1	-0,75500	0,379	-1,990	-4.630	14,1	1	-1,963	0,453

$R^2 = 0,569$, R^2 Correg.= 0,425, $F = 3,959$ (Sig. 15%, se rechaza la hipótesis $\alpha_0 = 0$ y $\alpha_1 = 0$)

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro 6: Test de Localización de la Industria. Municipios de Salta. Año 1993.

Coeficientes	Valor estimado	Error Estándar	t		Nivel de Sig. %		Intervalos de Confianza	
			Hipótesis $\alpha_0 = 0$ $\alpha_1 = 0$	Hipótesis $\alpha_1 = 1$	Hipótesis $\alpha_0 = 0$ $\alpha_1 = 0$	Hipótesis $\alpha_1 = 1$	Lim. Inf.	Lim. Sup.
α_0	0,06966	0,009	7,950		0,4		0,042	0,098
α_1	-0,71800	0,264	-2,723	-6,507	7,2	1	-1,558	0,121

$R^2 = 0,712$; R^2 Correg.= 0,616; $F = 7,415$ (Sig. 10%, se rechaza la hipótesis $\alpha_0 = 0$ y $\alpha_1 = 0$)

Fuente: Elaboración Propia

Los resultados que surgieron ¿indican que las fuerzas de ventajas naturales y/o spillovers fueron importantes en las decisiones de localización de las firmas en Salta?

Llama la atención que los valores estimados para α_1 sean menores que cero. Por lo que podríamos hacernos las siguientes preguntas:

- ¿Existen deseconomías externas (spillovers negativos) en la localización de las empresas en Salta?
- ¿Las firmas salteñas no aprovechan las ventajas naturales?
- ¿O existe un efecto combinado de las ventajas naturales y spillovers, de manera tal que las fuerzas negativas de algunos de ellos superan a las positivas de los otros?

4. Conclusiones

La evidencia empírica, de la concentración geográfica de las firmas industriales de Salta, parece indicar que:

1. las firmas en Salta se encuentran concentradas, tanto a nivel departamental como municipal, más allá de lo que el modelo aleatorio predice.
2. existen dudas con respecto a la existencia de ventajas comparativas o spillovers que impacten en forma positiva neta en las decisiones de localización de las firmas.

5. Bibliografía

1. Elías de Dip, Lidia Rosa, "Concentración y Patrones de Aglomeración en la Provincia de Salta", Reunión de Discusión N° 139, 17/05/00, Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales, Universidad Nacional de Salta.
2. Elías de Dip, Lidia Rosa, "Proximidad Regional en la Provincia de Salta", Reunión de Discusión N° 140, 24/05/00, Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales, Universidad Nacional de Salta.
3. Ellison, Glenn y Glaeser, Edward L.: "Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach", Working Paper N° 4840, August 1994, National Bureau of Economic Research.
4. INDEC, "Los Municipios de la Provincia de Salta", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, 1997.
5. INDEC, "Censo Nacional Económico 1994", Serie A-N° 7.
6. Kmenta, J., "Elementos de Econometría", Vicens Universidad, 1985.
7. Maddala, G.S., "Econometría", McGraw-Hill, 1985.
8. Porto, G., "Las Economías Regionales en la Argentina", Premio Fulvio Salvador Pagani, Fundación Arcor, 1995.

REUNIONES DE DISCUSIÓN

<u>Nº</u>	<u>Fecha</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>
152	20/06/01	Eduardo Antonelli	La Oferta Agregada: Un Marco General.
153	04/07/01	Eduardo Antonelli y E. Martínez	Una Modelización de la Economía Argentina 1900-2000.
154	26/09/01	Lea Cortéz de Trejo	Presupuesto Nacional y Transparencia Fiscal.
155	03/10/01	Eduardo Antonelli	Un Ejercicio de Análisis de Activos Financieros.
156	14/10/01	Eduardo Antonelli	Evaluación de la Segunda Encuesta Docente de Economía I.
157	28/11/01	Eusebio C. del Rey	La Contribución de Mejoras: Un Ejercicio Empírico.
158	12/12/01	V.E. Rocha y H. Andías	Federalismo Fiscal y Descentralización Tributaria.
159	27/02/02	Carolina Pisselli	Asignación de Ingreso Personal a Individuos No Respondientes de la Encuesta Permanente de Hogares.
160	05/03/02	Eduardo Antonelli	Efectos Sobre los Precios de Retenciones a la Exportación.
161	17/04/02	Lidia R. Elías	Concentración Geográfica de la Industria. Provincia de Salta, 1993.