



Cuadernos del I.I.E.

(Instituto de Investigaciones Económicas)

CASTAÑARES

ISSN 0327-9111

CUADERNO N° 22

AÑO XII

Diciembre de 2004

**CONCENTRACIÓN Y PROXIMIDAD
GEOGRÁFICA DE LA INDUSTRIA:
SALTA, ZONA NOA Y ARGENTINA (1993)**

Lidia Rosa Elías

CASTAÑARES

(Cuadernos del I. I. E.)

CUADERNO Nº 22

AÑO XII

Diciembre de 2004

**CONCENTRACIÓN Y PROXIMIDAD
GEOGRÁFICA DE LA INDUSTRIA:
SALTA, ZONA NOA Y ARGENTINA (1993)**

Lidia Rosa Elías*

* Master en Economía. Profesora de Economía, Coordinadora, Directora y Profesora de la Carrera de Postgrado “Especialización en Identificación, Formulación y Evaluación de Proyectos de Inversión” y Miembro del Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales, Universidad Nacional de Salta (UNSa). Investigadora del Consejo de Investigación de la UNSa.

CASTAÑARES
(Cuadernos del I. I. E.)

Editor: Carlos Luis Rojas

TAPA: Diseño: De la Sra. Marta Arancio (Diseño Gráfico, Dirección de Arte y Cultura, Secretaría de Extensión Universitaria, Universidad Nacional de Salta).

LOGOTIPO: Fotografía de dos hojas de castaño, realizada por el Sr. Harry Alfredo Hannecke.

NOTA: Los datos, ideas y opiniones vertidos en este trabajo pertenecen a la autora. El Instituto de Investigaciones Económicas no se responsabiliza por ellos.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS, JURIDICAS Y SOCIALES
INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONOMICAS

Buenos Aires 177
A4402FDC Salta
República Argentina
e-mail: ijecon@unsa.edu.ar

INDICE

	Pág.
RESUMEN s	5
PRESENTACION s	7
1. INTRODUCCIÓN s	9
2. CONCENTRACIÓN DE LA INDUSTRIA	
2.1. Índices de Concentración Geográfica	11
3. PROXIMIDAD INDUSTRIAL	15
4. RESULTADOS OBTENIDOS. SALTA. ZONA NOA. ARGENTINA.	
4.1. Datos	17
4.2. Índice de Concentración Geográficas de las Industrias.	17
4.3. Test de Localización de Ellison y Glaeser	25
4.4. Regresión Múltiple de Ecuaciones Simultáneas entre G y H	28
4.5. Regresiones Lineales. Zona NOA y Provincias Argentinas	29
4.6. Análisis de la Dependencia Espacial de los Datos. Zona NOA y Provincias Argentinas	32
4.7. Tests de Concentración Espacial Propuestos	35
4.8. Proximidades	37
5. CONCLUSIONES	41
BIBLIOGRAFÍA	43
ANEXO 1: Resumen de los Modelos de Localización desarrollados por Ellison y Glaesser	45
ANEXO 2: Cuadros Estadísticos	53

RESUMEN

La concentración de recursos e industrias en una localización particular, ocasionan las llamadas economías externas de aglomeración (cambios por innovación, desarrollo y modernización tecnológica, concentración de otras actividades económicas, aumentos en la oferta de trabajo, etc.) y deseconomías externas por congestión (demoras, contaminación, desempleo, ineficiencia de la infraestructura, etc.). Las que desempeñan un papel crucial en toda economía regional.

En el presente trabajo, se trata de explicar la localización espacial de la Industria, en Salta y en la región NOA como así también en las provincias de la Argentina en el año 1993. Se utilizan la metodología desarrollada por ELLISON (E) y GLAESER (G) (1994), las técnicas de clustering y econometría espacial, empleando los datos publicados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) del Censo Nacional Económico de 1994 con la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU)- Revisión 3 .

En base a los resultados obtenidos se proponen dos tests de concentración adicionales al desarrollado por E y G.

Clasificación JEL (por orden de importancia): R1, R12, D62, C3



PRESENTACION

Este trabajo fue financiado por el Consejo de Investigaciones y la Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales de la Universidad Nacional de Salta.

Se agradecen las observaciones realizadas por los árbitros anónimos.

Me hago completamente responsable de los errores u omisiones que pudiera contener el documento, como así también de las opiniones, ideas y datos vertidos en él.

Lidia Rosa Elías

Salta, Diciembre 2004



1. INTRODUCCIÓN

En la década de los 90 se intensificó el estudio y desarrollo de varios modelos teóricos, para tratar de explicar los factores que inciden en la localización espacial de la industria, para comprender el comportamiento de las economías regionales. Los modelos se basan en el análisis de las necesidades de las empresas, de los recursos naturales u otros factores específicos, de las políticas económicas, de los accidentes históricos, de la infraestructura y de los factores demográficos, como determinantes de la localización y patrón industrial, (PORTO, 1995).

La concentración de recursos e industrias en una localización particular, ocasionan las llamadas economías externas de aglomeración (cambios por innovación, desarrollo y modernización tecnológica, concentración de otras actividades económicas, aumentos en la oferta de trabajo, etc.) y deseconomías externas por congestión (demoras, contaminación, desempleo, ineficiencia de la infraestructura, etc.). Las que desempeñan un papel crucial en toda economía regional.

En el presente trabajo, para tratar de explicar la localización espacial de la Industria, en Salta y en la región o zona¹ NOA como así también en las provincias de la Argentina en el año 1993, se analizan empíricamente la concentración, los patrones de aglomeración y las proximidades de las distintas ramas de la industria manufacturera en el año 1993 en la Provincia de Salta, en los niveles municipales y departamentales, como así también en las provincias de la región NOA y de la Argentina. Para ello se utilizan la metodología desarrollada por ELLISON (E) y GLAESER (G) (1994), las técnicas de clustering y econometría espacial, empleando los datos publicados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) del Censo Nacional Económico de 1994 con la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU)- Revisión 3 .

Además en base a los resultados obtenidos se proponen dos tests de concentración adicionales al desarrollado por E y G.

¹ Se utilizan indistintamente las palabras zona y región.

2. CONCENTRACIÓN DE LA INDUSTRIA²

Dentro de la economía espacial se han desarrollado fundamentalmente dos teorías con respecto al patrón de localización industrial regional. La primera enfatiza el rol clave que cumplen las ventajas naturales (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

Los índices de concentración geográfica bruta (G), de Herfindahl (H) y del nivel de concentración geográfica (γ) que son utilizados, para el análisis de la concentración industrial manufacturera de la Provincia de Salta, de la región NOA y de las provincias argentinas en el año 1993, son los propuestos por E y G. Ellos 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.

E y G desarrollan esos índices teniendo en cuenta dos modelos de elección sobre la localización que son capaces de predecir la concentración geográfica de las industrias. Uno de ellos parte de la idea que el conocimiento de los «spillovers» puede llevar a que las firmas deseen localizarse juntas y el otro es que la existencia de alguna ventaja natural geográfica actúa como foco de atracción para determinados tipos de industrias. Además construyen 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. Índices de Concentración Geográfica

Cuando las firmas toman sus decisiones de localización, dentro de una determinada unidad geográfica global (provincia, zona o nación), pueden (modelos complejos) o no (modelo aleatorio) considerar los efectos que provocan sobre sus beneficios la existencia de ciertos factores tales como ventajas naturales o spillovers. En un modelo simple de elección aleatoria se supone que las empresas eligen sus localizaciones de forma independiente y sin tener en cuenta ningún elemento que condicione sus elecciones; en cambio en los modelos complejos las firmas seleccionan sus ubicaciones geográficas considerando las ventajas naturales y los spillovers.

² En el Anexo 1 se resumen los modelos de localización desarrollados por E y G.

El índice G , que surge de un modelo simple de elección, en el cual se 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, tiene la propiedad de mostrar que si las firmas eligen sus localizaciones en forma aleatoria la $E(G) = H$. Esto quiere decir que si $E(G)$ es mayor que H indicaría que existen otros factores que inciden sobre la localización de las empresas.

Dado que existen varias formas de calcular H , de acuerdo a los datos disponibles, es posible que se lo sub o sobreestime lo que provocaría que no se pueda captar el exceso en localización de lo que el modelo simple predice. Por lo que E y G proponen un test adicional para determinar si existe concentración en exceso de lo que predice el aleatorio 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 en caso de no ser aceptados se justificaría la propuesta de G ya que confirmaría la existencia de ventajas naturales o spillovers en las decisiones de localización de las firmas.

El índice γ es un estimador de la constante γ_0 , la que puede tomar valores entre 0 y 1, tal que si es igual a 0 indica que las firmas eligen sus localizaciones en forma aleatoria en cambio si es igual a 1 todas las empresas se localizan juntas; además γ_0 surge de los modelos complejos de localización y es utilizada para parametrizar indistintamente la existencia de las ventajas naturales o de los spillovers.

De los modelos complejos surge que:

$$\gamma_0 = \frac{E(G) - H}{1 - H}$$

Por lo que se define

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

siendo γ un estimador insesgado de γ_0 , es decir $E(\gamma) = \gamma_0$, que enfatiza las desviaciones con respecto a la distribución del empleo agregado.

Nótese que $E(\gamma) = 0$, cuando los datos son generados por el modelo aleatorio por lo que γ puede ser interpretado como una medida del exceso de concentración de lo que se esperaría que ocurra en forma aleatoria. A pesar que γ permite realizar comparaciones en los grados de concentración entre las industrias pertenecientes a

distintas unidades geográficas y entre distintos niveles de agregación de las ramas industriales en una misma unidad geográfica, cabe advertir que no se puede distinguir si proviene de las teorías de las ventajas naturales o de los spillovers teniendo en cuenta solamente los niveles medios de concentración geográfica, sino que para ello hay que realizar supuestos adicionales sobre las covarianzas.

Los índices de concentración geográfica, desarrollados por E y G, utilizados para este trabajo son:

a) Índice de concentración bruta

El índice de concentración bruta G^r es una medida normalizada, de una determinada rama industrial r ($r = 1, \dots, R$), en la cual la distribución espacial de las firmas no depende de los detalles de sus tamaños y se lo define como:

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

donde

i representa una sub-unidad (municipio, departamento o provincias de M sub-unidades, $i = 1, \dots, M$) de una unidad geográfica global (provincia, zona o nación).

x_i es la participación del empleo industrial de la sub-unidad i en el empleo industrial de la unidad geográfica global.

s_i^r es la participación del empleo industrial de la rama industrial r localizada en la subunidad i en el empleo industrial total de la rama r , y

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

b) Índice de Herfindahl

Para el índice de Herfindahl se considera una industria con N firmas que tienen participaciones z_1, \dots, z_N en el empleo industrial. Con H se quiere obtener una medida de la distribución del empleo agregado por lo que:

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

Pero los datos disponibles para las ramas industriales tienen tal nivel de agregación que imposibilita el cálculo de H . Por lo que se considera su reformulación, con la realización posterior del correspondiente test, definiendo $z_j = z_i$ como la participación del empleo industrial de las firmas, de la rama r localizadas en la sub-unidad i , en el empleo industrial de la unidad geográfica global, por lo que:

$$H^r = \sum_{i=1}^M z_i^2$$

c) Índice del nivel de Concentración Geográfica

El índice del nivel de concentración geográfica γ^r para una determinada rama industrial r ($r = 1, \dots, R$) se define como

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

3. PROXIMIDAD INDUSTRIAL

Para analizar las proximidades de las ramas industriales de los municipios y departamentos de la Provincia de Salta, de las provincias de la región NOA y de la Argentina se utilizan los métodos de clustering para determinar conglomerados de municipios, departamentos o provincias de acuerdo a su semejanza con respecto a las características de cada una de las ramas industriales. Lo interesante de esta técnica, si resultara robusta, es que permitiría el diseño de políticas económicas dirigidas a ciertos sectores industriales de un determinado grupo integrado por divisiones geopolíticas.

Las técnicas se utilizan para clasificar un conjunto de elementos en grupos teniendo en cuenta su similitud. El empleo de ellas en este trabajo nos permitiría establecer tipologías de los municipios y departamentos de Salta y de las provincias del NOA y de la Argentina de acuerdo a la concentración de las distintas ramas industriales.

Existen distintos procedimientos de clustering. Requieren primero la construcción de una matriz de distancias entre los municipios, departamentos o provincias, de acuerdo a las variables consideradas, y segundo la formación de grupos por medio de un procedimiento algorítmico. La primera división de las técnicas es la de clusters jerárquicos y no jerárquicos, y para cada uno de ellos existen distintos métodos.

La diferencia básica que existe entre las distintas técnicas de conglomerados jerárquicos radica en la definición de la distancia entre los clusters (Bloques, Pearson, Distancia Euclidiana, Distancia Euclidiana al Cuadrado, Coseno, Milkowski, Chebychev, etc.) y el tipo de vinculación (Intergrupo, Intragrupo, Ward, Centroides, etc.). Es importante resaltar que los métodos puede resultar no robustos ya que es posible arribar a conglomerados diferentes de acuerdo a los tipos de cluster y la distancia que se seleccione.

4. RESULTADOS OBTENIDOS. SALTA. ZONA NOA. ARGENTINA.

4.1. Datos

Para realizar el estudio para Salta, la zona NOA y las provincias Argentinas 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 para el primer caso y la CIIU a dos dígitos para el segundo y el tercero.

Se consideró para Salta la distribución del empleo en dos tipos de sub-unidades el municipal por un lado y el departamental por el otro. Dado que algunos municipios no fueron relevados y otros no estaban disponibles por secreto estadístico se incluyeron solo 40 de 59 municipios en el primer caso y 17 de 23 departamentos en el segundo.

Para la zona NOA se incluyeron las provincias de Catamarca, Jujuy, La Rioja, Salta, Santiago del Estero y Tucumán, teniendo en cuenta la distribución del empleo en cada sub-unidad provincial.

En el caso de las provincias argentinas se incluyeron las 23 que conforman el territorio nacional.

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.

4.2. Índices de Concentración Geográfica de las Industrias.

En los Cuadros 1, 2, 3 y 4 se muestran los índices de concentración calculados para la Provincia de Salta, para la zona NOA y para las provincias argentinas correspondientes al año 1993. Con el objetivo de observar la sensibilidad de los índices con respecto a la disponibilidad de los datos, se calcularon para la zona NOA los índices en dos situaciones: una, en la que se incluyeron solo aquellas ramas industriales en donde los datos para todas las provincias estaban disponibles (Sit. 1) y en la otra, se consideraron aquellas ramas en donde estaban los registros por lo menos para una de las provincias (Sit.2).

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	0,0135	0,0779	-0,0699	Capital, Chicoana, Gral. San Martín
Productos Textiles, Prendas de Vestir y Cuero	0,0401	0,0055	0,0349	Orán, Gral. San Martín, Rosario de Lerma
Industria de la Madera, Aserraderos	0,0751	0,0009	0,0743	Capital, Orán, Gral. San Martín
Fabricación de Papel y Productos de Papel, Editoriales e Imprentas	0,0937	0,0021	0,0918	Capital, Orán, Chicoana
Fabricación de Productos Químicos, Productos Derivados del Petróleo, del Carbón, Caucho y Plástico.	0,0616	0,0135	0,0488	Capital, Orán, Rosario de Lerma

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 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
1. Elaboración de alimentos, Bebidas y Tabaco	0,0205	0,0730	-0,0565	H. Yrigoyen, Capital, El Carril, Orán
2. Productos Textiles, Prendas de Vestir y Cuero	0,0743	0,0049	0,0698	Orán, Rosario de Lerma, Capital
3. Industria de la Madera, Aserraderos	0,0554	0,0009	0,0546	Capital, Gral. Moscóni, El Carril
4. Fabricación de Papel y Productos de Papel, Editoriales e Imprentas	0,0797	0,0021	0,0778	Capital, Aguaray, El Carril
5. Fabricación de Productos Químicos, Productos Derivados del Petróleo, del Carbón, Caucho y Plástico	0,0365	0,0128	0,0241	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: Índice Concentración Bruta (G), Índice de Herfindahl e Índice de Concentración Geográfica (g) de las Industrias de la zona NOA, 1993

Rama de Actividad	G		H		γ		Principales Provincias
	Sit.1	Sit.2	Sit.1	Sit.2	Sit.1	Sit.2	
15.Elaboración de Productos Alimenticios y Bebidas	0,0157	0,0115	0,0463	0,0390	-0,0322	-0,0286	Jujuy, La Rioja
16. Elaboración de Productos del Tabaco		0,8445		0,0006		0,8444	Salta
17. Fabricación de Productos Textiles	0,0872	0,1053	0,0043	0,0036	0,0832	0,1021	Salta, Jujuy
18.Fabricación de Prendas de Vestir; Terminación y Teñido de Pieles	0,2649	0,2772	0,0004	0,0003	0,2646	0,2770	Catamarca, Tucumán
19.Curtido y Terminación de Cueros; Fabricación de Maletas, Bolsos de Mano, Artículos de Talabartería y Guarniciones, y Calzado	0,0972	0,1130	0,0032	0,0027	0,0943	0,1106	Tucumán, Jujuy
20. Producción de Madera y Fabricación de Productos de Madera y Corcho, Excepto Muebles; Fabricación de Artículos de Paja y de Materiales Trenzables	0,1812	0,1664	0,0005	0,0004	0,1808	0,1661	Salta, Tucumán
21. Fabricación de Papel y de Productos del Papel	0,2477	0,2475	0,0001	0,0001	0,2476	0,2474	Tucumán, La Rioja
22. Actividades de Edición e Impresión y de Reproducción de Grabaciones	0,0210	0,0192	0,0003	0,0002	0,0207	0,0190	Santiago del Estero, Tucumán
24. Fabricación de Sustancias y Productos Químicos		0,1931		0,0005		0,1926	Tucumán, Jujuy
25. Fabricación de Productos de Caucho y Plástico	0,2072	0,2222	0,0001	0,0001	0,2071	0,2221	La Rioja, Tucumán
26.Fabricación de otros Productos Minerales no Metálicos	0,0273	0,0253	0,0005	0,0005	0,0267	0,0248	Tucumán, Catamarca
27. Fabricación de Metales Comunes		0,8800		0,0004		0,8800	Jujuy, La Rioja
28. Fabricación de Productos Elaborados de Metal, Excepto Maquinaria y Equipo	0,0434	0,0388	0,0003	0,0002	0,0432	0,0386	Santiago del Estero, Salta, Tucumán
29.Fabricación de Maquinaria y Equipo N.C.P.	0,0371	0,0356	0,0002	0,0002	0,0369	0,0354	Catamarca, La Rioja
31.Fabricación de Maquinaria y Aparatos Eléctricos N.C.P.	0,0337	0,0359	0,0000	0,0000	0,0337	0,0359	Tucumán, Catamarca
33. Fabricación de Instrumentos Médicos, Ópticos y Precisión y Fabricación de Relojes		0,4972		0,0000		0,4972	Salta, Jujuy
34.Fabricación de Vehículos automotores, Remolques y Semiremolques	0,2171	0,2331	0,0006	0,0005	0,2166	0,2327	Tucumán, Jujuy
35.Fabricación de otros Tipos de Transporte		0,4651		0,0000		0,4650	Catamarca, Salta
36. Fabricación de Muebles; Industrias Manufactureras N.C.P.	0,0422	0,0411	0,0001	0,0001	0,0421	0,0410	Tucumán, La Rioja

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Censo Nacional Económico 1994-

Cuadro 4: Índice Concentración Bruta (G), Índice de Herfindahl e Índice de Concentración Geográfica (γ) de las Industrias de las Provincias Argentinas, 1993

Rama de Actividad	G	H	γ	Principales Provincias
15.Elaboración de Productos Alimenticios y Bebidas	0,0324	0,0159	0,0167	Buenos Aires, Mendoza, Santa Fé
16. Elaboración de Productos del Tabaco	0,5555	0,0000	0,5555	Salta, Corrientes, Misiones
17. Fabricación de Productos Textiles	0,0424	0,0017	0,0408	Santa Fé, Córdoba, Buenos Aires
18.Fabricación de Prendas de Vestir; Terminación y Teñido de Pieles	0,0125	0,0005	0,0120	San Luis, San Juan, Mendoza
19.Curtido y Terminación de Cueros; Fabricación de Maletas, Bolsos de Mano, Artículos de Talabartería y Guarniciones, y Calzado	0,0131	0,0008	0,0124	Tucumán, Buenos Aires, Mendoza
20. Producción de Madera y Fabricación de Productos de Madera y Corcho, Excepto Muebles; Fabricación de Artículos de Paja y de Materiales Trenzables	0,0721	0,0002	0,0720	Buenos Aires, Misiones. Santa Fé
21. Fabricación de Papel y de Productos del Papel	0,0275	0,0003	0,0273	Buenos Aires, Córdoba, Misiones
22. Actividades de Edición e Impresión y de Reproducción de Grabaciones	0,0059	0,0002	0,0057	Buenos aires, Entre Ríos, San Luis
23. Fabricación de Coque, Productos de la Refinación del Petróleo y Combustible Nuclear	0,1686	0,0000	0,1686	Buenos Aires, Santa Fé, Mendoza
24. Fabricación de Sustancias y Productos Químicos	0,0671	0,0018	0,0654	Buenos Aires, Santa Fé, Córdoba
25. Fabricación de Productos de Caucho y Plástico	0,0721	0,0011	0,0711	Buenos Aires, Santa Fé, Mendoza
26.Fabricación de otros Productos Minerales no Metálicos	0,0092	0,0009	0,0083	Santa Fé, San Juan, Neuquén
27. Fabricación de Metales Comunes	0,0444	0,0008	0,0436	Buenos Aires, Córdoba, Santa Fé,
28. Fabricación de Productos Elaborados de Metal, Excepto Maquinaria y Equipo	0,0131	0,0022	0,0110	Buenos Aires, Santa Fé, Mendoza
29.Fabricación de Maquinaria y Equipo N.C.P.	0,0206	0,0013	0,0193	Santa Fé, Buenos Aires, Córdoba
30. Fabricación de Maquinaria de Oficina, Contabilidad e Informática	0,4783	0,0000	0,4783	Córdoba, Santa Fé, Mendoza
31.Fabricación de Maquinaria y Aparatos Eléctricos N.C.P.	0,0565	0,0004	0,0561	Buenos Aires, Mendoza, Santa Fé
32. Fabricación de Equipos y Aparatos de Radio, Televisión y Comunicaciones	0,2908	0,0000	0,2908	Tierra del Fuego, Santa Fé, Córdoba
33. Fabricación de Instrumentos Médicos, Ópticos y Precisión y Fabricación de Relojes	0,0601	0,0000	0,0601	Buenos Aires, Mendoza, Córdoba
34.Fabricación de Vehículos automotores, Remolques y Semiremolques	0,0396	0,0022	0,0375	Córdoba, Mendoza, Buenos Aires
35.Fabricación de otros Tipos de Transporte	0,0480	0,0000	0,0480	Buenos Aires, Santa Fé, Mendoza
36. Fabricación de Muebles; Industrias Manufactureras N.C.P.	0,0055	0,0003	0,0052	Santa Fé, Formosa, Buenos Aires

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Censo Nacional Económico 1994-

Para poder interpretar los resultados se realizan los siguientes 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 alto³.

Cuadro 5: Medias y Desvíos Típicos para G y H, Departamentos y Municipios de Salta y Provincias de la zona NOA y de la Argentina, Año 1993

Sub-unidad	G		H	
	Media	Desvío Estándar	Media	Desvío Estándar
Departamento (Salta)	0,0568	0,0311	0,0200	0,0328
Municipio (Salta)	0,0533	0,0250	0,0187	0,0307
Provincial (NOA .Sit. 1)	0,1088	0,0934	0,0041	0,0122
Provincial (NOA .Sit. 2)	0,2343	0,2630	0,0026	0,0089
Provincial (Argentina)	0,0971	0,1504	0,0014	0,0033

Fuente: Cuadros 1, 2, 3 y 4

De las medias y desvíos estándares de G y H, del Cuadro 5, calculados para las cinco ramas industriales consideradas para Salta, a nivel departamental y municipal (Cuadro 4), como así también para las 14 (Sit.1) y 19 (Sit.2) ramas industriales para la zona NOA y las provincias argentinas podemos observar que el modelo simple predice que:

- A nivel departamental el promedio de G tendría una media de 0,020 con un desvío estándar de 0,0328.
- A nivel municipal el promedio de G tendría una media de 0,0187 con un desvío estándar de 0,0307.
- En la zona NOA (Sit.1) el promedio de G tendría una media de 0,0041 con un desvío estándar de 0,0122.
- En la zona NOA (Sit.2) el promedio de G tendría una media de 0,0026 con un desvío estándar de 0,0089.

³ Cabe aclarar que este último supuesto puede considerarse un poco arbitrario, ya que E y G determinan los intervalos para g 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.

En la Argentina el promedio de G tendría una media de 0,0014 con un desvío estándar de 0,0033

En todos los casos las diferencias de las medias entre G y H son grandes lo que implica que existen excesos en la localización con respecto a lo que el modelo de elección aleatoria predice.

Los resultados alcanzados con respecto a la zona NOA indican que al considerar más datos pasando de la Sit. 1 a Sit.2 , aunque todavía incompletos, la media de G aumenta en un 115,4 % y su desvío estándar en un 181,6 % ; en cambio para H se obtienen cambios contrarios es decir de -36,6% para la media y de -27,05% para el desvío estándar. Esto implica que con datos más completos la diferencia entre G y H aumenta provocando un mayor alejamiento del modelo aleatorio.

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 para Salta, en 17 de las 18 ramas analizadas para región NOA (Sit. 2) y en todas las ramas industriales estudiadas para la Argentina.

Los resultados obtenidos con respecto a los niveles de concentración de las ramas industriales los podemos observar en los Cuadros 6, 7 y 8.

Cuadro 6: Niveles de Concentración de las Ramas Industriales Salteñas.
Departamentos y Municipios, Año 1993

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

Fuente: Cuadros 1 y 2

Cuadro 7: Niveles de Concentración de las Ramas Industriales en la Zona NOA, Año 1993

Rama de Actividad	Nivel de Concentración	
	Sit.1	Sit.2
15.Elaboración de Productos Alimenticios y Bebidas	Bajo	Bajo
16. Elaboración de Productos del Tabaco		Alto
17. Fabricación de Productos Textiles	Alto	Alto
18.Fabricación de Prendas de Vestir; Terminación y Teñido de Pieles	Alto	Alto
19.Curtido y Terminación de Cueros; Fabricación de Maletas, Bolsos de Mano, Artículos de Talabartería y Guarniciones, y Calzado	Alto	Alto
20. Producción de Madera y Fabricación de Productos de Madera y Corcho, Excepto Muebles; Fabricación de Artículos de Paja y de Materiales Trenzables	Alto	Alto
21. Fabricación de Papel y de Productos del Papel	Alto	Alto
22. Actividades de Edición e Impresión y de Reproducción de Grabaciones	Medio	Bajo
24. Fabricación de Sustancias y Productos Químicos		Alto
25. Fabricación de Productos de Caucho y Plástico	Alto	Alto
26.Fabricación de otros Productos Minerales no Metálicos	Medio	Medio
27. Fabricación de Metales Comunes		Alto
28. Fabricación de Productos Elaborados de Metal, Excepto Maquinaria y Equipo	Medio	Medio
29.Fabricación de Maquinaria y Equipo N.C.P.	Medio	Medio
31.Fabricación de Maquinaria y Aparatos Eléctricos N.C.P.	Medio	Medio
33. Fabricación de Instrumentos Médicos, Ópticos y Precisión y Fabricación de Relojes		Alto
34.Fabricación de Vehículos automotores, Remolques y Semiremolques	Alto	Alto
35.Fabricación de otros Tipos de Transporte		Alto
36. Fabricación de Muebles; Industrias Manufactureras N.C.P.	Medio	Medio

Fuente: Cuadro 3.

Cuadro 8: Niveles de Concentración de las Ramas Industriales en las Provincias de Argentina, Año 1993

Rama de Actividad	Nivel de Concentración
15. Elaboración de Productos Alimenticios y Bebidas	Bajo
16. Elaboración de Productos del Tabaco	Alto
17. Fabricación de Productos Textiles	Medio
18. Fabricación de Prendas de Vestir; Terminación y Teñido de Pieles	Bajo
19. Curtido y Terminación de Cueros; Fabricación de Maletas, Bolsos de Mano, Artículos de Talabartería y Guarniciones, y Calzado	Bajo
20. Producción de Madera y Fabricación de Productos de Madera y Corcho, Excepto Muebles; Fabricación de Artículos de Paja y de Materiales Trenzables	Alto
21. Fabricación de Papel y de Productos del Papel	Medio
22. Actividades de Edición e Impresión y de Reproducción de Grabaciones	Bajo
23. Fabricación de Coque, Productos de la Refinación del Petróleo y Combustible Nuclear	Alto
24. Fabricación de Sustancias y Productos Químicos	Alto
25. Fabricación de Productos de Caucho y Plástico	Alto
26. Fabricación de otros Productos Minerales no Metálicos	Bajo
27. Fabricación de Metales Comunes	Medio
28. Fabricación de Productos Elaborados de Metal, Excepto Maquinaria y Equipo	Bajo
29. Fabricación de Maquinaria y Equipo N.C.P.	Bajo
30. Fabricación de Maquinaria de Oficina, Contabilidad e Informática	Alto
31. Fabricación de Maquinaria y Aparatos Eléctricos N.C.P.	Alto
32. Fabricación de Equipos y Aparatos de Radio, Televisión y Comunicaciones	Alto
33. Fabricación de Instrumentos Médicos, Ópticos y Precisión y Fabricación de Relojes	Alto
34. Fabricación de Vehículos automotores, Remolques y Semiremolques	Medio
35. Fabricación de otros Tipos de Transporte	Medio
36. Fabricación de Muebles; Industrias Manufactureras N.C.P.	Bajo

Fuente: Cuadro 4.

Para el caso departamental y municipal de Salta el menor nivel de concentración industrial obtenido es para la rama 1 y para la región NOA, en las dos situaciones, es para la 15 y además en la Sit. 2 para la 22. En cambio en la Argentina las ramas que presentan menor nivel de concentración son las 15, 18, 19, 22, 26, 28, 29 y 36.

4.3. Test de Localización de Ellison y Glaeser

El test de localización (Cuadros 9 y 10) se realizó a nivel municipal y departamental, para la Provincia de Salta, resultando α_0 significativamente diferente de cero al nivel del 1 % tanto para los departamentos como para los municipios. Con respecto a α_1 también resultó significativamente distinto de uno a un nivel del 1% para ambos casos.

Cuadro 9: Test de Localización de la Industria. Departamentos de Salta. Año 1993.

Coeficientes	Valor estimado	Error Estándar	t	
			Hipótesis $\alpha_0 = 0$ $\alpha_1 = 0$	Hipótesis $\alpha_1 = 1$
α_0	0,0722	0,011	6,943	
α_1	-0,771	0,321	-2,288	-5,809
R ² = 0,658, R ² Correg.= 0,544				

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro 10: Test de Localización de la Industria. Municipios de Salta. Año 1993.

Coeficientes	Valor estimado	Error Estándar	t	
			Hipótesis $\alpha_0 = 0$ $\alpha_1 = 0$	Hipótesis $\alpha_1 = 1$
α_0	0,06548	0,009	6,943	
α_1	-0,650	0,284	-2,288	-5,809
R ² =0,636; R ² Correg.=0,514				

Fuente: Elaboración Propia

El test de localización (Cuadros 11 y 12) efectuado para la zona NOA , para ambas situaciones, dio como resultado α_0 significativamente diferente de cero al 1 % y α_1 significativamente no distinto de cero a un nivel del 10% (es significativamente distinto de cero recién al 25%).

Cuadro 11: Test de Localización de la Industria. Zona NOA (Sit.1) . Año 1993.

Coeficientes	Valor estimado	Error Estándar	t
			Hipótesis $\alpha_0 = 0$ $\alpha_1 = 0$
α_0	0,118	0,026	4,488
α_1	-2,446	2,106	-1,066
$R^2=0,087$; $R^2\text{Correg.}=0,010$			

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro 12: Test de Localización de la Industria. Zona NOA (Sit.2). Año 1993.

Coeficientes	Valor estimado	Error Estándar	t
			Hipótesis $\alpha_0 = 0$ $\alpha_1 = 0$
α_0	0,251	0,063	3,967
α_1	-6,460	7,024	-0,920
$R^2=0,047$; $R^2\text{Correg.}=0,009$			

Fuente: Elaboración Propia

El test de localización (Cuadro 13) efectuado para la Argentina, dio como resultado α_0 significativamente diferente de cero al 1 % y α_1 significativamente no distinto de cero a un nivel del 10%.

Cuadro 13: Test de Localización de la Industria. Provincias Argentinas . Año 1993.

Coeficientes	Valor estimado	Error Estándar	t
			Hipótesis $\alpha_0 = 0$ $\alpha_1 = 0$
α_0	0,108	0,035	3,087
α_1	-8,228	9,942	-0,828
$R^2=0,033$; $R^2\text{Correg.}=-0,015$			

Fuente: Elaboración Propia

Llama la atención que los R cuadrados de las regresiones para la zona NOA y para las provincias de Argentina sean muy bajos, aunque resultados similares obtienen E y G en su trabajo, lo que podría ser explicado por las pocas provincias que conforman la región NOA, por la existencia de relaciones espaciales de los datos en el mapa cartesiano entre las ramas industriales, por la presencia de heterogeneidad espacial o por las definiciones de G y H.

Los resultados obtenidos con el test (¿indican que las fuerzas de ventajas naturales y/o spillovers fueron importantes en las decisiones de localización de las firmas?) parecerían contradecir a los obtenidos en 3.2. ya que los valores estimados para α_1 :

- son menores que cero, para el caso de Salta, tanto a nivel departamental como municipal.
- no son significativamente distintos de cero para ambas situaciones consideradas para la zona NOA.
- no son significativamente distintos de cero para las provincias de Argentina.

Por lo tanto surgen inevitablemente los siguientes interrogantes:

- ¿Existen deseconomías externas (spillovers negativos) en la localización de las empresas?
- ¿Las firmas 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 ocasionando un efecto neto negativo?
- ¿Las estimaciones de los parámetros son demasiado sesgadas por no poder contar con todos los datos por secreto estadístico?
- ¿La localización de cada rama industrial es afectada por las otras?
- ¿La contigüidad de las provincias afecta la localización de las ramas industriales?
- ¿Existe heterogeneidad espacial de los parámetros de las relaciones funcionales consideradas, cuando los datos varían a través del mapa cartesiano?
- ¿La definición del H considerada en este trabajo, distinta a la de E y G, afecta los resultados obtenidos?

A pesar de los interrogantes que surgieron, lo que si queda corroborado es que las empresas no se localizan siguiendo el modelo aleatorio simple, sino que existen otras razones que explicarían la radicación de las firmas.

4.4. Regresión Múltiple de Ecuaciones Simultáneas entre G y H

Dado que la interpretación de los resultados obtenidos no es clara se decidió realizar una regresión múltiple de ecuaciones simultáneas, para tratar de observar si la localización de cada rama industrial puede ser explicada con el modelo aleatorio simple correspondiente a ella y a las otras ramas, con la siguiente especificación del modelo:

$$w_i^1 = \beta_0^1 + \beta_1^1 z_{i1}^2 + \beta_2^1 z_{i2}^2 + \dots + \beta_R^1 z_{iR}^2 + \varepsilon_i^1$$

.....

$$w_i^r = \beta_0^r + \beta_1^r z_{i1}^2 + \beta_2^r z_{i2}^2 + \dots + \beta_R^r z_{iR}^2 + \varepsilon_i^r$$

.....

$$w_i^R = \beta_0^R + \beta_1^R z_{i1}^2 + \beta_2^R z_{i2}^2 + \dots + \beta_R^R z_{iR}^2 + \varepsilon_i^R$$

donde z_{ij} es la participación del empleo industrial de las firmas, de la rama j localizadas en la sub-unidad i , en el empleo industrial de la unidad geográfica global.

Cuando se analizan los resultados obtenidos de las 10 regresiones multivariantes⁴ realizadas, para detectar los patrones de localización, para los casos los municipios y departamentos de la Provincia de Salta del año 1993, se observa que en general la localización de cada rama industrial no puede ser explicada por el modelo aleatorio simple.

Además el R cuadrado corregido aumenta en promedio un 88,33 % para el caso de los municipios y en un 82,96% para los departamentos, analizando con respecto a los resultados de los Cuadros 10 y 9. Además se observa, al pasar de la sub-unidad municipal a la departamental para las ramas industriales de Salta, que:

⁴ Por razones de edición, no se publican los resultados de las regresiones, en caso de interés pueden ser solicitadas a la autora a la dirección electrónica eliasr@unsa.edu.ar

- El estadístico t disminuye en 18 de los 30 parámetros estimados.
- Cambia la significación de los parámetros en 20 casos en ambas direcciones, resultando significativos 19 en el primer caso y 11 en el segundo, a un nivel de 5%.
- Cambia el signo de los parámetros en 9 casos, de los cuales 8 pasan a ser no significativos y uno a ser significativo a un nivel del 5%.

Por lo que se podría concluir que tanto los w_j como los z_j , son mucho mas sensibles al nivel de agregación que se considere en las sub-unidades geográficas, que los G y H.

4.5. Regresiones Lineales. Zona NOA y Provincias Argentinas

En el caso de la zona NOA y de las provincias argentinas los resultados de las regresiones de ecuaciones simultáneas multivariantes no dieron resultados significativos. Por lo que se decidió realizar regresiones lineales de corte transversal, con el método Hacia delante (criterio probabilidad F para entrar menor o igual a 0,05), para cada rama industrial (j) solo con la situación 2 para la región NOA, con las siguientes especificaciones de los modelos:

$$\text{Modelo 1: } w^j = \beta Z + \varepsilon^j$$

$$\text{Modelo 2: } w^k = \chi W^{**} + \gamma^k$$

Donde w^j , w^k , β y χ son vectores de $n \times 1$; ε^j y γ^k son vectores de $n \times 1$ de los términos de error correspondientes; Z es una matriz de $n \times m$ de los z_{ij}^2 , W^{**} es una matriz de $n \times (m-1)$ de los w^j (j distinto de k, siendo m la cantidad de ramas industriales, n el número de provincias incluidas, j y k las ramas industriales según la clasificación CIIU a dos dígitos).

Cuando se considera el Modelo 1 es para tratar de captar si la localización de las ramas industriales responden o no al modelo simple aleatorio, en cambio con el Modelo 2 se trata de analizar si el modelo de localización de una determinada rama industrial es afectada por las otras ramas industriales (efecto interindustria).

Cuando se consideran los resultados obtenidos⁵ de las regresiones para los Modelos 1y 2, para la zona NOA, podemos advertir que:

⁵ Ver Nota 4.

- Los w (variables independientes) de las ramas industriales 17, 21, 22 y 28 son eliminadas en el primer caso y las 17, 21, 25, 27, 28 y 36 en el segundo.

- Los R cuadrados son altos para ambos casos.

- Las constantes no son significativas, en casi todas, en el primer caso (excepto 2) y solo 4 en el segundo, a un nivel del 5%.

- Los parámetros de las variables predictoras son significativas en los niveles del 1% al 5%, para ambos casos.

- La cantidad de variables predictoras (z^2_j) cuyos parámetros resultaron significativos, entre los niveles del 1% y el 5%, del primer caso para los w^j fueron:

Cantidad de Regresiones	Cantidad de Variables Predictoras
6	1
8	2
1	3

Cabe advertir que en solo 6 casos los subíndices de z coincidieron con los supraíndices de w , es decir que la concentración observada es en exceso de lo que predice el modelo aleatorio para la misma rama industrial, además en un caso es explicada exclusivamente por ella y en los otros casos se incluyen los patrones de concentración de los modelos aleatorios simples de otras ramas industriales.

La cantidad de variables predictoras (w^k) cuyos parámetros resultaron significativos, entre los niveles del 1% y el 5%, del segundo caso para los w^j , j distinto de k , fueron:

Cantidad de Regresiones	Cantidad de Variables Predictoras
4	1
4	2
1	3
4	4

Al analizar los resultados obtenidos de las regresiones para los Modelo 1y 2⁶, para las provincias argentinas, podemos observar que:

- Los w (variables independientes) de las ramas industriales 18, 26 y 36 son eliminadas en el primer caso y las 16, 18 y 32 en el segundo.

Los R cuadrados son altos, excepto para la rama industrial 19, para ambos casos.

Siete constantes no son significativas en el primer caso y 6 en el segundo, a un nivel del 5%.

La cantidad de variables predictoras (z^2_j) cuyos parámetros resultaron significativos, entre los niveles del 1% y el 5%, del primer caso para los w^j fueron:

Cantidad de Regresiones	Cantidad de Variables Predictoras
5	1
2	2
6	3
2	4
2	5
1	6
1	7

Cabe advertir que en solo 7 casos los subíndices de z coincidieron con los supraíndices de w , es decir que la concentración observada es en exceso de lo que predice el modelo aleatorio para la misma rama industrial, además en un caso es explicada exclusivamente por ella y en los otros casos se incluyen los patrones de concentración de los modelos aleatorios simples de otras ramas industriales.

La cantidad de variables predictoras (w^k) cuyos parámetros resultaron significativos, entre los niveles del 1% y el 5%, del segundo caso para los w^j , j distinto de k , fueron:

Cantidad de Regresiones	Cantidad de Variables Predictoras
1	1
3	2
3	3
5	4
3	5
1	6
1	7
2	10

De los resultados obtenidos, en las regresiones del Modelo 2 para las provincias del NOA y de la Argentina, se observa que la concentración en la localización de cada rama industrial es afectada en forma positiva o negativa por la concentración de algunas de las otras ramas industriales, lo que hace sospechar que además pueden existir dependencias espaciales de los datos en el plano cartesiano.

4.6. Análisis de la Dependencia Espacial de los Datos. Zona NOA y Provincias Argentinas.

Como es posible que exista dependencia espacial entre los datos de las variables en varios puntos del plano cartesiano y/o heterogeneidad espacial que puede surgir porque las relaciones funcionales o los parámetros de los modelos varíen con los datos cuando nos movemos por el plano cartesiano es necesario utilizar modelos de estimación econométrica espacial.

Con el objetivo de analizar si los w son afectados por la distribución espacial, es decir por el hecho de si las provincias son o no limítrofes, para los casos de la zona NOA y de las provincias argentinas, se realizaron regresiones lineales de corte transversal, con el método Hacia delante (criterio probabilidad F para entrar menor o igual a 0,05), para cada rama industrial (j) con las siguientes especificaciones de los modelos:

$$\text{Modelo 3: } w^j = \alpha D + \phi W^* + \beta Z + \epsilon^j$$

$$\text{Modelo 4: } w^k = \delta D + \eta W^* + \chi W^{**} + \gamma^k$$

$$\text{Modelo 5: } w^k = \delta D + \eta W^* + \chi W^{**} + \beta Z + \gamma^k$$

Donde w^j , w^k , β_j , χ , α y δ son vectores de $n \times 1$; ϵ^j y γ^k son vectores de $n \times 1$ de los términos de error correspondientes; D es una matriz de $n \times n$ de variables dummies donde cada D_{is} es igual a 1 cuando las provincias son limítrofes e igual a 0 en los otros casos (con lo que se testea cual provincia por su contigüidad afecta la localización espacial de las ramas industriales); W^* es una matriz de $n \times n$ e igual a $D^* W$ (Siendo D^* una matriz de D con la suma de cada fila igual a 1, con lo que se testea si la contigüidad entre las provincias afecta la localización espacial de las ramas industriales); Z es una matriz de $n \times m$ de los Z_{ij}^2 , W es una matriz de $n \times m$ de los w^j y W^{**} es una matriz de $n \times (m-1)$ de los w^j (j distinto de k , siendo m la cantidad

de ramas industriales, n el número de provincias incluidas, k y j las ramas industriales según la clasificación CIIU a dos dígitos para cada provincia).

Con el Modelo 3 se trata de analizar cual provincia por su contigüidad afecta la localización espacial, si la contigüidad lineal en el plano cartesiano entre las provincias afecta la localización espacial y si la concentración es en exceso a lo que el modelo aleatorio simple predice.

Con el Modelo 4 se trata de analizar cual provincia por su contigüidad afecta la localización espacial de una rama industrial, si la contigüidad lineal en el plano cartesiano entre las provincias afecta la localización espacial y si la concentración depende de los efectos interindustriales.

El Modelo 5 es el combinado de los Modelos 3 y 4.

El resumen de los resultados alcanzados⁷ en la zona NOA con los Modelos 3, 4 y 5 pueden observarse en el Cuadro 14 considerando solo la Situación 2.

Cuadro 14: Resumen de los Resultados Obtenidos de los Modelos de Concentración y Localización Espacial. Zona NOA. Año 1993

Regresiones	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Famas Industriales (Variables Independientes) Eliminadas del Análisis	17, 22 y 28	17, 28	17, 28
Cantidad de Regresiones con Constantes No Significativas Nivel del 1 %	3	1	2
Promedio de Cantidad de Variables Predictoras (parámetros significativos niveles del 1% al 5%) de las regresiones sin incluir constante	3	3	4
Cantidad de casos y porcentajes en el total de regresiones en los cuales por lo menos una provincia afecta la concentración espacial de la rama industrial	6 (37,5%)	7 (41,17%)	6 (35,29%)
Cantidad de casos y porcentajes en el total de regresiones en los cuales por lo menos una contigüidad lineal en el mapa cartesiano entre las provincias afecta la concentración / localización espacial de la rama industrial	11 (68,75%)	10 (58,82%)	13 (76,47%)
Cantidad de casos y porcentajes en el total de regresiones en los cuales la concentración es exceso lo que el modelo simple aleatorio predice, por lo menos de una rama industrial	16 (100%)	No corresponde	16 (94,12%)
Cantidad de casos y porcentajes en el total de regresiones en los cuales se observa por lo menos un efecto Inter-industrial.	No corresponde	14 (82,35%)	11 (64,71%)

Fuente: Elaboración propia.

⁷ Ver Nota 4.

El resumen de los resultados obtenidos⁸ para las provincias argentinas con los Modelos 3, 4 y 5 puede observarse en el Cuadro 15.

Cuadro 15: Resumen de los Resultados Obtenidos de los Modelos de concentración y Localización Espacial. Provincias Argentinas. Año 1993

Regresiones	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Ramas Industriales (Variables Independientes) Eliminadas del Análisis	Ninguna	Ninguna	Ninguna
Cantidad de Regresiones con Constantes No Significativas Nivel del 1 %	13	8	10
Promedio de Cantidad de Variables Predictoras (parámetros significativos niveles del 1% al 5%) de las regresiones sin incluir constante	7	7	8
Cantidad de casos y porcentajes en el total de regresiones en los cuales por lo menos una provincia afecta la concentración espacial de la rama industrial	20 (90,91%)	19 (86,36%)	20 (90,91%)
Cantidad de casos y porcentajes en el total de regresiones en los cuales por lo menos una contigüidad lineal en el mapa cartesiano entre las provincias afecta la concentración y localización espacial de la rama industrial	12 (54,55%)	10 (45,45%)	11 (50%)
Cantidad de casos y porcentajes en el total de regresiones en los cuales la concentración es exceso lo que el modelo simple aleatorio predice, por lo menos de una rama industrial	21 (95,46%)	No corresponde	18 (81,82%)
Cantidad de casos y porcentajes en el total de regresiones en los cuales se observa por lo menos un efecto Inter-industrial	No corresponde	20 (90,91%)	18 (81,82%)

Fuente: Elaboración propia.

En los tres modelos considerados, para la zona NOA y Argentina, los R cuadrados corregidos son altos, se constata que la contigüidad lineal en el mapa cartesiano de las provincias afecta la localización y concentración de las ramas industriales y que las ramas industriales se concentran en exceso a lo que el modelo simple aleatorio predice. Además los signos de las variables independientes indican que existen efectos provocados por la aglomeración y la congestión de las ramas industriales (efectos Inter-industriales) y que la contigüidad de algunas provincias específicas afectan la localización de algunas ramas industriales.

⁸ Ver Nota 4.

4.7. Tests de Localización Espacial Propuestos

Dado que se constata la existencia de dependencia lineal de los datos en el plano cartesiano se proponen tests de localización espacial, los cuales son similares a los de E y G pero con la diferencia que G y H son ajustados (G^* y H^* , según la metodología explicada en el punto 4.6.) de modo que se corrijan los efectos provocados por la dependencia lineal espacial. Los tests adicionales propuestos para determinar si existe concentración en exceso de lo que predice el aleatorio se realizan a través de estimar los parámetros de la siguientes regresiones:

$$\text{Test 1: } G_i = \alpha_0 + \alpha_1 G_i^* + \alpha_2 H_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Test 2: } G_i^* = \beta_0 + \beta_1 H_i^* + \varepsilon_i$$

y realizar los test de hipótesis para $\alpha_0 = 0$; para $\alpha_2 = 1$; $\beta_0 = 0$; para $\beta_1 = 1$, que en caso de no ser aceptados se justificaría las propuestas de G y G^* ya que confirmaría la existencia de ventajas naturales o spillovers en las decisiones de localización de las firmas.

Los resultados obtenidos para las provincias del NOA y de la Argentina se resumen en los Cuadros 16, 17, 18 y 19

Los test de localización (Cuadros 16 y 17) efectuados para la zona NOA (Sit.2), dieron como resultado α_0 , α_1 y β_0 significativamente diferentes de cero al 1% y α_2 y β_1 significativamente no distintos de cero a un nivel del 10%. Los valores de los R cuadrados corregidos nos indican que las variables explican más en los Test 1 y 2 que en el de E y G.

Coefficientes	Valor estimado	Error Estándar	t
α_0	0,116	0,053	2,168
α_1	0,4858	0,099	4,866
α_2	-2,874	4,933	-0,583
$R^2 = 0,616$; $R^2\text{Correg.} = 0,568$			

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 17: Test 2 de Localización de la Industria. Zona NOA (Sit.2). Año 1993.

Coefficientes	Valor estimado	Error Estándar	t
β_0	0,306	0,107	2,868
β_1	-7,557	11,980	-0,631
$R^2 = 0,0228$; $R^2\text{Correg.} = -0,0346$			

Fuente: Elaboración propia.

Los tests de localización (Cuadros 18 y 19) efectuados para las provincias argentinas dieron como resultado α_0 , α_1 , β_1 y β_0 significativamente diferentes de cero al 5 % y α_2 significativamente no distinto de cero a un nivel del 10%. También en este caso los valores de los R cuadrados corregidos nos indican que las variables explican más en los Test 1 y 2 que en el de E y G.

Cuadro 18: Test de Localización de la Industria. Provincias Argentinas . Año 1993.

Coefficientes	Valor estimado	Error Estándar	t
α_0	0,032	0,013	2,389
α_1	0,502	0,039	12,672
α_2	-1,789	3,357	-0,533
$R^2 = 0,8977$; $R^2\text{Correg.} = 0,8869$			

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 19: Test de Localización de la Industria. Provincias Argentinas . Año 1993.

Coefficientes	Valor estimado	Error Estándar	t
β_0	0,060	0,032	1,865
β_1	1,621	0,208	7,802
$R^2 = 0,7527$; $R^2\text{Correg.} = 0,7403$			

Fuente: Elaboración propia.

Comparando tanto para la zona NOA como para la Argentina los resultados (R cuadrados corregidos mayores) son mejores en el Test 1 que en 2. Se puede advertir además que el Test 2 es muy afectado por la cantidad de datos incluidos ya que los R cuadrados corregidos son mucho más altos en el caso de Argentina que en la zona NOA.

4.8. Proximidades

A partir de los datos de los w^i y de los z^2 , correspondientes a las ramas industriales, de los municipios y departamentos de la Provincia de Salta y de las provincias de la región NOA y de la Argentina, se clasifican los grupos (clusters) en base a su semejanza. El objetivo principal de un clustering es mostrar y resumir cierta información en una forma organizada. Al encontrar que una determinada subunidad geográfica de un cluster tiene determinada propiedad, se espera que las otras del mismo cluster posean la misma característica.

Se decidió partir, con las distintas técnicas de conglomerados jerárquicos y distancias, del análisis de 9 (para municipios y departamentos de Salta y para las provincias argentinas) y 5 (para provincias del NOA) clusters para identificar el número de conglomerados finales. Se eligió la cantidad de clusters finales teniendo en cuenta las distancias en la agrupación, analizando los dendrogramas, los gráficos de témpanos y las matrices de distancias. Cuando en un número determinado de cluster se conglomeran municipios, departamentos o provincias muy distantes se selecciona el anterior.

Si existen diferencias en la localización según las técnicas utilizadas, tanto en algunos municipios, departamentos y provincias en los conglomerados, la regla de decisión adoptada fue la de ubicar a la subunidad geográfica en aquel cluster en que coincidían la mayoría de las técnicas usadas y en caso de empate se utilizó otra técnica para la ubicación final.

La principal dificultad en todo el análisis fue la escasez de datos disponibles para este estudio lo que imposibilitó realizar un trabajo más completo. A pesar de ello se obtuvieron ciertas conclusiones interesantes que pueden ser útiles para el conocimiento de las subunidades geográficas y el diseño de políticas económicas.

Se realizó un análisis exhaustivo de los resultados de los distintos métodos de clustering, inclusive con datos estandarizados, resultando los más robustos para el análisis los siguientes:

· Vinculación intergrupo, Vinculación Intragrupo, Vecino más próximo y

Vinculación Ward, tomando distancias de Bloques, Minskowski y de correlación de Pearson, con datos estandarizados con puntuación Z, para el caso de los municipios de Salta, Zona NOA (sit. 2) y provincias argentinas.

Vinculación intergrupo, Vinculación Intragrupo, Vecino más próximo y Vinculación Ward, tomando distancias de Bloques, Minskowski, y de correlación de Pearson con datos no estandarizados, para el caso de los departamentos de Salta.

Además se obtuvieron y analizaron, para las subunidades geográficas las matrices de disimilitudes (con distancias de Bloque y Minskowski) y de similitudes (distancias de correlación de Pearson)⁹

Del análisis de los clusters resultaron 5 y 6 conglomerados jerárquicos finales (Cuadro 20 y 21) para los departamentos y municipios de Salta, respectivamente, 3 para la zona NOA (Cuadro 22) y 9 para la Argentina (Cuadro 23).

Cuadro 20: Conglomerados Jerárquicos del Sector Industria. Departamentos de la Provincia de Salta, Año 1993.

Departamento	Conglomerado de Pertenencia
Capital	2
Gral. José de San Martín	3
Orán	4
Rosario de Lerma	5
Resto de los Departamentos	1

Cuadro 21: Conglomerados Jerárquicos del Sector Industria. Municipios de la Provincia de Salta, Año 1993.

Municipio	Conglomerado de Pertenencia
Capital	2
El Carril	3
Aguaray	4
Hipólito Yrigoyen	5
Orán	6
Resto de los Municipios	1

⁹ Ver Nota 4.

Cuadro 22: Conglomerados Jerárquicos del Sector Industria. Provincias de la Región NOA, Sit. 2, Año 1993.

Provincias	Conglomerado de Pertenencia
Catamarca, Jujuy, La Rioja y Santiago del Estero	1
Salta	2
Tucumán	3

Fuente: Anexo2, Cuadro 2.5.

Cuadro 23: Conglomerados Jerárquicos del Sector Industria. Provincias Argentinas, Año 1993.

Provincias	Conglomerado de Pertenencia
Buenos Aires	1
Catamarca	2
Córdoba	4
Mendoza, Misiones y Tucumán	5
Salta	6
San Juan y San Luis	7
Santa Fé	8
Tierra del Fuego	9
Resto de las Provincias	3

Fuente: Anexo2, Cuadro 2.6.

Cabe resaltar que los resultados obtenidos en el caso de los Municipios de Salta son similares a los obtenidos en el trabajo de Elías de Dip (2000)¹⁰, en el cual las variables consideradas fueron empleo, establecimientos y valor bruto de la producción, de las distintas ramas industriales, según la clasificación CIIU, para 40 municipios (año 1993) y se identificaron 5 clusters jerárquicos.

¹⁰ Ver 6. de la Bibliografía

5. CONCLUSIONES

Del análisis de los resultados obtenidos, para los casos de Salta, de la Región NOA y de la Argentina, correspondientes al estudio de localización, concentración y proximidades geográficas del sector industrial, que nos permiten contestar algunos de los interrogantes que surgieron en este trabajo, se puede concluir que la evidencia empírica del año 1993 parece indicar que:

a) Para la provincia de Salta:

1. las firmas se encuentran concentradas, tanto a nivel departamental como municipal, más allá de lo que el modelo aleatorio predice.
2. en general la localización de cada rama industrial, tanto a nivel departamental como municipal, no puede ser explicada por el modelo aleatorio simple ni por la localización de ella ni tampoco por las de las otras.
3. se obtienen buenos resultados cuando se realizan las regresiones multivariantes, tanto a nivel departamental como municipal, confirmando lo explicado en el punto anterior.
4. tanto los w^j como los z^j son mucho más sensibles al nivel de agregación que se considere en las sub-unidades geográficas, que los G y H .
5. existen dudas con respecto a la existencia de ventajas naturales o spillovers que impacten en forma positiva neta en las decisiones de localización de las firmas.
6. del análisis de los clusters resultaron 5 y 6 conglomerados jerárquicos finales para los departamentos y municipios respectivamente.

b) Para la Región NOA y Argentina

1. las firmas se encuentran concentradas más allá de lo que el modelo aleatorio predice.
2. en general la localización de cada rama industrial no puede ser explicada por el modelo aleatorio simple ni por la localización de ella ni tampoco por las de las otras.
3. existen dudas con respecto a la existencia de ventajas naturales o spillovers que impacten en forma positiva neta en las decisiones de localización de las firmas.

4. se constata que contigüidad lineal, en el plano cartesiano , de las provincias afecta la localización y concentración de las ramas industriales.

5. los signos de las variables independientes indican que existen efectos provocados por la aglomeración y la congestión de las ramas industriales (efectos Inter-industriales)

6. que la contigüidad de algunas provincias específicas afectan la localización de algunas ramas industriales.

7. del análisis de los clusters resultaron 3 conglomerados jerárquicos finales para la zona NOA y 9 para las provincias argentinas.

c) Para los Tests de Concentración Propuestos:

Los resultados obtenidos, para los casos de las provincias del NOA y de la Argentina, con los dos tests propuestos en este trabajo son mejores que los que se obtienen con el test de Ellison y Glaeser.

Dado que en este estudio solo se incluyeron en el análisis básicamente los modelos desarrollados por E y G, se considera necesario incluir en investigaciones posteriores otros modelos como así también el volver a realizar todas las estimaciones con datos que surjan del Censo Económico a realizar por el INDEC en el 2005 para poder efectuar comparaciones y analizar el desenvolvimiento del sector industrial y la convergencia regional.

BIBLIOGRAFÍA

1. Berk, P. y Roberts M., "Natural Resource Prices: Will They Ever Turn Up?", *Journal of Environmental Economic and Management*, 1996.
2. Cid, J.C., "Técnicas de Clustering: Un Ejercicio de Aplicación", Reunión de Discusión N° 61, Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales, Universidad Nacional de Salta, 1991.
3. DPES, "Anuario, Salta 1996", Dirección Provincial de Estadística de Salta, 1997.
4. Elías, L. R., "Concentración y Proximidad Geográfica de la Industria: Provincia de Salta y Zona NOA, Año 1993". Inédito. Marzo 2003.
5. Elías de Dip, L. R., «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.
6. Elías de Dip L.R., «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.
7. Elías de Dip, L. R., "Zonas Francas: El Caso Argentino: Una primera aproximación", "V Jornadas Provinciales y III Encuentro Federal de Comercio Exterior", (Córdoba-27-29 noviembre 1997).
8. Elías, Lidia Rosa, «Concentración Geográfica de la Industria. Provincia de Salta, 1993», Reunión de Discusión N° 161, 17/04/02, Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales, Universidad Nacional de Salta.
9. Ellison, G. y Glaeser, E. L.: «Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach», Working Paper N° 4840, August 1994, National Bureau of Economic Research.
10. INDEC, «Censo Nacional Económico 1994», Serie A-N° 7.
11. INDEC, "Los Municipios de la Provincia de Salta", Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, 1997.
12. Kmenta, J., "Elementos de Econometría", Vicens Universidad, 1985.
13. Maddala, G.S., "Econometría", McGraw-Hill, 1985.
14. Porto, G., "Las Economías Regionales en la Argentina", Premio Fulvio Salvador Pagani, Fundación Arcor, 1995.

ANEXO 1

Resumen de los Modelos de Localización desarrollados por Ellison y Glaeser

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 está 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.

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 industrial¹ 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 industrial¹¹.

¹¹ Ver Ellison y Glasser, 1994,

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.

Modelos

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 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

$$\Pr ob\{v_k = i\} = \frac{x_i}{\sum_{j=1}^N x_j} = x_i$$

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.

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:

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

$\{\bar{\pi}_{ki}\}$ entonces

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, suponiendo que los niveles de los $\{\bar{\pi}_{ki}\}$ 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 naturales 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 naturales 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 $Var(p_i) = \gamma_0 x_i(1-x_i)$.

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

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

donde $\{\ell_{kl}\}$ son variables aleatorias Bernoulli igual a 1 con probabilidad γ_0 , u_{li} es un indicador si $v_i = i$, 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 las 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 las 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^p} 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 $Cov(u_{k^p}, u_{l^p}) = \gamma_0$ 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 las teorías de las ventajas naturales 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 naturales 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.

Índice de Concentración Geográfica

El índice del grado de concentración geográfica propuesto por E y G es γ 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) $E(\gamma) = \gamma_0$, por lo que γ 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.

ANEXO 2

Cuadros Estadísticos

Cuadro 2.1: Departamentos y Municipios de Salta

Departamento	Municipio	Departamento	Municipio
ANTA	Apolinario Saravia El Quebrachal Joaquín V. González Las Lajitas	LA POMA	La Poma
CACHI	Cachi	LA VIÑA	La Viña Coronel Moldes
CAFAYATE	Cafayate	LOSANDES	San Antonio de los Cobres
CAPITAL	Capital San Lorenzo	METAN	El Galpón Metán Río Piedras
CERRILLOS	Cerrillos La Merced	MOLINOS	Seclantás
CHICOANA	Chicoana El Carril	ORAN	Colonia Santa Rosa Hipólito Yrigoyen Orán Pichanal Urundel
GENERAL GÜEMES	Campo Santo El Bordo General Güemes	RIVADAVIA	Rivadavia Banda Norte Rivadavia Banda Sur Santa Victoria Este
GRAL. JOSE DE SAN MARTÍN	Aguaray Embarcación General Ballivián General Mosconi Prof. Salvador Mazza Tartagal	ROSARIO DE LA FRONTERA	El Potrero Rosario de la Frontera
GUACHIPAS	Guachipas	ROSARIO DE LERMA	Campo Quijano Rosario de Lerma
IRUYA	Iruya Islas las Cañas	SAN CARLOS	Angastaco Animaná San Carlos
LA CALDERA	La Caldera Vaqueros	SANTA VICTORIA	Santa Victoria Oeste Nazareno Los Toldos
LA CANDELARIA	Vaqueros El Jardín El Tala		

Fuente: INDEC, 1997 y DPES, 1997.

Cuadro 2.2: Municipios de la Provincia de Salta

Municipios	Municipios	Municipios
1. Apolinario Saravia	21. Gral Mosconi	41. Seclantás
2. El Quebrachal	22. Prof. Salvador Mazza	42. Colonia Santa Rosa
3. Gral. Pizarro	23. Tartagal	43. Hipólito Yrigoyen
4. Joaquín V. González	24. Guachipas (2)	44. Orán
5. Las Lajitas	25. Iruya (1)	45. Pichanal
6. Cachi	26. Islas de las Cañas (1)	46. Urundel
7. Payogasta (2)	27. La Caldera	47. Rivadavia Bda. Norte (2)
8. Cafayate	28. Vaqueros	48. Santa Victoria Este (2)
9. Capital	29. El Jardín	49. Rivadavia Banda Sur (1)
10. San Lorenzo	30. El Tala	50. El Potrero
11. Cerrillos	31. La Candelaria	51. Rosario de la Frontera
12. La Merced	32. La Poma	52. Campo Quijano
13. Chicoana	33. Crel. Moldes	53. Rosario de Lerma
14. El Carril	34. La Viña	54. Angastaco
15. Campo Santo	35. San Antonio de los Cobres	55. Animaná
16. El Bordo	36. Tolar Grande (2)	56. San Carlos
17. Gral. Güemes	37. El Galpón	57. Sta. Victoria Oeste (1)
18. Aguaray	38. Metán	58. Los Toldos (1)
19. Embarcación	39. Río Piedras	59. Nazareno (1)
20. Gral. Ballivián	40. Molinos	

Fuente: INDEC, 1997 y DPES, 1997.

Nota: (1) Municipio no relevado en el Censo Nacional Económico 1994, (2) Municipio sin actividad industrial.

Cuadro 2.3: Conglomerados Jerárquicos. Departamentos. Salta, Año 1993.

Caso	Conglomerado de pertenencia							
	9 cong.	8 cong.	7 cong.	6 cong.	5 cong.	4 cong.	3 cong.	2 cong.
1: ANTA	1	1	1	1	1	1	1	1
2: CACHI	1	1	1	1	1	1	1	1
3: CAFAYATE	2	2	2	1	1	1	1	1
4: CAPITAL	3	3	3	2	2	2	2	2
5: CERRILLOS	1	1	1	1	1	1	1	1
6: CHICOANA	4	4	4	3	1	1	1	1
7: GENERAL GÜEMES	5	5	1	1	1	1	1	1
8: GRAL. JOSE DE SAN MAR.	6	6	5	4	3	3	1	1
9: LA CALDERA	1	1	1	1	1	1	1	1
10: LA CANDELARIA	1	1	1	1	1	1	1	1
11: LOS ANDES	1	1	1	1	1	1	1	1
12: METAN	1	1	1	1	1	1	1	1
13: MOLINOS	1	1	1	1	1	1	1	1
14: ORAN	7	7	6	5	4	4	3	1
15: ROSARIO DE LA FRONT.	8	1	1	1	1	1	1	1
16: ROSARIO DE LERMA	9	8	7	6	5	1	1	1
17: SAN CARLOS	1	1	1	1	1	1	1	1

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro 2.4: Conglomerados Jerárquicos. Municipios. Salta, Año 1993.

Caso	Conglomerado de pertenencia							
	9 cong.	8 cong.	7 cong.	6 cong.	5 cong.	4 cong.	3 cong.	2 cong.
1: Apolinario Saravia	1	1	1	1	1	1	1	1
2: El Quebrachal	1	1	1	1	1	1	1	1
3: Joaquín V. González	1	1	1	1	1	1	1	1
4: Las Lajitas	1	1	1	1	1	1	1	1
5: Cachi	1	1	1	1	1	1	1	1
6: Cafayate	1	1	1	1	1	1	1	1
7: Capital	2	2	2	2	2	2	2	2
8: San Lorenzo	1	1	1	1	1	1	1	1
9: Cerrillos	1	1	1	1	1	1	1	1
10: La Merced	1	1	1	1	1	1	1	1
11: Chicoana	1	1	1	1	1	1	1	1
12: El Carril	3	3	3	3	3	1	1	1
13: Campo Santo	1	1	1	1	1	1	1	1

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro 2.4: Conglomerados Jerárquicos. Municipios. Salta, Año 1993.

Caso	Conglomerado de pertenencia							
	9 cong	8 cong.	7 cong.	6 cong.	5 cong.	4 cong.	3 cong.	2 cong.
13: Campo Santo	1	1	1	1	1	1	1	1
14:El Bordo	1	1	1	1	1	1	1	1
15:General Güemes	1	1	1	1	1	1	1	1
16:Aguaray	4	4	4	4	1	1	1	1
17:Embarcación	1	1	1	1	1	1	1	1
18:General Ballivián	1	1	1	1	1	1	1	1
19:General Mosconi	5	5	1	1	1	1	1	1
20:Prof. Salvador Mazza	1	1	1	1	1	1	1	1
21:Tartagal	1	1	1	1	1	1	1	1
22:Vaqueros	1	1	1	1	1	1	1	1
23:El Jardín	1	1	1	1	1	1	1	1
24:El Tala	1	1	1	1	1	1	1	1
25:San Antonio de los C	1	1	1	1	1	1	1	1
26:El Galpón	1	1	1	1	1	1	1	1
27:Metán	1	1	1	1	1	1	1	1
28:Río Piedras	1	1	1	1	1	1	1	1
29:Seclantás	1	1	1	1	1	1	1	1
30:Colonia Santa Rosa	1	1	1	1	1	1	1	1
31:Hipólito Yrigoyen	6	6	5	5	4	3	1	1
32:Orán	7	7	6	6	5	4	3	1
33:Pichanal	1	1	1	1	1	1	1	1
34:Urundel	1	1	1	1	1	1	1	1
35:El Potrero	1	1	1	1	1	1	1	1
36:Rosario de la Fronte	1	1	1	1	1	1	1	1
37:Campo Quijano	8	1	1	1	1	1	1	1
38:Rosario de Lerma	9	8	7	1	1	1	1	1
39:Angastaco	1	1	1	1	1	1	1	1
40:Animaná	1	1	1	1	1	1	1	1
41:San Carlos	1	1	1	1	1	1	1	1

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro 2.5 : Conglomerados Jerárquicos. Zona NOA, Año 1993.

Caso	Conglomerado de pertenencia			
	5 conglomerados	4 conglomerados	3 conglomerados	2 conglomerados
1:Catamarca	1	1	1	1
2:Jujuy	2	2	1	1
3:La Rioja	2	2	1	1
4:Salta	3	3	2	1
5:Santiago del Estero	4	2	1	1
6:Tucumán	5	4	3	2

Fuente: Elaboración Propia

Cuadro 2.6: Conglomerados Jerárquicos. Provincias Argentinas, Año 1993.

Caso	Conglomerado de pertenencia							
	9 cong.	8 cong.	7 cong.	6 cong.	5 cong.	4 cong.	3 cong.	2 cong.
1:Buenos Aires	1	1	1	1	1	1	1	1
2:Catamarca	2	2	2	2	2	2	2	2
3:Chaco	3	3	3	3	3	3	2	2
4:Chubut	3	3	3	3	3	3	2	2
5:Córdoba	4	4	4	4	4	4	3	2
6:Corrientes	3	3	3	3	3	3	2	2
7:Entre Ríos	3	3	3	3	3	3	2	2
8:Formosa	3	3	3	3	3	3	2	2
9:Jujuy	3	3	3	3	3	3	2	2
10:La Pampa	3	3	3	3	3	3	2	2
11:La Rioja	3	3	3	3	3	3	2	2
12:Mendoza	5	5	2	2	2	2	2	2
13:Misiones	5	5	2	2	2	2	2	2
14:Neuquén	3	3	3	3	3	3	2	2
15:Río Negro	3	3	3	3	3	3	2	2
16:Salta	6	6	5	5	2	2	2	2
17:San Juan	7	5	2	2	2	2	2	2
18:San Luis	7	5	2	2	2	2	2	2
19:Santa Cruz	3	3	3	3	3	3	2	2
20:Santa Fe	8	7	6	6	5	4	3	2
21:Santiago del Estero	3	3	3	3	3	3	2	2
22:Tierra del Fuego	9	8	7	2	2	2	2	2
23:Tucumán	5	5	2	2	2	2	2	2

Fuente: Elaboración Propia

CASTAÑARES(Cuadernos del I. I. E.)

Los números publicados con anterioridad son los siguientes:

- 1 - DEL REY, E.C., BASOMBRIO, M.A., ROJAS, C.L., Y GUZMAN, M.M.: Costos de la Prevención del Mal de Chagas: Control del Vector - Cuaderno N° 1, Año I, Mayo de 1993.
- 2 - ANTONELLI, E.D.: Matriz de Insumo-Producto de la Provincia de Salta - Cuaderno N° 2, Año I, Diciembre de 1993.
- *3 - ANTONELLI, E.D.: La política Económica en Salta en el Período 1976-1983 - Cuaderno N° 3, Año II, Julio de 1994.
- *4 - DEL REY, E.C., BASOMBRIO, M.A. y ROJAS, C.L.: Beneficios Brutos de la Prevención del Mal de Chagas - Cuaderno N° 4, Año III, Mayo de 1995.
- 5 - ANTONELLI, E.D. y LORENTE, M.D.: La política Económica en Salta en el Período 1984-1987 - Cuaderno N° 5, Año II, Septiembre de 1995.
- 6 - DEL REY, E.C., BASOMBRIO, M.A. y ROJAS, C.L.: La Prevención del Mal de Chagas: Rendimiento Económico - Cuaderno N° 6, Año III, Diciembre de 1995.
- 7 - ANTONELLI, E.D. y LORENTE, M.D.: Análisis de la Deuda Pública de Salta entre 1980-1995 y Recálculo de su Nivel en 1991 - Cuaderno N° 7, Año IV, Mayo de 1996.
- 8 - ANTONELLI, E.D.: La política Económica en Salta en el Período 1988-1991 - Cuaderno N° 8, Año IV, Agosto de 1996.
- 9 - ANTONELLI, E.D.: La política Económica en Salta en el Período 1992-1995 - Cuaderno N° 9, Año V, Mayo de 1997.
- 10 - PAZ, J.A.: Tres Ensayos sobre el Descenso de la Mortalidad - Cuaderno N° 10, Año VI, Junio de 1998.
- 11 - ANTONELLI, E.D. y LORENTE, M.D.: Estimación de la Balanza Comercial de Salta - Cuaderno N° 11, Año VI, Julio de 1998.
- 12 - PAZ, J.A.: Participación Económica de la Mujer en Salta (1991-1996) - Cuaderno N° 12, Año VI, Diciembre de 1998.
- 13 - DEL REY, E.C., BASOMBRIO, M.A., ROJAS, C.L. y SANCHEZ WILDE, A.M.: Metodología para Analizar Costos y Beneficios de la Prevención de la Malaria - Cuaderno N° 13, Año VII, Junio de 1999.
- 14 - PAZ, J.A.: Diferencias de Ingresos entre Géneros en Salta (1984-1998) - Cuaderno N° 14, Año VII, Diciembre de 1999.
- 15 - AGUIRRE, A. y AGUIRRE, L.A.: Un Análisis de los Precios del Novillo en el Estado de São Paulo Usando Modelos Univariados No Lineales - Cuaderno N° 15, Año VIII, Octubre de 2000.

- 16 - PAZ, J.A.: El Mercado de Trabajo en Salta entre 1984 y 2000 - Cuaderno N° 16, Año IX, Junio de 2001.
- 17- ELIAS, L. R. : Energía Eléctrica y Medio Ambiente: El Caso de la Provincia de Salta (1982/97)- Cuaderno N° 17, Año IX, Setiembre 2001.
- 18- ANTONELLI, E. D.: Aspectos Teóricos, Metodológicos y Empíricos del Insumo Producto- Cuaderno N° 18, Año IX, Diciembre de 2001.
- 19- DEL REY, E. C.: La Contribución de Mejoras: Teoría, Metodología y un Ejercicio Empírico – Cuaderno N° 19, Año X, Setiembre de 2002.
- 20- ROJAS, C. L.: Energía Eléctrica y Salud Humana- Cuaderno N° 20, Año XII, Junio 2004.
- 21- ANTONELLI, E. D.: Crecimiento y Estancamiento de la Economía de Salta 1970-2000 - Cuaderno N° 21, Año XII, Noviembre de 2004.

*Agotado. Sin embargo, el (los) autores puede (n) proveer una copia (que no tendrá la forma de Cuaderno) si es solicitada.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS, JURIDICAS Y SOCIALES

Buenos Aires 177

(A4402FDC) - Salta - Rep. ARGENTINA