



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLVII Reunión Anual

Noviembre de 2012

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-0-8

LA INDUSTRIALIZACIÓN DURANTE LA
DESINDUSTRIALIZACIÓN Y LA DISTRIBUCIÓN
ESPACIAL DEL SECTOR MANUFACTURERO
ARGENTINO

Pellegrini José Luis
Platino Marina

**LA INDUSTRIALIZACIÓN DURANTE LA DESINDUSTRIALIZACIÓN Y LA DISTRIBUCIÓN
ESPACIAL DEL SECTOR MANUFACTURERO ARGENTINO**

José Luis Pellegrini

Marina Platino

Resumen

En este trabajo se analiza la distribución espacial del sector manufacturero argentino durante el último cuarto de siglo "largo" (1974-2002) en el cual la industria manufacturera experimentó un proceso de desindustrialización relativa, poniendo énfasis en los extremos del período. Sobre la base de datos censales y utilizando indicadores de distribución adaptados al caso espacial así como técnicas de análisis espacial, se concluye que si bien el Área Metropolitana de Buenos Aires perdió participación y disminuyó la desigualdad a escala provincial, persiste la desigualdad regional en la distribución de los principales indicadores de actividad industrial.

J.E.L.: R3 – R11

Abstract

This paper analyzes the spatial distribution of the Argentine manufacturing sector over the past "long" quarter century (1974-2002) in which the industry experienced a relative deindustrialization process, emphasizing the beginning and end of this period.. Based on data from the National Economic Census and using indicators of distribution adapted to spatial analysis as well as spatial analysis techniques, we conclude that while the Metropolitan Area of Buenos Aires lost weight in the manufacturing sector and inequality reduced itself at provincial level, regional inequality persists in the distribution of the main indicators of industrial activity.

J.E.L.: R3 – R11

LA INDUSTRIALIZACIÓN DURANTE LA DESINDUSTRIALIZACIÓN Y LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DEL SECTOR MANUFACTURERO ARGENTINO

José Luis Pellegrini*

Marina Platino**

1. Introducción

Es un hecho bien conocido que el sector manufacturero argentino presenta un alto grado de concentración geográfica centrada en la Región Metropolitana de Buenos Aires (Fritzsche y Vio, 2000), pero en el curso del último cuarto del siglo XX se registró un proceso de difusión territorial de cierta importancia que pudo haber alterado el patrón histórico de desigualdad espacial. Esto se debe al avance de la industrialización en algunas provincias situadas en regiones de menor desarrollo relativo y a la pérdida de importancia en términos de localización industrial del núcleo urbano de los grandes aglomerados pampeanos y, en particular, de la ciudad de Buenos Aires como centro industrial principal.

El período al cual se refiere este trabajo es el cuarto de siglo “largo” que comienza en 1974 y termina en 2002, durante el cual la participación del producto bruto industrial en el total se redujo persistentemente configurando un proceso que puede describirse, utilizando un término de Kosakoff (2010, p. 35) como de “desindustrialización relativa”, al pasar de alrededor del 23% a menos del 14%¹. Si tuviera sentido comparar valores en moneda constante de épocas tan diferentes, hasta podría pensarse que la desindustrialización pudo haber sido absoluta en tanto el producto bruto del sector en el trienio 2000-2002 resulta (o tal vez parece) menor que el del trienio 1974-1976². Por cierto, los puestos de trabajo ocupados se redujeron en un 37% (de 1,52 a 0,95 millones) entre 1973 y 2003, pero en este fenómeno el cambio tecnológico y los aumentos de productividad seguramente jugaron un papel importante, además del efecto estadístico que se menciona en la sección 3.2.

En todo caso, es indudable que para la economía nacional como un todo la industrialización dejó de ser el factor dinámico que había sido durante la etapa de sustitución de importaciones, lo que no significa que lo mismo sea cierto para cada provincia o región en particular.

De hecho, hubo elementos que pudieron haber revertido localmente la tendencia general, como el desarrollo de ramas industriales basadas en recursos naturales localizados fuera de la región pampeana y la política de promoción industrial regional que beneficia a Tierra del Fuego desde 1972 y a La Rioja, Catamarca, San Luis y San Juan desde 1978 a 1983, según

* Docente Investigador del Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas y Estadística, Universidad Nacional de Rosario.

** Becaria Doctoral de CONICET - Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas y Estadística. Universidad Nacional de Rosario.

¹ Es cierto que este último dato corresponde a un año fuertemente recesivo, pero la recuperación posterior no entrañó un cambio de tendencia, sino un aumento por única vez y una estabilización posterior, ya que desde 2003 a 2011 la participación osciló en torno del 17,7%, superando ligeramente el 18% sólo en 2004.

² Estimación de los autores con datos de BCRA e INDEC, obtenida extrapolando, mediante las tasas de variación de la serie de Producto Bruto Industrial a costo de factores a precios de 1970, los datos de la Serie Empalmanda 1980-2005 a precios básicos de 1993.

el caso (Tobar, 1998). A la inversa, las privatizaciones de la década de 1990 pudieron haber tenido un efecto opuesto en ciertas provincias como Salta y Jujuy que contaban con importantes establecimientos de YPF y Fabricaciones Militares. También se presentaron factores más generales que pudieron haberla intensificado localmente en los grandes centros urbanos que habían sido el eje de la industrialización sustitutiva de importaciones: la transformación de las antiguas ciudades industriales en centros de servicios mientras los establecimientos manufactureros se desplazan a zonas periurbanas o rurales es considerada una característica de la urbanización postindustrial (Phelps y Ozawa, 2003), mientras que la pérdida de peso relativo en materia demográfica de las más grandes ciudades fue un fenómeno generalizado en Latinoamérica a fines del siglo XX (Rodríguez Vignoli, 2009).

Los años 1973 y 2003, que enmarcan el cuarto de siglo mencionado, fueron períodos de referencia de censos económicos nacionales, lo que facilita las comparaciones del tipo “antes y después” en un estudio de datos de corte transversal.

El propósito de este trabajo es analizar el grado de concentración espacial de la industria manufacturera argentina entre la finalización de la industrialización sustitutiva de importaciones y los comienzos del siglo XXI, utilizando datos de los últimos cuatro Censos Económicos relevados en la Argentina, centrando la atención en los extremos del período señalado.

2. Marco Conceptual

2.1. Antecedentes teóricos

Desde el punto de vista teórico, la motivación que inspira este trabajo encuentra sus raíces en las décadas de 1940 y 50, cuando autores como Isard (1956) fundan un nuevo campo de la economía que denominaron Ciencia Regional y realizaron diversos trabajos e investigaciones respecto a un área de estudio que también comprende a la economía urbana y es parte, o al menos se superpone con la economía espacial. Uno de los objetivos fue identificar la persistencia de ciertos patrones de localización así como las razones que explican su existencia.

Si bien uno de los avances más importantes en la ciencia económica en las últimas décadas ha sido la incorporación explícita del efecto del espacio en el análisis, los aportes a la literatura sobre estos aspectos son muy antiguos y tienen su origen en el trabajo de Von Thünen a causa del cual Blaug (1978/1985) le atribuye el mérito de haber realizado la primera aplicación sistemática del análisis marginal en Economía, aunque no utilizara formalizaciones matemáticas. A principios del siglo XIX este autor analiza la localización de las actividades agrícolas y plantea el problema de la distribución de la actividad económica alrededor de un centro urbano principal, donde supone que se encuentra el mercado. Propone una relación entre usos del suelo agrario y distancia a los mercados urbanos de intercambio de producción, concluyendo que la irregular distribución de los usos agrarios depende de principios económicos tales como el factor distancia, los costes de transporte y los márgenes de rentabilidad por distintos tipos de cultivos como consecuencia directa de la posición que ocupan. De éste modelo se derivan, directa o indirectamente, todos los modernos tratamientos de la localización urbana de las actividades económicas basados en el principio de accesibilidad (Camagni, 2005) y los modelos del tipo centro-periferia (Ruiz Rivera y Delgado Campos, 2008).

Como en otros temas, Marshall también fue un precursor en materia de teorías de localización, aunque en este aspecto sus ideas debieron esperar hasta las últimas décadas del siglo XX para volverse populares. Sostiene que las pautas de localización no son aleatorias sino que las empresas se concentran en determinadas localizaciones mientras que, al mismo tiempo, los territorios se especializan en actividades específicas. Marshall justifica la concentración de industrias complementarias en distritos industriales a través de las economías externas las cuales hacen referencia a ventajas que las empresas obtienen

de su proximidad y que perduran en el tiempo. Éstas van desde la disponibilidad de mano de obra especializada, mayores variedades y menores costos en el aprovisionamiento de las materias primas así como flujos de información y conocimientos específicos que dan lugar a externalidades positivas (Callejón Fornieles y Costa Campí, 1995).

Casi contemporáneo de Marshall, pero partiendo de los aportes de Von Thünen, Weber (1929) analiza el fenómeno de la localización de las empresas y ajusta su modelo al estudio de los factores determinantes de la localización óptima de una industria. Su modelo no solo reconoce la influencia de los costos de transporte en la localización de las empresas sino que también incorpora la ubicación de la mano de obra y las economías de aglomeración. Sostiene que las empresas se localizan de manera óptima en aquel lugar donde se minimizan los costos de transporte, localización que puede coincidir con la fuente de abastecimiento de materias primas o con la del mercado en casos extremos. Otra de las posibilidades de localización óptima consiste en basar la decisión en el mercado de trabajo, de manera que si bien aumenten los costos de transporte éste incremento se vea compensado por la disminución de los mismos debido a la concentración del factor trabajo. Asimismo, introduce en su análisis el concepto de economías de aglomeración como justificación de la radicación de empresas de la misma rama en distancias próximas.

Más adelante, Christaller (citado por Lösch, 1944/1957) y Lösch (Ibidem) desarrollaron teorías de localización donde intervienen la disposición geográfica del mercado y los costos de transporte para deducir con un instrumental tomado de la geometría el surgimiento de "emplazamientos centrales" organizados hexagonalmente, en los que se concentran las actividades productivas. A partir de una jerarquía de tamaños, la ciudad es el lugar desde donde se abastece de bienes y servicios a su población y a las áreas rurales próximas, actuando como lugares centrales respecto a un área de influencia (umbral) que se dispone alrededor. Por su enfoque macroeconómico, la obra de Lösch es considerada precursora de la moderna economía regional urbana.

A partir de los años '90 y con el creciente fenómeno de globalización, aparece una nueva corriente de pensamiento: la Nueva Geografía Económica, cuerpo teórico apoyado en modelos matemáticos, que ofrece un marco para el estudio de los mecanismos de aglomeración de las actividades económicas y el impacto de las disparidades geográficas sobre las disparidades económicas. Krugman (1992), principal exponente de esta corriente, analiza las relaciones de los rendimientos crecientes con la aglomeración espacial, a partir de la existencia de fuerzas centrípetas que promueven la concentración geográfica, y de fuerzas centrifugas que operan en dirección opuesta. Un aspecto a destacar en el enfoque de Krugman es la importancia dada a los factores históricos y aleatorios, y a los procesos acumulativos que se originan en ellos, retomando el concepto evolucionista de dependencia de los acontecimientos pasados (*path dependency*).

2.2. Algunas aplicaciones en Argentina

A partir de los trabajos de Krugman, donde se incorporan los rendimientos crecientes, se han multiplicado los estudios sobre la influencia del espacio en la localización de empresas, el desarrollo de complejos industriales, la difusión del conocimiento y la tecnología, entre otros. Para el caso de Argentina uno de los temas característicos de la literatura al respecto es el énfasis puesto en la contraposición de la ciudad de Buenos Aires y sus cercanías, como centro económico principal del país, y a veces de la región pampeana en general, con las provincias del interior.

A este respecto se pueden encontrar antecedentes en los estudios de Bunge (1940) quien presentó una caracterización de la organización territorial de la actividad económica del país representándola como "un país abanico" siendo la ciudad de Buenos Aires el núcleo central. Entre los resultados y conclusiones a las que arriba se destacan una relación inversa entre

densidad de población, capacidad económica-productiva, nivel cultural y de vida con respecto de la distancia de Capital Federal, esto es, a mayor distancia de la ciudad de Buenos Aires, menores valores se registran de las variables mencionadas.

Entre los trabajos recientes, Donato (c. 2007) centrándose también en cuestiones relativas a la organización territorial, analiza la evolución de la localización de la actividad manufacturera y el impacto de las políticas públicas de promoción sobre la concentración geográfica de la actividad industrial en Argentina. Parte de la hipótesis de que aún perdura una tendencia hacia la concentración en nuestro país a pesar de los costosos esfuerzos que se han realizado en materia de políticas públicas destinadas a promover la desconcentración y la difusión de la actividad en el territorio nacional. Entre los elementos que explican las “fuerzas espontáneas de aglomeración” (en ausencia de políticas públicas) identifica: los rendimientos crecientes de escala, la tendencia histórica a una reducción de costos de transporte y las dificultades estructurales que presentan los territorios periféricos del interior del país para atraer inversiones y la actividad industrial. Para abordar el estudio de la concentración territorial de la industria nacional utiliza como fuente principal el modelo de “Centro-Periferia” postulado por Krugman, que intenta revelar interrelaciones entre los factores de oferta y demanda para explicar la distribución de la actividad económica en el espacio.

En una línea de investigación similar, Figueras y Arrufat (2006, p.9) estudian la concentración espacial argentina realizando el análisis a través de diversas formas de agrupar y dividir el territorio nacional, llamados “modelos de aglomeración” a saber:

- **Modelo A:** Frente Industrial del Litoral (FIL) y Economías Regionales del Interior (ERI)
- **Modelo B:** Capital Federal, Provincia de Buenos Aires y el resto del país agrupado como el Interior.
- **Modelo C (Regiones):** Metropolitana (Gran Buenos Aires), Pampeana (Córdoba, resto de la provincia de Buenos Aires, Santa Fe, La Pampa, Entre Ríos), Noroeste (Catamarca, La Rioja, Santiago del Estero, Jujuy, Salta y Tucumán), Noreste (Misiones, Corrientes, Chaco y Formosa), Cuyo (San Luis, San Juan y Mendoza) y Patagonia (Neuquén, Río Negro, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego).
- **Modelo D:** división política provincial.

Para el análisis los mencionados autores proponen distintos indicadores de concentración aclarando que los resultados obtenidos son sensibles no sólo al modelo a partición geográfica del territorio elegido sino también al indicador utilizado. A partir de indicadores de concentración absolutos y relativos evalúan la concentración geográfica de la industria. Entre los resultados se encuentran que hacia la década del `80 la distribución de la actividad económica se vuelve más equilibrada entre las distintas provincias; mientras que la década del noventa, por su parte, no revela un comportamiento muy definido. Por un lado el proceso de apertura económica propició un aumento de la concentración en términos absolutos, y por otro, hacia 1994 detectan que la tendencia se revierte.

Fritzsche y Vio (2000) interesados en los debates sobre las transformaciones económicas y territoriales focalizan su estudio en las pautas de localización industrial en la Región Metropolitana de Buenos Aires y sus impactos sobre las Pymes. A partir del análisis de los datos (1985-1994) los autores destacan la conformación de un “nuevo espacio industrial” que se desarrolla como consecuencia de los cambios en la organización productiva, transformaciones que se manifiestan a escala global, regional y local. “En el período 1985-1994 podemos identificar tres tendencias significativas en la dinámica de la producción industrial nacional que incluyen como principal protagonista a la Región Metropolitana de Buenos Aires (RMBA). En primer lugar, se produjo un aumento de la participación relativa de esta región en el total de la industria argentina; en segundo término, aumentó la participación relativa de la Ciudad de Buenos Aires en la RMBA, y, por último, se registró un incremento del número absoluto de locales industriales de la ciudad, en un marco de contracción general de la actividad” (Fritzsche y Vio, 2000 p. 4). De este modo, describen a la RMBA como un círculo vicioso en el sentido de que es un foco de atracción de actividades económicas-productivas y de inversiones.

2.3. Hipótesis de este trabajo que se derivan de los antecedentes teóricos

La hipótesis de este trabajo es que, si bien en la localización del sector manufacturero en Argentina han prevalecido en el pasado fenómenos del tipo de los predichos por la teoría de Krugman, en los últimos años han aparecido otros que remiten a la teoría de Weber en tanto algunas ramas industriales se han desarrollado en lugares cercanos a la fuente de abastecimiento de materias primas, o bien donde existen beneficios fiscales que a los efectos prácticos son equivalentes a un diferencial salarial.

Si bien Krugman (1992) ha criticado severamente a la teoría clásica de la localización sosteniendo que los autores que la desarrollaron estaban más preocupados por la geometría que por la estructura de mercado y que olvidaron los costos de abastecimiento de los insumos intermedios, es indudable que a la hora de elegir una localización para instalar un establecimiento manufacturero de una rama que todavía no está desarrollada, y que en consecuencia todavía no ha generado ventajas de localización en algún sitio específico, lo que está a la vista a la hora de tomar una decisión es una diversidad de factores entre los que se cuentan aquellos señalados por Weber, que en muchos casos pueden tener un peso decisivo..

Por otra parte, los mismos ejemplos propuestos por Krugman, como el del Cinturón Industrial de los Estados Unidos, muestran que las grandes concentraciones industriales tienen sus momentos de auge y antes o después también decaen.

3. Aspectos metodológicos

3.1. Técnicas para el análisis de la desigualdad espacial

Para llevar adelante la investigación que se presenta en este trabajo se puso en práctica una estrategia inspirada en estudios sobre la distribución del ingreso realizados durante las dos últimas décadas, en el transcurso de las cuales (en gran parte gracias al desarrollo de las técnicas de análisis y econometría espaciales) quedó de relieve, por un lado, que los resultados del análisis pueden ser afectados por los criterios de agregación espacial y la existencia de dependencia espacial en los datos, y por otro lado, que la consideración explícita de la dependencia y la heterogeneidad espacial puede ser enriquecedora (Arbia, 2001; Rey, 2001; Sastré Gutierrez y Rey, 2008).

Para analizar la distribución espacial de los indicadores de actividad manufacturera seleccionados se comenzó por la aplicación de dos indicadores globales tradicionales, el coeficiente de Gini³ y el índice de Theil.

Como se sabe, el coeficiente de Gini mide la superficie bajo la curva de Lorenz y puede ser calculado de diferentes maneras. La fórmula utilizada aquí es la siguiente:

$$G = \left| 1 - \sum_{i=1}^{n-1} (x_{i+1} - x_i)(y_{i+1} + y_i) \right| \quad (1)$$

donde:

G = coeficiente de Gini

X = proporción acumulada de unidades territoriales indexadas por *i*,

Y = proporción acumulada de la variable utilizada como indicador de actividad industrial.

El índice de Theil, por su parte, responde a la siguiente expresión:

³ Algunos reparos al uso del Coeficiente de Gini pueden encontrarse en Arbia, 2001.

$$E = \sum_{i=1}^n s_i \cdot \ln(1/s_i) \quad (2)$$

donde s_i es la participación de cada provincia en el total del indicador de actividad industrial que corresponda. Este índice está acotado y sus valores extremos son 0 y $\ln(n)$, donde n es el número de unidades territoriales. El valor cero tiene lugar cuando la participación de cada provincia en el indicador es nula, salvo el de una que concentra la totalidad. En cambio, si cada provincia tiene la misma participación la equidistribución es perfecta y el valor del Índice de Theil es $\ln(n)$. Así, cuanto mayor es el valor del índice menor desigualdad en la distribución geográfica de la industria.

El índice de Theil es un índice de igualdad, por lo que cuando se trata de desigualdad sus resultados son en cierto sentido contraintuitivos, por lo que es usual utilizar la expresión:

$$T = \ln(n) - E = \sum_{i=1}^n s_i \ln(ns_i) \quad (3)$$

Una de las propiedades del Índice de Theil, que de acuerdo a García Rocha (1986) explica su amplia utilización más que sus propiedades como medida de desigualdad, es su aditividad que permite desagregarlo en dos componentes: intragrupo e intergrupo, que cuando se trabaja con la desagregación espacial del índice, son las componentes intrarregional e interregional. Una vez conocidas las componentes, simplemente por cociente se puede obtener la contribución de cada componente a la desigualdad total.

$$T = \sum_{g=1}^{\omega} s_g \ln(n/n_g) + \sum_{g=1}^{\omega} s_g \sum_{i \in g} s_i \ln(n_g s_{i,g}) \quad (4)$$

donde n_g es el número de observaciones en el grupo (en este caso la región) g , y

$$\sum_g n_g = n$$

$$s_g = \sum_{i \in g} y_{i,g} / \sum_{i=1}^n y_i$$

es la participación de la región g en el total del país, y

$$s_{i,g} = y_{i,g} / \sum_{i=1}^n y_{i,g}$$

es la participación de la provincia i en la región g .

Para superar una limitación que constituye el carácter puramente descriptivo del índice de Theil que no permite su utilización para la inferencia estadística (limitación que por lo demás comparte con los coeficientes e índices utilizados corrientemente en el análisis regional), Rey (2004) adoptó un criterio análogo al propuesto por Anselin (1994) cuando encontró que el estadístico de Moran local (local Moran) no puede contrastarse tomando como referencia una distribución normal reducida, como solía hacerse hasta entonces con el estadístico I de Moran (global), conocido como razón de contigüidad. Anselin obtuvo una distribución empírica de referencia mediante permutación aleatoria de las unidades espaciales, con la que se pueden realizar pruebas de hipótesis aunque en este caso no se puede hablar de significación, sino de seudosignificación. Este método fue después extendido a otros contrastes utilizados en el análisis espacial exploratorio, como el de I de Moran y G de Geary.

En el caso del índice de desigualdad de Theil, Rey (Ibídem) aplicó el mismo criterio para obtener una distribución empírica de referencia del componente interregional y contrastar el valor observado con el que se obtendría en condiciones de aleatoriedad en la distribución

interregional de las unidades espaciales. En otras palabras, el contraste permite decidir si el valor observado es estadísticamente seudesignificativo.

La utilización de la desagregación espacial del índice de Theil en su versión inferencial supone la presunción (o al menos la sospecha) de que los datos presentan dependencia espacial, por lo que un paso previo es evaluar la existencia de autocorrelación espacial.

Las provincias estudiadas, a los cuales se referencian los datos, están vinculadas por relaciones de vecindad. En la literatura pueden encontrarse varias clases de relaciones espaciales de vecindad que, a su vez, pueden definirse según diferentes criterios y ser de diversos órdenes o grados. En este trabajo se utilizaron dos que se adaptan a la naturaleza del problema: contigüidad y cercanía, definida ésta por el hecho de que dos o más provincias se encuentran a una distancia menor que un escalón preestablecido, que normalmente es aquél que hace que toda unidad espacial tenga al menos un vecino. Cuando se entiende vecindad como contigüidad existen dos criterios para definirla, los de la reina y de la torre, según los cuales son contiguas las áreas que se tocan al menos en un lado o en un vértice y las que se tocan en un lado solamente, respectivamente⁴. Aquí se desechó el criterio de la torre porque de adoptarse, La Pampa y Tierra del Fuego no hubieran sido vecinas de Neuquén y Santa Cruz.

Las relaciones espaciales entre localizaciones se representan por medio de una matriz de ponderación espaciales \mathbf{W} . Ésta es una matriz cuadrada cuyos elementos w_{ij} son los ponderadores espaciales, que por convención toman valores nulos en la diagonal principal. En los casos de contigüidad y de cercanía tal como se la definió más arriba, los ponderadores son unos y ceros según los sitios sean o no contiguos o cercanos.

Las relaciones de los valores de una variable referida a una localización respecto de localizaciones vecinas se denominan desfases o rezagos espaciales (spatial lags). La matriz de ponderación estandarizada por filas \mathbf{W}^S proporciona una interpretación de los desfases espaciales como un promedio de los valores vecinos (Anselin et al., c.2002).

La I de Moran se define como

$$I = \frac{N \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum (x_i - \bar{x})} \quad (5)$$

donde N es el número de unidades espaciales indexadas por i y j , x es la variable de interés, \bar{x} es la media de x y w_{ij} son los ponderadores espaciales.

El índice toma valores que van de -1 a 1 para autocorrelación espacial negativa y positiva fuertes, respectivamente, mientras que un valor 0 indica ausencia de autocorrelación. En otras palabras, de acuerdo al criterio de vecindad utilizado al construir la matriz \mathbf{W} , el valor del índice es positivo cuando los valores observados en localizaciones vecinas tienden a ser similares, negativo cuando tienden a ser diferentes y nulo cuando están aleatoria e independientemente distribuidos en el espacio.

El estadístico I estandarizado se distribuye teóricamente como una normal cuando el tamaño muestral es suficientemente grande, pero en caso contrario, o alternativamente, puede construirse en cada caso una distribución empírica de referencia mediante permutaciones aleatorias, o aleatorización, en cuyo caso los valores de I indican autocorrelación positiva o negativa según sean mayores o menores que su valor esperado

⁴ Esta definición es la de contigüidad de primer orden. La contigüidad puede ser de orden superior.

$$E(I) = -1/(n-1)$$

que se obtendría en condiciones de aleatoriedad espacial.

La razón de contigüidad de Moran se generaliza para el caso multivariado como I_{kl} , que relaciona los valores que toma una variable en cada sitio con los valores de otra variable en sus alrededores (Anselin et al., c.2002). Cuando la matriz de ponderación está estandarizada por filas el estadístico de prueba se define como:

$$I_{kl} = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_k^i z_l^j}{\sum_i (z_k^i)^2} \quad (6)$$

Como las variables z están estandarizadas, la suma de cuadrados en el denominador es constante e igual a n , sin importar cual de las variables se utilice (Anselin et al., c.2002).

Este estadístico indica el grado de asociación lineal, positiva o negativa, entre el valor de una variable k en un sitio i y el promedio espacialmente ponderado de otra variable l en los sitios vecinos. Una similitud mayor que la que se espera bajo una distribución aleatoria sugiere una conglomeración espacial similar en ambas variables, y a la inversa, una disimilitud bajo las mismas condiciones implica una relación negativa local entre las dos variables. Con propósitos de inferencia también se recurre a la aleatorización para elaborar la distribución empírica de referencia.

En lugar de a dos variables, este estadístico se puede calcular con la misma variable medida en dos momentos del tiempo, en cuyo caso se tiene lo que se conoce como correlación espacio-temporal.

Finalmente, para analizar el fenómeno de relocalización espacial de las actividades manufactureras se utilizó un indicador usual en el análisis regional: el coeficiente de relocalización relativa (CRR), que se expresa como:

$$CRR(y) = (y_{i,t} / \sum_i y_{i,t}) / (y_{i,t+\tau} / \sum_i y_{i,t+\tau}) \quad (7)$$

donde τ es el número de años transcurridos entre dos períodos censales.

Debido a que algunas provincias que tuvieron un gran crecimiento relativo a partir de valores muy bajos, se suavizó este coeficiente mediante su transformación logarítmica.

Como los valores que asume el índice de Theil en diferentes años son comparables si n es el mismo, es posible realizar una comparación basada en una descomposición espacial no muy usual del índice de igualdad (ecuación 2): la descomposición en sus sumandos:

$$S_{i,t} = s_{i,t} * \ln(1/s_{i,t}) \quad (8)$$

cada uno de los cuales corresponde a una provincia en un año dado. La diferencia entre los valores para una misma provincia correspondientes a dos censos separados por un lapso τ puede interpretarse como la contribución a la equidistribución (CE) de esa provincia, ya que la suma de las diferencias debe ser igual a la diferencia entre ambos índices de Theil.

$$CE = S_{i,t+\tau} - S_{i,t} \quad (9)$$

3.2. Comparabilidad de los datos censales.

Algunas de las dificultades más importantes para el análisis intertemporal basado en datos de los Censos Nacionales Económicos (CNE) resultan de los cambios en el criterio de valuación y en las unidades de observación, así como las modificaciones en los límites interjurisdiccionales de acuerdo a los cuales se realiza la agregación primaria de los datos. A

ello se suma el hecho de que parte de los datos del CNE 1985, incluyendo aquellos sobre valor agregado, nunca fueron publicados oficialmente.

A los fines de este trabajo el problema principal se encuentra en la variación de los criterios de valuación, que dio lugar a diferentes tratamientos del impuesto al valor agregado (IVA), lo cual puede afectar la comparabilidad interregional del valor de la producción y el valor agregado, ya que entre los beneficios de la promoción industrial que alcanza a algunas provincias se cuentan, justamente, exenciones, reducciones, suspensiones, desgravaciones y diferimientos del IVA (Tobar, 1998). En el CNE 1974, antes de que el IVA se incorporara al sistema fiscal argentino, se adoptó el criterio de valuación a precios de mercado. Lo mismo se hizo en el CNE 1985, pero con el IVA ya en vigencia. Como consecuencia, la producción y el consumo intermedio fueron valuados incluyendo el IVA facturado, de modo que el valor agregado que aparece en los Cuadros Inéditos que el INDEC (1993) pone a disposición del público contiene el IVA neto resultante. En el CNE 1994, en cambio, el criterio adoptado fue el de precios de productor que excluye a los impuestos deducibles, por lo que el valor agregado sólo contiene el IVA no deducible. Finalmente, en el CNE 2004 se expresó el valor agregado a precios básicos, pero también se publicó el valor de producción a precios de productor, por lo que es posible calcular el valor agregado según este criterio.

Esto significa que, en rigor, sólo se pueden hacer comparaciones basadas en datos de valor agregado entre los dos últimos censos y con salvedades entre éstos y el de 1974. En efecto, los precios de mercado de ese censo no incluían IVA, pero sí el Impuesto a las Ventas, que era un impuesto no deducible con el que se recolectaba al menos parte de la tributación que actualmente se recauda mediante el IVA. Sin embargo, si bien ésta puede ser una restricción para las comparaciones intertemporales, no lo es para las interregionales porque en ese momento no existía un grupo relativamente numeroso de provincias que recibiera un tratamiento similar y diferente del resto en lo que se refiere a este impuesto.

Otro cambio de criterio es el que se refiere a la unidad de observación. La de los CNE 1974 y 1985 fue el establecimiento, mientras que la de los CNE 1994 y 2004 fue el local, que puede incluir varios establecimientos según se los había definido en los operativos censales anteriores. Por este motivo no pueden realizarse comparaciones consistentes entre los dos primeros y los dos últimos.

Asimismo, en la década de 1990 la provincia de Buenos Aires, mediante la reasignación de tierras de jurisdicciones municipales preexistentes, creó varios partidos en los alrededores de la ciudad de Buenos Aires y suprimió uno, como consecuencia de lo cual se modificó el límite exterior de área ocupada por los 19 Partidos del Conurbano, que luego de los cambios que se convirtieron en 24.

Finalmente, existe un factor adicional que podría afectar la comparabilidad intercensal cual es la disminución del grado de integración vertical y lateral de las actividades manufactureras que sin duda ocurrió a lo largo de todo el período cubierto por los cuatro últimos censos. Como consecuencia de la misma, tareas que antes eran ejecutadas por empresas del sector con su propio personal, pasaron a ser realizadas por proveedores o contratistas cuyas actividades se clasifican en otras ramas, de modo que al menos parte de lo que se presenta al observador como desindustrialización, terciarización o bajo crecimiento del sector industrial puede no ser más que una ilusión estadística. Sin embargo, a los efectos de este trabajo el fenómeno puede tener incidencia sólo si la intensidad del efecto puramente estadístico cambia a través del espacio, lo que no puede saberse dada la información disponible.

3.3. Criterios adoptados

Para minimizar los problemas de comparabilidad intercensal en lo que se refiere a las variables, se decidió limitar el análisis a dos indicadores de nivel de actividad industrial manufacturera: puestos de trabajo ocupados y valor agregado censal, excluyendo en este caso los datos del CNE 1985.

En lo que se refiere a las delimitaciones territoriales, se decidió no tomar como una unidad espacial el área de los 24 Partidos del Conurbano, sino ampliarla con la superficie de otros partidos que los rodean. En esta decisión pesaron, además de las señaladas, otras razones que se expondrán en la sección siguiente (3.4)

3.4. Unidades de Análisis Espacial

El punto de partida para la definición de las unidades de análisis espacial fue la distribución territorial en regiones y provincias utilizada por el INDEC en el Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2001 (INDEC, s.f., p. 42 y ss.), representada en la Ilustración 1.

Esta clasificación comprende una Región Metropolitana compuesta por dos entidades territoriales: ciudad de Buenos Aires y 24 partidos de la provincia de Buenos Aires (llamados en adelante “partidos del conurbano”), mientras que el resto de la provincia de Buenos Aires se incluye a la región Pampeana. La Región Metropolitana así definida resulta problemática a los efectos de este trabajo, por dos razones.

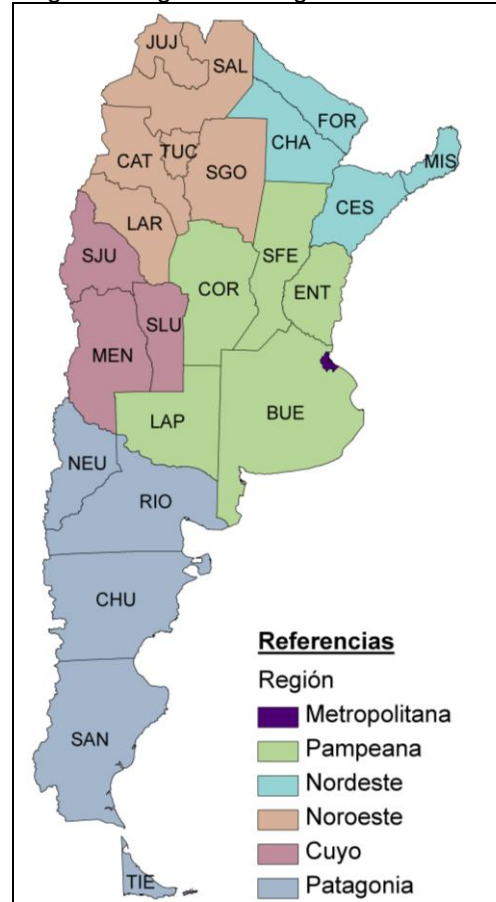
En primer lugar, el aglomerado Gran Buenos Aires es una unidad socioeconómica que sólo por razones jurisdiccionales puede dividirse entre la ciudad de Buenos Aires y su conurbano, el que por lo demás desbordaba en 2001 (de acuerdo al Censo de Población, Hogares y Vivienda de ese año) los límites de los 24 Partidos. Asimismo, los aglomerados Gran Buenos Aires y Gran La Plata son tomados usualmente como dos entidades urbanas diferentes por imperio de la definición estadística de “aglomerado”, pero su separación consiste apenas en una estrecha franja no urbanizada atravesada por vías de comunicación, entre ellas una importante autopista. Y en 2001 uno de los bordes del aglomerado Gran Buenos Aires ya se encontraba dentro de la jurisdicción de La Plata.

La expansión del conurbano bonaerense más allá de los partidos en que anteriormente estaba contenido crea un problema adicional de comparabilidad intercensal, ya que la aparición o desaparición de actividades industriales en su periferia, pero fuera de los límites exteriores de los 24 partidos, llevaría a confundir la extensión de una misma unidad territorial con un cambio interjurisdiccional.

En segundo lugar, la ciudad de Buenos Aires es indudablemente una ciudad pampeana y constituye el centro histórico, socioeconómico y geográfico de la región que lleva ese nombre, por lo que separarla de ésta es una decisión cuanto menos cuestionable. Asimismo, conduce directamente a una de las más graves dificultades del análisis espacial: el Problema de la Unidad de Área Modificable, que se presenta cuando las fronteras de las unidades espaciales pueden fijarse arbitrariamente y hay discrecionalidad para elegir la escala del análisis y fijarla, por ejemplo, en el nivel de las regiones, provincias o departamentos y partidos. En efecto, las medidas estadísticas en estudios de corte

Ilustración 1

Regiones argentinas según INDEC.



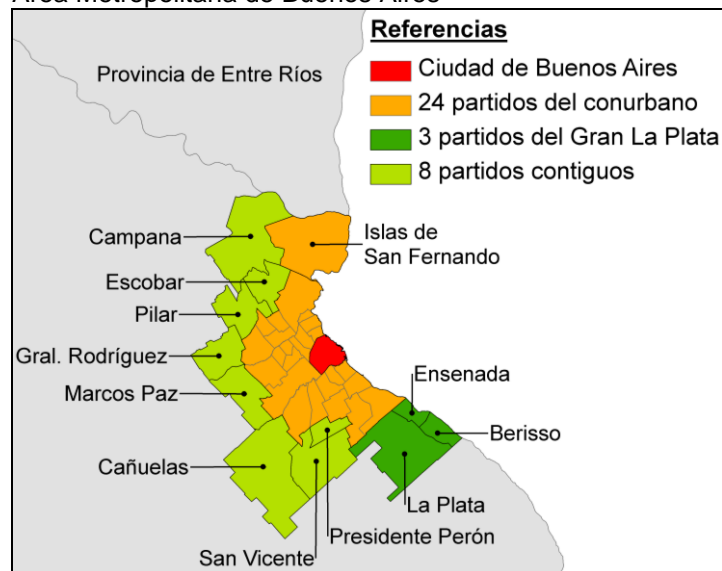
Fuente: Elaboración propia sobre la base de INDEC, Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2001.

transversal pueden resultar afectadas por el modo en que se definen las unidades y la escala del análisis (Rey, 2001).

Para resolver el primer problema se definió lo que en adelante se denomina Área Metropolitana de Buenos Aires (AMBA) compuesta por la ciudad de Buenos Aires y 35 partidos: los 24 del Conurbano, 3 partidos donde se encuentra el aglomerado Gran La Plata y 8 partidos limítrofes que rodean por el norte y el oeste a los 24 partidos (Ilustración 2). Todos éstos, excepto el de Campana, contenían zonas urbanas pertenecientes al aglomerado Gran Buenos Aires. La razón de que no ocurriera lo mismo con el partido recién nombrado es que éste está algo distante del Conurbano y es colindante con San Fernando (uno de los 24 partidos) en su zona de islas y no en su zona urbana. No obstante, Campana está vinculado con Buenos Aires mediante una autopista y es visible la continuidad en la localización de establecimientos industriales y zonas urbanizadas sobre la misma.

Ilustración 2

Área Metropolitana de Buenos Aires



Fuente: Elaboración propia sobre la base de cartografía de INDEC.

Para enfrentar el segundo problema se adoptó una doble regionalización: la de seis regiones del INDEC (con 25 unidades territoriales) y otra de cinco regiones con 24 unidades territoriales, en la que el AMBA se toma como una de las de la región Pampeana. Las demás son las 23 provincias argentinas, entre ellas la de Buenos Aires sin los partidos que integran el AMBA. Esta regionalización se denominará en adelante “regionalización propuesta”.

Cabe aclarar que cuando fue necesario adaptar la división política del país en 1914 a la de 1973, que difiere de aquella por el número de unidades territoriales en el nivel de las provincias o territorios nacionales⁵ y los departamentos y partidos (incluso en la zona aquí delimitada como AMBA) la reasignación se hizo teniendo en cuenta sólo el nombre de la jurisdicción, sin verificar que sus límites no se modificaran también en el cambio. Sin embargo, las diferencias que pudieran surgir en la variable de interés, que en este caso es la cantidad de habitantes, no pueden ser significativas porque las áreas de que se trata estaban muy poco pobladas en 1914.

⁵ Existía un territorio nacional, el de Los Andes, que no se convirtió en provincia y se distribuyó entre las de Catamarca, Jujuy y Salta.

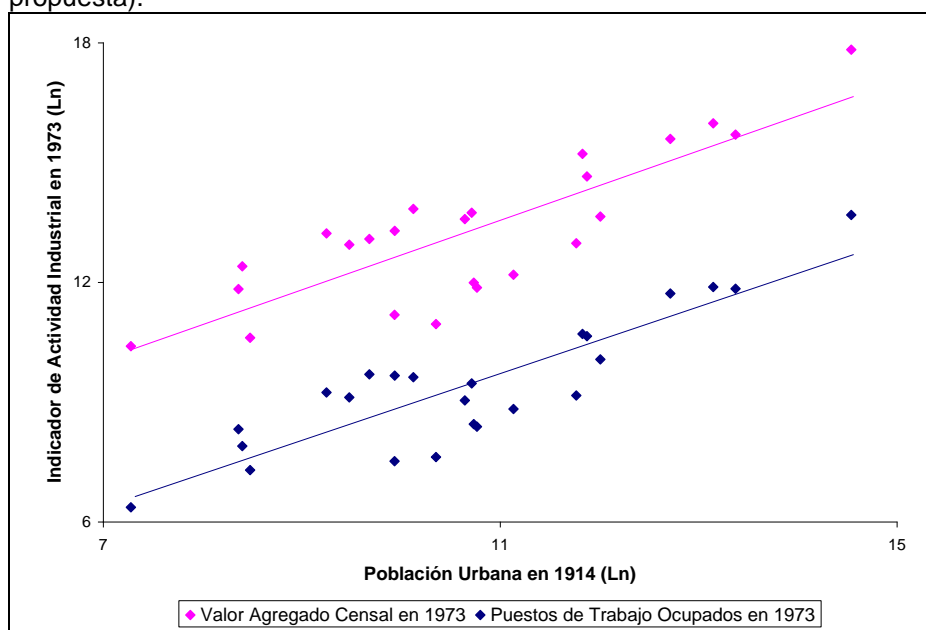
4. Resultados

4.1. Situación inicial

La distribución del valor agregado y los puestos de trabajo ocupados en la industria manufacturera argentina al finalizar la sustitución de importaciones parece un caso claro de proceso acumulativo fuertemente condicionado por factores históricos: la industria terminó concentrándose, poco más o menos, de la misma manera que se concentraba la población *antes* de que la industrialización fuera apenas incipiente, al punto que la distribución interprovincial de la población urbana en 1914 prefiguraba, con considerable aproximación, el patrón de distribución de los indicadores de actividad manufacturera, y especialmente de los puestos de trabajo ocupados, casi 60 años después (Ilustración 3).

Ilustración 3

Diagrama de Dispersión de los Indicadores de Nivel de Actividad Industrial en 1973 frente a la Población Urbana en 1914, según provincia (regionalización propuesta).



Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, CNE 1984 y Tercer Censo Nacional de la República Argentina.

El coeficiente de correlación no espacial entre el logaritmo de la población urbana en 1914 y los logaritmos del valor agregado y los puestos de trabajo ocupados en 1973 era muy elevado, en torno de 0,855 (Cuadro 1).

Cuadro 1

Coefficiente de Correlación de Pearson de los Indicadores de Actividad Industrial en 1973 y Población Urbana en 1914, según provincia.

Variable	Indicadores de Actividad Industrial en 1973	
	Valor Agregado Censal (Ln)	Puestos de Trabajo Ocupados (Ln)
Población urbana en 1914 (Ln)	0,834	0,875

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, CNE 1984 y Tercer Censo Nacional de la República Argentina.

Muy significativamente, la correlación entre las poblaciones urbanas de 1914 y 1970 alcanzaba, también tomando logaritmos, un coeficiente de 0,916 lo que sugiere que el *patrón general* de urbanización no cambió demasiado en el ínterin, y que tal vez fue reforzado por el proceso industrializador, a pesar de las grandes transformaciones socioeconómicas de ese período y del gran aflujo en términos absolutos de poblaciones del interior hacia las grandes ciudades pampeanas durante las décadas intermedias del siglo XX. En este sentido, puede decirse que la industrialización se apegó de manera muy notable al molde surgido durante el período de “crecimiento hacia afuera” dinamizado por las exportaciones agropecuarias pampeanas. Y lo reforzó, no debe olvidarse que los datos utilizados en esta sección son transformaciones logarítmicas.

4.2. La distribución interregional en el período 1973-2003

Los datos agregados a nivel regional muestran una elevada concentración de la actividad industrial en la región Pampeana y en el AMBA en particular, con participaciones del 86% y aproximadamente el 60%, respectivamente, en ambas variables en 1974. En los censos siguientes ambas participaciones cayeron, particularmente la del AMBA, y dentro de ella, la mayor caída la experimentó la ciudad de Buenos Aires. En cambio el resto de las provincias pampeanas luego de tener una caída considerable, incrementó su participación. En el resto del país, sólo la región Noroeste tuvo pérdidas de participación, pero únicamente en valor agregado y no en puestos de trabajo ocupados (Cuadro 2).

Cuadro 2

Participación de las regiones argentinas (según la regionalización propuesta) en el Valor Agregado Censal y los Puestos de Trabajo Ocupados. Años 1973, 1984, 1993 y 2003 (%).

Región	Valor Agregado Censal				Puestos de Trabajo Ocupados			
	1973	1984	1993	2003	1973	1984	1993	2003
Pampeana								
Ciudad de Buenos Aires	20,6	s/v	22,1	12,8	22,1	16,7	18,7	16,0
35 partidos vecinos	40,3	s/v	41,0	37,7	35,3	35,2	34,5	31,8
<i>Subtotal AMBA</i>	<i>61,0</i>	<i>s/v</i>	<i>63,1</i>	<i>50,5</i>	<i>57,4</i>	<i>51,9</i>	<i>53,2</i>	<i>47,8</i>
Resto región Pampeana	25,2	s/v	19,3	31,7	28,9	29,2	27,8	30,4
Total región Pampeana	86,1	s/v	82,4	82,2	86,3	81,2	81,0	78,3
Nordeste	1,8	s/v	2,4	2,6	3,0	4,3	3,2	4,2
Noroeste	5,0	s/v	3,6	4,0	5,3	5,7	5,5	6,4
Cuyo	5,6	s/v	9,0	8,0	3,8	6,0	7,3	7,5
Patagonia	1,4	s/v	2,6	3,2	1,6	2,9	3,0	3,6
Total país	100	-	100	100	100	100	100	100

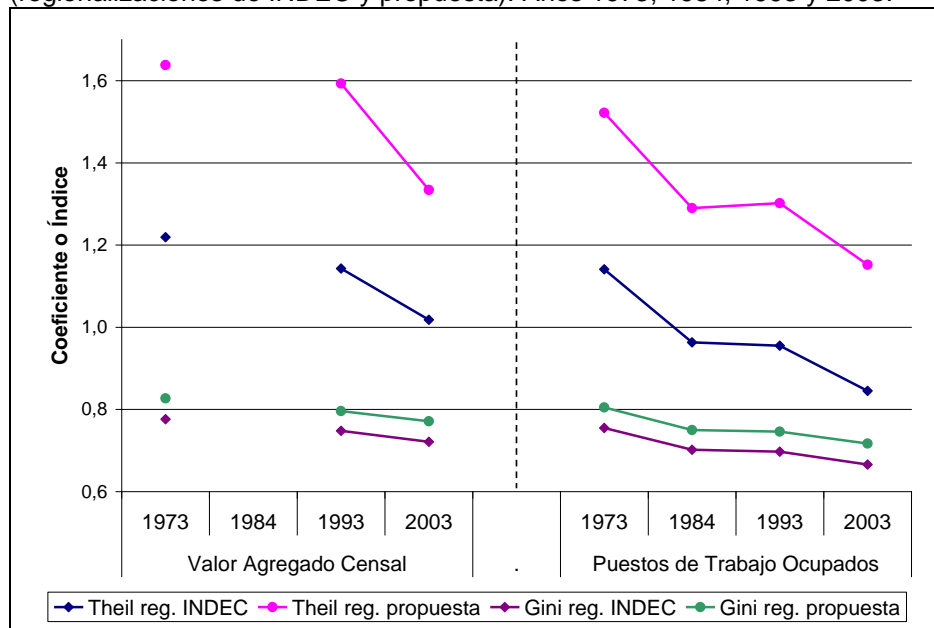
Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, CNE 1974, 1985, 1994 y 2003/04.

4.3. Concentración y desigualdad espacial a escala provincial y regional

Los valores del coeficiente de Gini y el índice de Desigualdad de Theil para valores agregados por unidad territorial (25 o 24 de acuerdo a las regionalizaciones del INDEC y propuesta) indican que a esa escala de análisis la concentración se redujo tanto para el valor agregado censal como para los puestos de trabajo ocupados (Ilustración 4). Sin embargo, esas medidas no permiten llegar a una conclusión inequívoca, tanto por el ya mencionado Problema de la Unidad de Área Modificable como porque puede existir dependencia espacial en la distribución de las variables y darse fenómenos de concentración por encima de los límites de provincias vecinas o bien, que abarquen a varias provincias.

Ilustración 4

Coefficiente de Gini e Índice de Desigualdad de Theil (global) para el Valor Agregado Censal y los Puestos de Trabajo Ocupados según provincia (regionalizaciones de INDEC y propuesta). Años 1973, 1984, 1993 y 2003.



Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, CNE 1974, 1985, 1994 y 2003/04.

El problema de la dependencia espacial puede abordarse mediante el análisis de la autocorrelación espacial y espacio-temporal. Éstas pueden evaluarse mediante contrastes del estadístico I de Moran.

Cuadro 3

Análisis de la Correlación Espacial Global para el Valor Agregado Censal y los Puestos de Trabajo Ocupados según provincia (regionalización propuesta). Años 1973, 1984, 1993 y 2003.

Tipo de Análisis, Variable y Año	Vecindad como contigüidad según el criterio de la reina		Vecindad como distancia entre centroides con umbral	
	I de Moran	Seudo- probabilidad ¹	I de Moran	Seudo- probabilidad ¹
Espacial				
VAC				
1973	0,0372	0,0852	0,0624	0,0140
1984	-	-	-	-
1993	0,0204	0,1014	0,0387	0,0142
2003	0,0968	0,0411	0,1174	0,0114
PTO				
1973	0,0689	0,0414	0,0877	0,0140
1984	0,0758	0,0426	0,0953	0,0141
1993	0,0578	0,0502	0,0861	0,0140
2003	0,0797	0,0523	0,1105	0,0126
Espacio-Temporal				
VAC 1973/2003	0,0787	0,0265	0,0942	0,0090
PTO 1973/2003	0,0742	0,0356	0,1023	0,0116

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, CNE 1974, 1985, 1994 y 2003/04.

¹ Después de 49.999 permutaciones.

Para evaluar si la dependencia espacial puede haber afectado los resultados expuestos en el Cuadro 4 se realizaron contrastes de autocorrelación espacial mediante el estadístico I de Moran, para dos definiciones diferentes de vecindad entre provincias: contigüidad según el criterio de la reina de primer orden y distancia entre centroides con un umbral suficiente para que todas las provincias tengan al menos una vecina.

La hipótesis de que las variables se distribuyen aleatoriamente en el espacio no se rechaza en ningún caso a un estricto nivel de seudesignificación del 1%, pero si se lo haría a uno apenas mayor cuando se utiliza la definición de vecindad como cercanía entre centroides. Los resultados son menos concluyentes para la definición de vecindad como contigüidad, ya que la hipótesis nula sólo podría rechazarse para un nivel de significación de aproximadamente 5% y aún del 10% en algunos casos (Cuadro 3). No obstante, la conclusión que debe extraerse es que la autocorrelación espacial no puede descartarse.

El cuadro muestra también el contraste espacio-temporal de I de Moran para el período 1973-2003, en el que los valores de las variables correspondientes a éste último año están desfasadas espacialmente. En otras palabras, se compara el valor para 1973 en cada unidad territorial con la media de los valores para 2003 en las unidades vecinas. En todos los casos la hipótesis nula se rechaza claramente al nivel de significación del 5%, y cuando la definición de vecindad es la de cercanía entre centroides, también se la rechaza al nivel de aproximadamente 1%. Esto significa que las unidades que tenían valores altos (bajos) en 1973 están rodeadas de áreas que, en promedio, también tuvieron valores altos (bajos) en 2003.

La autocorrelación espacial en los años extremos del período y entre éstos sugiere que se está en presencia de un fenómeno la desigualdad a una escala más amplia que la provincial que persistió en un lapso muy considerable de tiempo.

Definir cuál es la escala más amplia apropiada para este análisis también es problemático, pero sin perjuicio de otras aproximaciones posibles, aquí se lo abordará a escala regional según las dos regionalizaciones adoptadas, mediante la desagregación espacial del índice de desigualdad de Theil.

Cuadro 4

Desagregación espacial de acuerdo a la regionalización propuesta del Índice de Desigualdad de Theil. Valor Agregado Censal (VAC) y Puestos de Trabajo Ocupados (PTO). Años 1973, 1984, 1993 y 2003.

Variable y Año	Descomposición del Índice Global		E[Inter-regional] ¹	z	Seudo-probabilidad	Contribución Interregional al Índice Global
	Intra-regional	Inter-regional				
VAC						
1973	0,777	0,860	0,589	1,849	0,032	52,5%
1984	-	-	-	-	-	-
1993	0,809	0,784	0,597	1,378	0,084	49,2%
2003	0,574	0,760	0,439	2,433	0,007	57,0%
PTO						
1973	0,673	0,849	0,535	2,208	0,014	55,9%
1984	0,578	0,712	0,437	2,237	0,013	55,2%
1993	0,583	0,719	0,451	2,208	0,014	55,2%
2003	0,505	0,647	0,378	2,405	0,008	56,2%

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, CNE 1974, 1985, 1994 y 2003/04.

¹ Después de 9.999 permutaciones.

Éste también revela que el grado de desigualdad interregional que existía al comienzo del período no se redujo y en los años extremos representa algo más de la mitad de la

desigualdad total para ambas variables (Cuadro 4). La hipótesis nula de que la desigualdad interregional observada es igual a la esperada, contra la hipótesis alternativa de que aquella es mayor, se rechaza tanto para 1973 como para 2003, pero en éste último caso con un nivel de pseudosignificación mayor para las dos variables analizadas. Asimismo, la contribución de la desigualdad interregional al índice global aumentó, aunque muy poco en el caso de los puestos de trabajo ocupados.

Si en lugar de utilizar la regionalización adoptada se hubiera seguido la del INDEC la proporción de desigualdad interregional hubiera sido mucho más elevada y que su contribución disminuyó bastante (Cuadro 5), dando además la impresión de que la desigualdad intrarregional era muy pequeña.

Cuadro 5

Desagregación espacial de acuerdo a la regionalización de INDEC del Índice de Desigualdad de Theil. Valor Agregado Censal (VAC) y Puestos de Trabajo Ocupados (PTO). Años 1973, 1984, 1993 y 2003.

Variable y Año	Descomposición del Índice Global		E[Inter-regional] ¹	z	Seudo-probabilidad	Contribución Interregional al Índice Global
	Intra-regional	Inter-regional				
VAC						
1973	1,219	0,211	1,007	0,387	0,000	82,6%
1984	-	-	-	-	-	-
1993	1,143	0,144	0,999	0,375	0,000	87,4%
2003	1,018	0,278	0,740	0,306	0,000	72,7%
PTO						
1973	1,141	0,171	0,970	0,361	0,000	85,0%
1984	0,963	0,170	0,793	0,299	0,000	82,3%
1993	0,955	0,134	0,822	0,299	0,000	86,1%
2003	0,845	0,155	0,689	0,251	0,000	81,5%

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC.

¹ Después de 9.999 permutaciones.

4.4. Los cambios a escala provincial

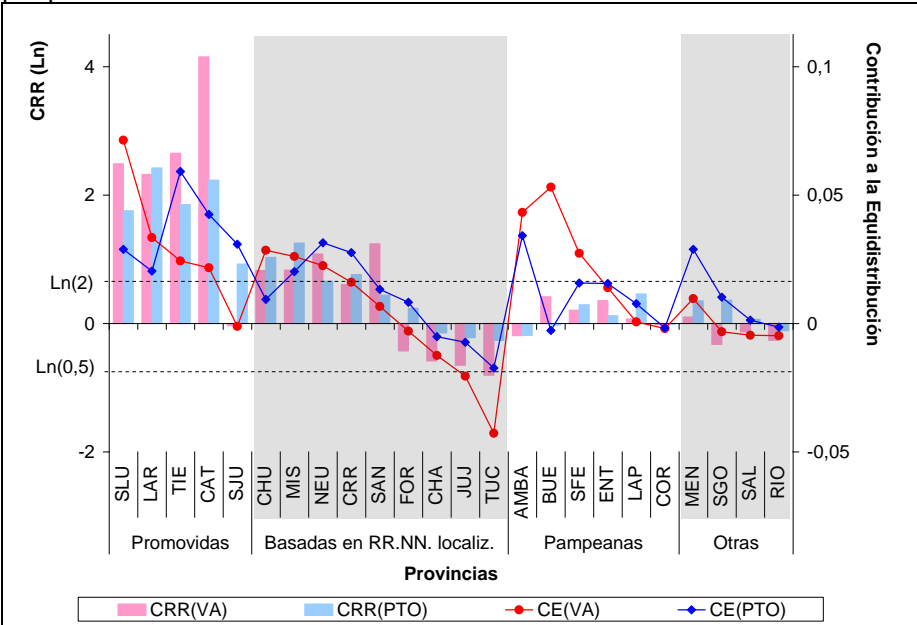
Si en lugar de el índice de Desigualdad de Theil (ecuación 3) se utiliza el de igualdad (ecuación 2) cuyo máximo es $\ln(24) = 3,178$, éste aumenta entre 1973 y 2003 reflejando una mayor igualdad interprovincial. Este incremento se descompone en Contribuciones a la Equidistribución (CE) de las provincias, cuya suma algebraica debe ser igual al aumento.

En el caso del valor agregado censal, 15 provincias tuvieron contribuciones positivas. Casi todas ellas son beneficiarias de la promoción industrial regional, pampeanas o tienen una única rama industrial principal dependiente de un tipo de recurso natural localizado. Dentro de las provincias con estas características, sólo San Juan y Córdoba muestran pequeñas caídas. Mendoza es la única provincia con CE positiva que no pertenece a uno de estos tres grupos. En cambio, cuando se consideran los puestos de trabajo ocupados, todas las provincias promocionadas y con ramas basadas en recursos naturales locales tuvieron contribuciones positivas, mientras que dentro de la región pampeana Buenos Aires y Córdoba fueron las únicas con CE negativa. Entre las otras provincias, Río Negro, Chaco, Jujuy y Tucumán también las tuvieron negativas.

Cabe destacar que las contribuciones positivas del AMBA están asociadas a un Coeficiente de Relocalización Relativa (CRR) negativo. En otras palabras, contribuyó positivamente a la equidistribución de la actividad manufacturera disminuyendo su participación en ambas variables. Las provincias promocionadas, con excepción de San Juan en Valor Agregado,

así como aquellas con ramas basadas en recursos naturales muestran elevados valores del CRR para ambas variables, que con la excepción señalada se duplicó ($CRR > \ln[2]$) o estuvo cerca de hacerlo. Esto se explica porque partieron de valores absolutos muy bajos en 1973. Entre las provincias que tuvieron CE y CRR negativos en valor agregado y puestos de trabajo ocupados se destacan por su pobre desempeño Chaco, Jujuy y Tucumán, en este último caso con una reducción de su participación casi a la mitad. Estas tres provincias comparten la característica haber tenido en 1973 solo una o dos ramas principales de actividad industrial que explicaban la mayor parte del valor agregado manufacturero provincial y que en 2003 habían perdido participación. La o las ramas principales estaban basadas en recursos naturales localizados. San Juan también comparte esta característica, siendo la única provincia promocionada que experimentó una reducción en el CRR correspondiente al valor agregado.

Figura 2
 Coeficiente de Relocalización Relativa y Contribución a la Equidistribución entre 1973 y 2003. Valor Agregado Censal y Puestos de Trabajo Ocupados, por provincia.



Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC.

El Cuadro A, Anexo, muestra la participación en el valor agregado manufacturero y en los puestos de trabajo ocupados en la industria de la rama principal en las provincias que tuvieron valores positivos de CE y CRR sobre la base de industrias basadas en recursos naturales locales.

Puede notarse que las ramas industriales principales en las provincias que aumentaron su participación en la actividad manufacturera tienen una participación muy elevada en el valor agregado, pero con excepción de Santa Cruz, muy pequeña en puestos de trabajo ocupados, no obstante lo cual el CRR correspondiente a esta variable es elevado. Esto puede significar que si bien la rama principal no contribuye mucho al empleo, tiene un efecto dinamizador sobre otras ramas industriales.

5. Conclusión

El análisis realizado revela que si bien el grado de concentración espacial de la actividad manufacturera en el AMBA disminuyó entre 1973 y 2003 y también disminuyó la desigualdad a escala interprovincial medida por los coeficientes e índices globales usuales, la desigualdad a escala regional sigue siendo mayor que la que se espera si la distribución de las unidades territoriales fuera aleatoria, para las dos regionalizaciones utilizadas en este trabajo.

Pero para la regionalización propuesta por los autores, que considera al AMBA como parte de la región Pampeana, la desigualdad inter e intrarregional hacen una contribución parecida a la desigualdad total, aunque la primera es algo mayor.

La razón de ese fenómeno se encuentra en que las provincias que previamente tenían poca participación en la actividad manufacturera y experimentaron importantes aumentos o disminuciones mucho entre los extremos del período considerado, lo hicieron sobre la base de factores muy específicos que no necesariamente comparten con otras provincias de la misma región: promoción industrial e industrias basadas en recursos naturales localizadas. Y las provincias pampeanas que previamente estaban industrializadas tuvieron aumentos que compensaron las pérdidas del AMBA.

A pesar de los cambios, puede decirse que, al menos en lo que se refiere al sector manufacturero, todavía se mantienen algunos rasgos del “país abanico” de Bunge, que podría ser representado por lo que podrían llamarse *semicírculos* (en lugar de círculos) de Von Thünen, con centro en el AMBA, una primera periferia formada por las provincias pampeanas y otra por el resto del país, o bien, por un centro pampeano y una periferia extrapampeana, aunque esta periferia se ha mostrado heterogénea, con provincias de mayor y menor dinamismo industrial.

6. Referencias Bibliográficas

- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association-LISA. *Geographical Analysis*, 27, 2, pp 93-115.
- Anselin, L., Syabri, I. y Smirnov, O. (c.2002). *Visualizing Multivariate Spatial Correlation with Dynamically Linked Windows* [Versión electrónica]. University of Illinois, Urbana-Champaign.
- Arbia, G. (2001). The role of spatial effects in the empirical analysis of industrial concentration. *Journal of Geographical Systems*, 3, pp.271-281.
- Blaug, M. (1985). *Teoría Económica en Retrospección*. México: Fondo de Cultura Económica. (Traducción de la tercera edición en inglés, publicada en 1978).
- Bunge, A. (1940). *Una nueva Argentina*. Buenos Aires, Kraft.
- Camagni, R. (2005). *Economía Urbana*. Barcelona: Antoni Bosch
- Callejon Fornieles, M. y Costa Campí, M. (1995). Economías externas y localización de las actividades industriales. *Economía Industrial*, 305, pp. 75-86
- Donato, V. (c.2007). *Políticas públicas y localización industrial en Argentina*. Working paper N° 1. Centro de Investigaciones. Università degli Studi di Bologna Representación en Buenos Aires.

- Figueras, A. y Arrufat, J. (2006). *La concentración espacial. Un estudio hasta los años noventa*. Ponencia presentada en la XLI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Salta, noviembre.
- Fritzsche, F. y Vio, M. (2000). *Cambios y enroques en las pautas de localización industrial en la Región Metropolitana de Buenos Aires. Sus efectos sobre las Pymes*. Ponencia presentada en la VII Reunión Anual de la Red PyMEs-MERCOSUR. Rafaela, Santa Fe, 26 y 27 de septiembre. [En línea] <<http://www.littec.ungs.edu.ar>> [última consulta el 21-08-2012].
- García Rocha A. (1986). *La desigualdad económica*. Mexico: El Colegio de Mexico.
- Isard, W. (1956). *Location and space-economy. A general theory relating to industrial location, market areas, land use, trade and urban structure*. New York: John Willey & Sons.
- Kosakof, B. (2010). *Marchas y Contramarchas de la industria argentina (1958-2010)*. CEPAL, Documentos de Proyecto. Santiago de Chile: Naciones Unidas
- Krugman, P. (1992). *Geografía y Comercio*. Traducción de la primera edición en inglés. Barcelona: Antoni Bosch.
- Lösch, A. 1957. *Teoría Económica Espacial*. (First published in German as *Die Räumliche Ordnung der Wirtschaft*, Second Edition, Gustav Fischer, Jena, 1944). El Ateneo, Buenos Aires.
- Phelps, N.A. y Ozawa, T. (2003). Contrasts in agglomeration: proto-industrial, industrial and post-industrial forms compared. *Progress in Human Geography*, 27, 5 pp. 583-604.
- Rey, S. J. (2001). *Spatial Analysis of Regional Income Inequality*. [En línea] <http://128.118.178.162/eps/urb/papers/0110/0110002.pdf> [última consulta el 28-08-2012].
- Rodríguez Vignoli, J. (2009). Dinámica Demográfica y asuntos de la Agenda Urbana en América Latina ¿qué aporta el procesamiento de microdatos censales? [Versión electrónica]. *Notas de Población*, N° 86, pp. 63-100.
- Ruiz Rivera, N. y Delgado Campos, J. (2008). Territorio y nuevas ruralidades: un recorrido teórico sobre las transformaciones de la relación campo-ciudad [Versión electrónica]. *Revista Eure*, Vol. XXXIV, N° 102, pp. 77-95.
- Sastré Gutierrez, M.. y Rey, S.. (2008). Polarización espacial y dinámicas de la desigualdad interregional en México. Problemas del Desarrollo. *Revista Latinoamericana de Economía*. Vol. 39, núm. 155, octubre-diciembre / 2008.
- Tobar, J. (1998). *Notas sobre la Estructura Económica Argentina*. Rosario: Homo Sapiens.
- Weber, A. (1929). *Theory of the location of industries*. Chicago: The University of Chicago Press. Sixth impresion 1968.

Cuadro A

Provincias con ramas a tres dígitos del Clasificador basadas en recursos naturales locales que en 1973 o 2003 representan el 40% o más del valor agregado censal y perdieron una gran parte de su participación.

Provincia	Rama	Recurso	Código Rama		Valor Agregado Censal		Puestos de Trabajo Ocupados	
			1973 ¹	2003 ²	1973	2003	1973	2003
Crecieron								
Chubut	Metales no ferrosos	Hidroeléctrico	372	272	4,7	40,6	5,4	7,3
Misiones	Papel	Forestal	341	21	9,2	41,9	2,9	5,0
Neuquén	Petroquímica	Minero	353 y 354	232	46,5	55,3	1,0	4,2
Santa Cruz	Pescado	Pesquero	3111 a 3315	151	18,5	62,7	6,0	39,1
Corrientes	Tabaco	Agrícola	314	16	9,1	61,8	8,2	4,8
Decrecieron								
Chaco	Textiles	Agrícola	321	17	42,0	31,5	17,7	22,2
Jujuy	Azúcar	Agrícola	3118	154	43,7	31,2	37,8	37,6
	Siderurgia	Minero	3710	273	37,4	12,1	41,0	11,6
Tucumán	Azúcar	Agrícola	3118	154	52,6	33,3	40,9	34,0
Formosa	Textiles	Agrícola	321	171 y 172	42,6	7,4	21,3	1,9
Casos particulares								
San Juan	Bebidas	Agrícola	313	155	67,9	23,1	33,0	16,2
Salta	Petroquímica	Minero	353 y 354	232	41,7	56,9	3,7	8,2

Fuente: INDEC, CNE 1974 y 2003/4.

¹ CIU Rev.2.

² Clasificador Censal de Actividades Industria Manufacturera.

