

La evolución de la estructura urbana de Estados Unidos desde una perspectiva de largo plazo (1900-2000)

Rafael González-Val

Departamento de Análisis Económico

Universidad de Zaragoza

Abstract: En este papel se analiza la evolución de la distribución del tamaño de las ciudades de Estados Unidos durante todo el siglo XX. En particular, nos interesa comprobar el cumplimiento de dos regularidades empíricas profusamente estudiadas en economía urbana: la ley de Zipf, que postula que el producto entre rango y tamaño de una población es constante, y la ley de Gibrat o de crecimiento paralelo, según la cual la tasa de crecimiento de una variable es independiente de su tamaño. Para ello se utilizan métodos paramétricos y no paramétricos. Dichas leyes ya han sido estudiadas para el caso estadounidense con las ciudades más pobladas o con MSAs. La principal aportación de este trabajo es utilizar una nueva base con datos de todas las ciudades, cubriendo así toda la distribución. Los resultados muestran que, si bien al considerar toda la muestra se rechaza el cumplimiento la ley de Zipf, si que se acepta la ley de Gibrat para todo el periodo considerado.

Keywords: Zipf's law, Gibrat's law, city size distribution, urban growth.

JEL classification: R00, C14.

Address: Rafael González-Val,

Dpto. de Análisis Económico, Universidad de Zaragoza

Facultad de CC. Económicas y Empresariales

Gran Vía, 2, 50005 Zaragoza (Spain)

E-mail: rafaelg@unizar.es

1. Introducción

Uno de los hechos estilizados en economía urbana es que la distribución del tamaño de las ciudades en muchos países puede aproximarse mediante una distribución de Pareto, y constituye una regularidad empírica profusamente estudiada que el parámetro de dicha distribución, el exponente de Pareto, está próximo a la unidad¹.

Esta regularidad empírica ha dado lugar a desarrollos teóricos que explican el cumplimiento de la ley de Zipf, justificándola analíticamente, asociándola directamente a una situación de equilibrio y relacionándola con el crecimiento paralelo (la ley de Gibrat). Gran parte de esta literatura teórica toma como referencia el caso de Estados Unidos, asumiendo un exponente igual a 1. El propósito de este trabajo es comprobar si tal supuesto es cierto, estudiando la evolución de la distribución del tamaño de las ciudades de Estados Unidos durante el siglo XX.

Gabaix [1999] presenta un modelo basado en *amenity shocks* locales aleatorios, independientes e idénticamente distribuidos, que, a través de las migraciones entre ciudades, genera la ley de Zipf. La principal aportación de dicho trabajo es justificar el cumplimiento de la ley de Zipf en que las ciudades de la cola superior de la distribución siguen unos procesos de crecimiento similares, esto es, que el cumplimiento de la ley de Gibrat implica la ley de Zipf. Así, la explicación de que las ciudades más pequeñas tengan un exponente de Pareto más pequeño es que la varianza de su tasa de crecimiento es más grande² (las desviaciones respecto a la ley de Zipf aparecen debido a desviaciones de la ley de Gibrat). Córdoba [2004], concluye que, bajo ciertas condiciones, la ley de Gibrat no sólo es una explicación de la ley de Zipf, sino que es la explicación (estadística).

Rossi-Hansberg y Wright [2007] desarrollan un modelo de crecimiento urbano que genera la ley de Zipf en dos casos restrictivos (cuando no se utiliza capital físico en

la producción y los *shocks* de productividad son permanentes, o cuando la producción es lineal en el capital físico y no se utiliza capital humano en la producción), e identifica la desviación típica de los *shocks* de productividad industriales como el parámetro clave que determina la dispersión en la distribución del tamaño de las ciudades. Eeckhout [2004] presenta un modelo en el que también relaciona la migración de los individuos entre ciudades con los *shocks* productivos, obteniendo como resultado una distribución de las ciudades lognormal y no paretiana, aunque satisfaciendo la ley de Gibrat. Duranton [2006] ofrece un modelo de economía urbana con crecimiento endógeno basado en *knowledge spillovers* que en el estado estacionario reproduce la ley de Zipf para las ciudades de la cola superior de la distribución; además, introduce algunas extensiones que dan lugar a resultados empíricamente observados (por ejemplo, una relación cóncava entre los logaritmos de rango y población).

En resumen, la base de estos modelos teóricos son las externalidades locales, ya sean *amenities*, o *shocks* productivos o en los gustos, que deben distribuirse de manera aleatoria e independiente del tamaño, e identifican la desviación respecto de la ley de Zipf con una distribución no independiente del tamaño de dichos *shocks*. Además, otros trabajos demuestran la relevancia empírica de otras variables distribuidas de manera claramente heterogénea, como el mismo clima o las ventajas geográficas (acceso al mar, puentes, etc.).

Estos desarrollos teóricos surgen como respuesta a numerosos trabajos empíricos que exploran la relación entre la tasa de crecimiento y la ley de Zipf. Para el caso estadounidense, Beeson et al. [2001] concluyen, a partir de datos sobre la población de los condados, que durante el periodo 1840-1990 existe una débil convergencia en la población considerando toda la muestra, pero si se excluyen los condados de la frontera oeste la conclusión es la contraria, divergencia en la población.

Tanto Krugman [1996] como Gabaix [1999] utilizan datos de áreas metropolitanas del *Statistical Abstract of the United States* y concluyen que para el año 1991 el exponente de Pareto es igual exactamente a 1,005. Esto implica el cumplimiento de la ley de Zipf para ese año concreto. Para un análisis dinámico, Ioannides y Overman [2003] utilizan datos de áreas metropolitanas de 1900 a 1990 y llegan a la conclusión de que se cumple la ley de Gibrat en los procesos de crecimiento urbano y que la ley de Zipf también se cumple aproximadamente bien para un amplio rango de tamaño de las ciudades. Sin embargo, sus resultados sugieren que los valores locales del exponente de Zipf pueden variar considerablemente con el tamaño de las ciudades. Sin embargo, Black y Henderson [2003] llegan a conclusiones distintas para el mismo periodo (porque utilizan unas áreas metropolitanas distintas). La ley de Zipf se cumpliría sólo para las ciudades del tercio superior de la distribución, mientras que la ley de Gibrat se rechazaría para cualquier tamaño muestral. Estos resultados resaltan que las conclusiones son muy sensibles a la unidad geográfica escogida y al tamaño muestral.

Para cerrar la discusión, Eeckhout [2004] demuestra que si consideramos todas las ciudades para el periodo 1990 a 2000 la distribución del tamaño de las ciudades sigue una lognormal y no una distribución de Pareto, por lo que el valor del parámetro de Zipf no es uno, como concluían otros trabajos anteriores, sino que se sitúa ligeramente por encima de $1/2$, además de satisfacerse la ley de Gibrat para toda la muestra. La carencia de este trabajo es que se trata de un análisis de corto plazo, ya que solo se consideran dos décadas. La explicación es que sólo los datos de las dos últimas décadas están informatizados. El objetivo del presente estudio es generalizar dicho análisis para todo el siglo XX y extraer conclusiones de largo plazo. Para ello se utiliza una base de datos nueva, que comprende todas las ciudades incluidas en los censos decenales que elabora el *US Census Bureau*. La sección 2 presenta la base de datos, las

secciones 3 y 4 se ocupan de las leyes de Zipf y Gibrat, respectivamente, y la sección 5 concluye.

2. La Base de Datos

Una descripción muy básica de la configuración territorial de Estados Unidos consiste en decir que el territorio se divide en estados, éstos a su vez en condados, y por último estarían las ciudades como base del sistema (aunque la relación con los condados no siempre es jerárquica, una ciudad puede pertenecer a varios condados). Sin embargo, a poco que profundicemos la realidad se muestra bastante más compleja. El *US Census Bureau* maneja varios tipos distintos de unidades geográficas. Y si nuestro interés se centra en analizar la evolución temporal de la estructura urbana estadounidense la primera decisión que habrá que tomar es cuál debe ser la unidad de estudio. En la literatura se suele escoger entre dos posibilidades, ciudades o áreas metropolitanas.

¿Qué es una ciudad?

Identificamos ciudades con lo que el *US Census Bureau* denomina *places*. Dicha denominación genérica agrupa, desde el censo del año 2000, todos los *incorporated* y *unincorporated places*.

El *US Census Bureau* utiliza el término genérico *incorporated place* para referirse a la unidad gubernamental incorporada bajo ley estatal como *city*, *town* (excepto en los estados de *New England*, *New York* y *Wisconsin*), *borough* (excepto en *Alaska* y *New York*), o *village*, y que tiene límites, poderes y funciones establecidos legalmente. Y por otro lado están los *unincorporated places* (que pasan a denominarse *Census Designated Places*, CDPs, en 1980), que designan concentraciones de población que no forman parte de ningún *incorporated place*, pero que están localmente identificadas con un nombre. Evidentemente, la delimitación geográfica de los

unincorporated places puede cambiar si los asentamientos se desplazan, por lo que el mismo *unincorporated place* en distintos censos podrá tener fronteras diferentes.

Son la contrapartida estadística de los *incorporated places*. La diferencia entre ambos en la mayoría de los casos es meramente política y/o administrativa. Así, por ejemplo, debido a una ley estatal en *Hawaii* no existen *incorporated places*, todos son *unincorporated*.

¿Qué unidad geográfica escoger?

Cualquiera de las dos posibles opciones, ciudades o MSAs, tiene sus propios inconvenientes. Las fronteras de las ciudades responden a una delimitación legal y política, pero bien puede ser que no reflejen lo que es la ciudad realmente en sentido económico. Así, se argumenta que las MSAs representan mejor el mercado de trabajo, y son más apropiadas para analizar el impacto de grandes obras de infraestructuras. Pero por otro lado, las ciudades capturan mejor el efecto de las externalidades locales (sobre todo los *spillovers* del capital humano, que operan a un nivel muy local), o el impacto de los impuestos o de las políticas de educación.

Por otro lado, las fronteras de las ciudades cambian con el tiempo a medida que crecen en población, y además algunas se dividen y otras se anexionan. Pero es que este inconveniente también lo presentan las MSAs, cuyas definiciones también cambian con el tiempo. Además, teniendo en cuenta que el *Census Bureau* las introduce en 1950, si queremos realizar un análisis de largo plazo nos vemos obligados a reconstruir las áreas para años anteriores, y si además queremos que el análisis sea consistente tendremos que corregir de alguna manera el cambio que en las definiciones se produce cada periodo.

Pero existe una poderosa razón estadística para decantarnos por las ciudades: como demuestra Eeckhout [2004], la utilización de MSAs sesga el análisis de partida. Una MSAs puede incluir varias ciudades grandes y, además, debido a la restricción de tamaño mínimo –una ciudad de al menos 50.000 habitantes- se excluye del análisis las ciudades de menor tamaño, de manera que no se cubre la entera distribución del tamaño de las ciudades.

Sin embargo, en la práctica la mayor parte de la investigación realizada se ha llevado a cabo con datos de MSAs. Muy pocos escogen las ciudades, y los que lo hacen seleccionan sólo las de mayor tamaño. Por ejemplo, Kim [2002, 2007] toma las ciudades con población superior a 25.000 y Dobkins y Ioannides [2001] toman las ciudades con población superior a 50.000 habitantes. Esto es debido a una razón práctica, de disponibilidad de datos. Y es que solo los datos de las dos últimas décadas están informatizados (1990 y 2000). Citando al propio Eeckhout: “*Ideally...one would like to analyze the entire size distribution over time... Unfortunately, due to the lack of available data covering the entire size distribution, those further analyses are at this point in time not possible*”.

Los datos

Nuestra base está formada por los datos disponibles de todos los *incorporated places* para cada década del siglo veinte³. Dos precisiones deben hacerse. Primero, se excluyen todos los *places* correspondientes a *Alaska*, *Hawaii*, y *Puerto Rico* para cada década, debido a que estos estados se anexionan a lo largo del siglo XX (*Alaska* y *Hawaii* en 1959, y el caso especial de *Puerto Rico*, que se anexiona en 1952 como estado libre asociado) y no existen datos para todos los periodos. Su inclusión provocaría inconsistencia geográfica de las muestras, que no serían homogéneas en términos geográficos y por tanto no se podrían comparar.

Y segundo, los *unincorporated places*, que comienzan a contabilizarse a partir de 1950. El *US Census Bureau* estableció restricciones de tamaño para su inclusión (excepto en 2000, que se contabilizan todos). Aunque el criterio general suele ser que superen los 1.000 habitantes, existen peculiaridades en cada década. Sin embargo, estos asentamientos ya existían anteriormente, por lo que su inclusión nos plantea de nuevo un problema de inconsistencia en la muestra, ya que nuestro propósito es realizar un análisis dinámico. Y además, solo en el último periodo, el año 2000, se incluyen todos, con lo cual incluso introduciendo cada año todos los *unincorporated places* para los que se dispone de datos estaríamos introduciendo un sesgo. La alternativa, excluirllos, es el único medio de obtener muestras que sean homogéneas para poder realizar comparaciones entre décadas y que las conclusiones sean robustas⁴. Como consecuencia, decidimos excluir de la muestra los *unincorporated places* para poder realizar un análisis de largo plazo de todo el siglo XX en el que la muestra sea homogénea. Los resultados que obtengamos estarán por tanto condicionados a esta elección del tamaño muestral. Pero téngase en cuenta que los *unincorporated places* se caracterizan por ser asentamientos de baja población, con lo que la pérdida de representatividad de la muestra es mínima.

El Cuadro 1 presenta el número de ciudades de cada década y el porcentaje que las ciudades de la base de datos representan sobre el total de la población de Estados Unidos. El Cuadro 2 ofrece los estadísticos descriptivos. La muestra refleja el proceso de urbanización que se produce a lo largo de todo el siglo XX. Así, se pasa de que la población de las ciudades represente menos de la mitad de la población total de Estados Unidos en 1900 (el 46,99%) hasta el 61,49% del año 2000. Y el número de ciudades aumenta en un 82,11%, pasando de 10596 en 1900 a 19296 en el año 2000. Desde principios de siglo hasta 1930 se produce un rápido incremento tanto en el número de

ciudades como en el porcentaje que representan sobre la población total. Esto nos informa de un proceso de urbanización que tiene dos manifestaciones: por un lado, las ciudades ya existentes que son capaces de atraer nueva población (el valor medio de habitantes por ciudad es creciente con el tiempo, como se puede ver en el Cuadro 2) y, por otro lado, el crecimiento en el número de ciudades. A partir de esta década, dicho crecimiento se ralentiza, manteniéndose estable en torno al 64% hasta las últimas décadas (entre 1970 y el año 2000) cuando disminuye hasta el 61,49%.

Además, una mirada a los valores mínimos de cada década nos permiten afirmar que se incluyen absolutamente todos los *incorporated places* para los que se tienen datos, sin restricciones de tamaño.

El Cuadro 3 muestra tanto las tasas de crecimiento promedio para todo el periodo (g_p), calculadas a partir de las tasas de crecimiento brutas, definidas como

$$g_{it} = \frac{S_{it} - S_{it-1}}{S_{it-1}}, \text{ siendo } S_{it} \text{ la población de la ciudad } i \text{ en el año } t, \text{ como las tasas de}$$

crecimiento promedio anuales (g_a), que se calculan a partir de las tasas de crecimiento promedio para todo el periodo aplicando la fórmula: $(1 + g_a)^{10} = g_p$. Se observa que efectivamente las primeras décadas del siglo se caracterizan por unas fuertes tasas de crecimiento del tamaño de las ciudades. Entre 1940 y 1980 parecen recuperarse las altas tasas de crecimiento, que caen las dos últimas décadas. Los dos periodos de tasas de crecimiento más bajas, 1930-1940 y 1980-1990, coinciden con los dos periodos en que menos creció la población total en la historia de Estados Unidos, un 7,3% y un 9,8% respectivamente⁵.

3. La ley de Zipf

El objetivo de este trabajo es estudiar la evolución temporal de la distribución del tamaño de las ciudades estadounidenses durante el siglo XX. Para ello, utilizaremos como aproximación estadística la distribución de Pareto [1896], también denominada ley potencial, utilizada originariamente para estudiar la distribución de rentas. Si denotamos por s el tamaño relativo de la ciudad⁶ y por R el rango, una ley potencial vincula tamaño relativo de la ciudad y rango de la siguiente forma:

$$R(s) = As^{-a}, \quad (1)$$

donde A y a son parámetros. Dicha expresión se aplica al estudio de fenómenos muy variados, como la distribución del número de veces que aparecen distintas palabras en un libro, la intensidad de los terremotos o el caudal de los ríos. En economía urbana ha sido muy utilizada para estudiar la distribución del tamaño de las ciudades (véanse Eeckhout [2004] e Ioannides y Overman [2003] para el caso de Estados Unidos). Recientemente también se ha utilizado para estudiar la distribución del tamaño de los países (Rose [2006]).

La ley de Zipf es una regularidad empírica que aparece cuando el exponente de Pareto de la distribución es igual a la unidad ($a = 1$). El término se acuñó a partir de un trabajo de Zipf [1949], que observó que la frecuencia de las palabras en cualquier lengua está claramente definida, en términos estadísticos, por valores constantes. O, aplicada a nuestra variable, que, ordenadas de mayor a menor, el tamaño relativo de la segunda ciudad es la mitad del primero, el tamaño relativo de la tercera es un tercio del de la primera, y así sucesivamente.

Enfoque paramétrico

La expresión (1) de la distribución de Pareto suele estimarse en su versión doblemente logarítmica:

$$\ln R = K - a \ln s, \quad (2)$$

donde K es una constante.

Es interesante comprobar si el parámetro de Pareto es superior o inferior a la unidad y la evolución de este coeficiente en el tiempo, es decir para los distintos cortes transversales de que se dispone. En efecto, si el coeficiente es mayor (menor) que la unidad indicaría que los tamaños relativos tenderían a ser más (menos) homogéneos en cuanto a tamaño. Adicionalmente, si presenta una evolución creciente (decreciente) en el tiempo estaríamos ante un proceso de convergencia (divergencia) en cuanto al tamaño de las ciudades.

La ecuación (2) puede representarse gráficamente. El Gráfico 1 muestra los *Zipf plots* que, para el periodo inicial y final, relacionan el logaritmo del rango (eje de ordenadas) con el logaritmo del tamaño relativo (eje de abscisas). El comportamiento en el resto de décadas, que no se muestra, es idéntico. Si se cumpliera la ley de Zipf, los puntos representarían una línea recta decreciente con pendiente igual a menos uno. Sin embargo, se observa un comportamiento no lineal y claramente cóncavo.

El Cuadro 4 muestra los resultados de la estimación MCO⁷ del exponente de Pareto. Los residuos resultantes de dicha regresión suelen presentar problemas de heteroscedasticidad, por lo que para analizar la significatividad de los parámetros se utiliza la desviación típica corregida propuesta por Gabaix y Ioannides [2004] $GI.s.e. = \hat{a} \cdot (2/N)^{1/2}$, donde N es el tamaño muestral.

Los resultados indican que, cuando se toma toda la muestra, el exponente de Pareto es siempre menor que la unidad y por tanto no se verifica la ley de Zipf. Además, las estimaciones disminuyen con el tiempo, lo que indicaría que, para toda la muestra (incluyendo todas las ciudades de cada año), se ha producido un comportamiento

divergente. Dicha divergencia estaría explicada, no tanto por diferencias en las tasas de crecimiento de las ciudades, sino por la aparición de nuevas ciudades que entran con tamaños relativos muy pequeños.

Sin embargo, si consideramos diferentes cortes muestrales se pueden observar comportamientos distintos. Así, para las 1.000 ciudades más grandes el exponente crece con el tiempo, por lo que podemos afirmar que para las ciudades más grandes la tendencia ha sido la convergencia, se han aproximado en cuanto al tamaño relativo. Para las 5.000 ciudades mayores el exponente se mantiene estable, y a partir de aquí los exponentes decrecen en el tiempo para los distintos tamaños muestrales.

Se corrobora además que, como demuestra teóricamente Eeckhout [2004], si la distribución subyacente es lognormal el valor del exponente de Pareto estimado depende de forma negativa del punto de corte, de manera que a medida que ampliamos el tamaño muestral e incluimos ciudades cada vez más pequeñas disminuye el coeficiente estimado (pero no siempre, al principio al partir de una muestra pequeña y pasar a otra no mucho mayor, como por ejemplo de 100 ciudades a 500, el coeficiente puede crecer).

Enfoque no paramétrico

Una vez comprobado que no se cumple la ley de Zipf para toda la muestra, nos preguntamos cual es la distribución que mejor se ajusta a los datos. Para ello, estimamos la distribución empírica de los datos utilizando un kernel adaptativo.

El Gráfico 2 muestra los resultados para cuatro décadas representativas. Los gráficos muestran la densidad o probabilidad estimada en el eje de ordenadas, y el logaritmo del tamaño relativo en el eje de abscisas. La escala es la misma en todos los gráficos, para poder realizar comparaciones. Se observa que, partiendo en 1900 de una

distribución muy leptocúrtica con mucha densidad concentrada en el valor medio de la distribución, se va ganando en apuntamiento hasta el año 1930. A partir de esta década, en la que como hemos visto en el Cuadro 3 se produce un ralentizamiento en el crecimiento de la población urbana, la distribución pierde curtosis y disminuye la concentración hasta alcanzar en 1970 una distribución muy similar a la lognormal, que se mantiene hasta el año 2000. Esta evolución puede verse también en el Gráfico 3, que muestra las funciones de distribución estimadas en 1900 y en el año 2000. El eje de ordenadas muestra la probabilidad acumulada, mientras que el eje de abscisas muestra el logaritmo del tamaño relativo. Se observa que en el año 2000 (la línea sólida) la probabilidad se acumula mucho más despacio que en 1900 (la línea de puntos), lo que indica el paso a una distribución menos concentrada. Desafortunadamente, debemos limitarnos a un examen gráfico de las distribuciones, puesto que los contrastes de normalidad no son robustos para tamaños muestrales tan elevados. Los más usuales, Kolmogorov-Smirnov y Jarque-Bera, rechazan sistemáticamente la hipótesis nula de normalidad para muestras tan grandes.

4. La ley de Gibrat

La sección anterior ha mostrado lo que podríamos considerar una foto fija de la distribución de las ciudades estadounidenses durante el siglo XX. Para cada década obteníamos la representación gráfica de la distribución y los coeficientes estimados del exponente de Pareto para distintos tamaños muestrales, lo que nos permitía concluir si se habían producido variaciones importantes en la distribución, o si había aumentado o disminuido la concentración. Sin embargo, un análisis dinámico más riguroso exige que trabajemos con las tasas de crecimiento. En particular, nos interesa verificar el cumplimiento o no de la ley de Gibrat o de crecimiento paralelo, que postula que el crecimiento de una variable es independiente de su tamaño inicial; Gibrat [1931]

observó que la distribución del tamaño (medido por las ventas o el número de empleados) de las empresas tiende a ser lognormal, y su explicación era que el proceso de crecimiento de las empresas podría ser multiplicativo e independiente del tamaño de la empresa. Y es interesante comprobarlo para todo el siglo XX, en una perspectiva de largo plazo.

Enfoque paramétrico

El enfoque paramétrico consiste en estimar regresiones de crecimiento, que relacionan la tasa de crecimiento con el tamaño inicial (la tan popular β -convergencia en crecimiento económico). Tomamos dos especificaciones; en una el crecimiento depende del tamaño relativo inicial, mientras que en la otra la variable exógena es una media del *relative size* de los dos periodos:

$$\text{Especificación I: } \frac{S_{t+1}}{S_t} = K + a \cdot \frac{S_t + S_{t+1}}{2}, \quad (3)$$

$$\text{Especificación II: } \frac{S_{t+1}}{S_t} = K + a \cdot s_t. \quad (4)$$

Nótese que la variable es el tamaño relativo, por lo que estamos controlando el crecimiento relativo o efectivo, no el crecimiento bruto. Esto quiere decir que una ciudad puede haber crecido en población, pero si el resto han crecido más aumentará la media y por tanto en términos de tamaño relativo habrá decrecido. Véase, a partir de la descomposición del ratio s_{it+1}/s_{it} :

$$\frac{s_{it+1}}{s_{it}} = \frac{\frac{S_{it+1}}{S_{it+1}}}{\frac{S_{it}}{S_{it}}} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^{N_{t+1}} S_{it+1} / N_{t+1}}{\sum_{i=1}^{N_t} S_{it} / N_t}}{\frac{S_{it}}{S_{it}}} = \frac{S_{it+1}}{S_{it}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{N_t} S_{it}}{\sum_{i=1}^{N_{t+1}} S_{it+1}} \cdot \frac{N_{t+1}}{N_t}.$$

Esto quiere decir que el crecimiento relativo puede producirse no solo por el incremento de la población de la ciudad, también si aumenta el número de ciudades o disminuye la población total de todas las ciudades.

El Cuadro 5 muestra los resultados de las estimaciones MCO década a década y para un *pool* formado por las observaciones de todo el siglo. La conclusión es que el parámetro $\hat{a}$ no es significativo para ningún periodo con ninguna de las dos especificaciones, lo que aporta evidencia a favor de la ley de Gibrat y la independencia del crecimiento respecto del tamaño relativo. La única excepción es el periodo 1980-1990, donde los coeficientes estimados son significativos y positivos (aunque muy próximos a cero), lo que indicaría que existió una relación positiva entre crecimiento y tamaño, ganando más población las ciudades más grandes. Recuérdese que este periodo es el de menor crecimiento de la población urbana de todo el siglo XX, un 1,69 % (Cuadro 3), y el segundo periodo de menor crecimiento de la población total en la historia de Estados Unidos, con un 9,8%.

Enfoque no paramétrico

Los resultados anteriores confirman el cumplimiento de la ley de Gibrat. Sin embargo, Quah [1993] señala los problemas de este tipo de análisis paramétricos en torno a la media, tan usualmente utilizados al estudiar el crecimiento económico, y propone la utilización de métodos no paramétricos, concretamente las matrices de transición. Nosotros utilizaremos la metodología seguida por Eeckhout [2004] e Ioannides y Overman [2003]. Consiste en tomar la siguiente especificación:

$$g_i = m(s_i) + \varepsilon_i, \quad (5)$$

donde g_i es la tasa de crecimiento normalizada⁸ (restando la media y dividiendo por la desviación típica) y s_i es el logaritmo del tamaño relativo, y en lugar de hacer supuestos

sobre la relación funcional de m y suponer una relación lineal, como en la ecuaciones (3) y (4), se estima $\hat{m}(s)$ como una media local alrededor del punto s y se alisa con un kernel, que es una función simétrica, ponderada y continua en s .

Para analizar todo el periodo 1890-2000 se toman todas las tasas de crecimiento de entre periodos consecutivos. Y se utiliza el método Nadaraya-Watson, tal y como aparece en Härdle [1990], que se basa en la siguiente expresión⁹:

$$\hat{m}(s) = \frac{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(s - s_i) g_i}{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(s - s_i)}, \quad (6)$$

donde K_h denota la dependencia del kernel K (en este caso un Epanechnikov) del bandwidth h (0,5). A partir de esta media $\hat{m}(s)$ calculada, se estima también la varianza de la tasa de crecimiento g_i aplicando de nuevo el estimador Nadaraya-Watson a partir de:

$$\hat{\sigma}^2(s) = \frac{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(s - s_i) (g_i - \hat{m}(s))^2}{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(s - s_i)}. \quad (7)$$

El estimador es muy sensible, tanto en media como en varianza, a los valores atípicos. Así, la tasa de crecimiento tanto en media como en varianza de las ciudades más pequeñas suele tener valores muy superiores al resto. Si nos fijamos en el 5% de ciudades más pequeñas las diferencias son todavía mayores¹⁰. Esto es lógico; hablamos de ciudades de menos de 200 habitantes, de forma que cualquier pequeño incremento de población es muy grande en términos de porcentaje. Por ejemplo, el valor que distorsiona la media y la varianza en el año 1940-1950 es *Pine Lake* (*De Kalb, Georgia*), que pasa de 2 habitantes en 1940 a 566 en 1950. Pero no hace falta considerar

cambios tan extremos, cualquier ciudad con menos de 50 habitantes que crezca en población aumenta mucho en términos de porcentajes. De ahí que decidamos eliminar ese 5% de las observaciones más pequeñas de la distribución, ya que estas observaciones se caracterizan por una dispersión muy alta tanto en media como en varianza y distorsionan los resultados. Esto no supone una gran pérdida en términos de representatividad de la muestra, ya que el tamaño de la última ciudad excluida está por debajo de los 180 habitantes.

La ley de Gibrat implica que el crecimiento es independiente del tamaño en media y en varianza. Al estar las tasas de crecimiento normalizadas, si se cumpliera estrictamente la ley de Gibrat y el crecimiento fuera independiente del tamaño, el kernel estimado debería ser una línea recta en el valor cero. Valores diferentes de cero implican desviaciones respecto de la media. Y la varianza también sería una línea recta, puesto que supondría que la varianza no depende del tamaño de la variable analizada.

Los Gráficos 4 y 5 muestran los kernels estimados del crecimiento y la varianza del crecimiento, respectivamente, para todo el siglo XX (un *pool* de 162.403 observaciones). Destaca que la estimación del crecimiento es casi una línea recta en torno al cero, lo que supone que, en media, podemos aceptar que durante todo el periodo el crecimiento ha sido independiente del tamaño, y que se ha cumplido la ley de Gibrat. Respecto a la varianza, el Gráfico 5 muestra que, incluso eliminando el 5% de las observaciones más pequeñas, las ciudades más pequeñas presentan una varianza mayor que el resto de la muestra. Pero nótese que, a partir del valor cero (al estar en escala logarítmica corresponde a un tamaño relativo de 1, esto es, las ciudades cuyo tamaño es igual a la media) la varianza comienza a decrecer haciéndose mucho más homogénea, lo que indica que la varianza del crecimiento es independiente del tamaño para las

ciudades de población igual o superior a la media (poco más de 3.000 habitantes al principio del siglo y casi 9.000 al final).

5. Conclusiones

Este trabajo analiza la evolución de la estructura urbana de Estados Unidos durante todo el siglo XX, analizando el cumplimiento o no de dos regularidades empíricas profusamente estudiada en la economía urbana: las leyes de Zipf y Gibrat. La principal aportación consiste en utilizar una base de datos a nivel de ciudades (entendidas como los *incorporated places*), elaborada a partir de los censos del actual *US Census Bureau*, lo que nos permite casi cubrir la entera distribución del tamaño de las ciudades.

Respecto a la ley de Zipf, los resultados indican que, para toda la muestra, el exponente de Pareto es siempre menor que la unidad, y por tanto no se verifica la ley de Zipf. Además, las estimaciones disminuyen con el tiempo, lo que indicaría que incluyendo todas las ciudades de cada año se ha producido un comportamiento divergente. Dicha divergencia estaría explicada, no tanto por diferencias en las tasas de crecimiento de las ciudades, sino por la aparición de nuevas ciudades que entran en la muestra con tamaños relativos pequeños.

Sin embargo, si consideramos diferentes cortes muestrales se pueden observar comportamientos diferenciados. Así, para las 1.000 ciudades más grandes el exponente crece con el tiempo, por lo que podemos afirmar que para éstas la tendencia ha sido la convergencia, por lo que se han aproximado en cuanto al tamaño relativo. Para las 5.000 ciudades mayores el exponente se mantiene estable, y a partir de aquí los exponentes decrecen en el tiempo para los distintos tamaños muestrales.

Asimismo, se observa que, partiendo en 1900 de una distribución leptocúrtica con mucha densidad concentrada en el valor medio de la distribución, se va perdiendo curtosis y disminuye la concentración hasta alcanzar en 1970 una distribución muy similar a la lognormal, que se mantiene hasta el año 2000.

Sobre la ley de Gibrat, la estimación del crecimiento para todo el periodo (todo el siglo XX, en el largo plazo) muestra que, en media, podemos aceptar que durante todo el periodo el crecimiento ha sido independiente del tamaño, y que se ha cumplido la ley de Gibrat. Y respecto a la varianza, las ciudades más pequeñas presentan una mayor varianza que el resto de la muestra, aunque para las ciudades de población igual o superior a la media la varianza parece ser más homogénea y por tanto independiente del tamaño.

Referencias

- [1] Beeson, P.E., D.N. DeJong y W. Troesken, [2001]. Population Growth in US Counties, 1840-1990. *Regional Science and Urban Economics*, 31: 669-699.
- [2] Black, D. y V. Henderson, [2003]. Urban evolution in the USA. *Journal of Economic Geography* 3, pp. 343-372.
- [3] Córdoba, J. C. [2004]. A generalized Gibrat's law for cities. Processed, Rice University.
- [4] Dobkins L. y Y. M. Ioannides, [2001]. Spatial interactions among US cities: 1900-1990. *Regional Science and Urban Economics* 31, 701-731.
- [5] Duranton, G. [2006]. Some Foundations for Zipf's Law: Product Proliferation and Local Spillovers, *Regional Science and Urban Economics*, vol. 36, pages 542-563.

- [6] Eeckhout, J. [2004]. Gibrat's Law for (All) Cities, American Economic Review, American Economic Association, vol. 94(5), pages 1429-1451.
- [7] Gabaix, X. [1999]. Zipf's law for cities: An explanation. Quarterly Journal of Economics, 114(3):739-767.
- [8] Gabaix, X. y Y. M. Ioannides, [2004]. The evolution of city size distributions. Handbook of urban and regional economics, Vol. 4, J. V. Henderson and J. F. Thisse, eds. Amsterdam: Elsevier Science, North-Holland, 2341-2378.
- [9] Glaeser, E. L. y J. Shapiro [2001]. Is there a new urbanism? The growth of US cities in the 1990's. Harvard Institute of Economic Research, Discussion Paper number 1925.
- [10] Gibrat, R. [1931]. Les inégalités économiques, París: Librairie du Recueil Sirey.
- [11] Härdle, W. [1990]. Applied nonparametric regression. Econometric Society Monographs. Cambridge, New York and Melbourne: Cambridge University Press.
- [12] Ioannides, Y. M. y H. G. Overman, [2003]. Zipf's law for cities: an empirical examination. Regional Science and Urban Economics 33, 127-137.
- [13] Kim, S. [2002]. The Reconstruction of the American Urban Landscape in the Twentieth Century. NBER Working Papers 8857, National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w8857>
- [14] Kim, S. [2007]. Changes in the nature of urban spatial structure in the United States, 1890-2000. Journal of Regional Science, vol. 47 No. 2, pp.273-287.
- [15] Krugman, P. [1996]. The Self-organizing economy. Cambridge: Blackwell, 1996.
- [16] Pareto, V. [1896]. Cours d'Economie Politique. Geneva:Droz.

- [17] Quah, D. T. [1993]. Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, The Scandinavian Journal of Economics, Vol. 95, No. 4, Endogenous Growth (Dec., 1993), pp. 427-443.
- [18] Rose, A. K. [2006]. Cities and countries, Journal of Money, Credit, and Banking, 38(8), 2225-2246.
- [19] Rosen, K. T. y M. Resnick [1980]. The Size Distribution of Cities: An Examination of the Pareto Law and Primacy, Journal of Urban Economics, vol. 8, pages 165-186.
- [20] Rossi-Hansberg, E. y M. L. J. Wright [2007]. Urban structure and growth. Review of Economic Studies 74, 597–624.
- [21] Soo, K. T. [2005]. Zipf's Law for cities: a cross-country investigation. Regional Science and Urban Economics, 35: 239-263.
- [22] Zipf, G. [1949]. Human Behaviour and the Principle of Least Effort, Cambridge, MA: Addison-Wesley.

Cuadros

Cuadro 1.- Tamaño de la base de datos

Año	Ciudades	% de la población total
1900	10596	46,99%
1910	14135	54,90%
1920	15481	58,62%
1930	16475	62,69%
1940	16729	63,75%
1950	17113	63,48%
1960	18051	64,51%
1970	18488	64,51%
1980	18923	61,78%
1990	19120	61,33%
2000	19296	61,49%

Excluyendo Alaska, Hawaii y Puerto Rico

Cuadro 2.- Estadísticos descriptivos de la muestra

	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
N	10596	14135	15481	16475	16729	17113	18051	18488	18923	19120	19296
Media	3376,04	3560,92	4014,81	4642,02	4975,67	5613,42	6408,75	7094,29	7395,64	7977,63	8968,44
Mediana	640	630	643	638	699	758	828	907	1019	1014	1093
Moda	200	276	300	279	226	217	153	235	139	196	86
Desviación típica	42323,896	49351,239	56781,645	67853,648	71299,371	76064,402	74737,618	75319,588	69167,914	71873,911	78014,749
Mínimo	7	4	3	1	1	1	1	3	2	2	1
Máximo	3437202	4766883	5620048	6930446	7454995	7891957	7781984	7894862	7071639	7322564	8008278

Cuadro 3.- Tasas de crecimiento promedio de la muestra

Periodo	N	Media del periodo	Media anual
1890-1900	7531	31,43%	2,77%
1900-1910	10502	30,56%	2,70%
1910-1920	13578	18,78%	1,74%
1920-1930	15310	15,15%	1,42%
1930-1940	16211	10,39%	0,99%
1940-1950	16420	16,21%	1,51%
1950-1960	17075	20,79%	1,99%
1960-1970	17832	16,25%	1,52%
1970-1980	18321	19,13%	1,77%
1980-1990	18991	1,69%	0,17%
1990-2000	19179	11,80%	1,12%

Cuadro 4.- Coeficientes de Pareto estimados por década

Punto de corte	Exponente de Pareto estimado										
<i>N</i>	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000
100	1,050 (0,148)	1,086 (0,153)	1,095 (0,154)	1,101 (0,155)	1,095 (0,154)	1,096 (0,154)	1,167 (0,165)	1,201 (0,169)	1,271 (0,179)	1,313 (0,185)	1,320 (0,186)
500	1,063 (0,067)	1,060 (0,067)	1,047 (0,066)	1,062 (0,067)	1,088 (0,068)	1,101 (0,069)	1,198 (0,075)	1,233 (0,078)	1,278 (0,08)	1,315 (0,083)	1,341 (0,085)
1000	1,034 (0,046)	1,060 (0,047)	1,022 (0,045)	1,030 (0,046)	1,065 (0,047)	1,078 (0,048)	1,190 (0,053)	1,211 (0,054)	1,265 (0,056)	1,293 (0,058)	1,319 (0,059)
5000	0,967 (0,019)	0,978 (0,019)	0,954 (0,019)	0,924 (0,018)	0,941 (0,018)	0,939 (0,018)	0,947 (0,018)	0,949 (0,018)	0,975 (0,019)	0,962 (0,019)	0,963 (0,019)
10000	0,831 (0,011)	0,889 (0,012)	0,884 (0,012)	0,845 (0,012)	0,839 (0,011)	0,828 (0,011)	0,797 (0,011)	0,793 (0,011)	0,806 (0,011)	0,784 (0,011)	0,773 (0,011)
14000		0,770 (0,009)	0,810 (0,009)	0,785 (0,009)	0,773 (0,009)	0,752 (0,009)	0,716 (0,008)	0,709 (0,008)	0,719 (0,008)	0,695 (0,008)	0,683 (0,008)
15000			0,776 (0,009)	0,763 (0,008)	0,752 (0,008)	0,729 (0,008)	0,695 (0,008)	0,687 (0,008)	0,697 (0,008)	0,673 (0,008)	0,661 (0,007)
16000				0,732 (0,008)	0,724 (0,008)	0,702 (0,007)	0,673 (0,007)	0,665 (0,007)	0,675 (0,007)	0,651 (0,007)	0,639 (0,007)
16700					0,683 (0,007)	0,676 (0,007)	0,656 (0,007)	0,647 (0,007)	0,658 (0,007)	0,634 (0,007)	0,623 (0,007)
17100						0,642 (0,007)	0,644 (0,007)	0,636 (0,007)	0,648 (0,007)	0,624 (0,006)	0,613 (0,006)
18100							0,599 (0,006)	0,600 (0,006)	0,617 (0,006)	0,595 (0,006)	0,585 (0,006)
18400								0,580 (0,006)	0,605 (0,006)	0,584 (0,006)	0,575 (0,006)
18900									0,572 (0,005)	0,560 (0,005)	0,555 (0,006)
19100										0,542 (0,005)	0,545 (0,005)
19200											0,537 (0,005)

Entre paréntesis: (desviación típica corregida de Gabaix-Ioannides). Todos los parámetros son significativos

Cuadro 5.- Coeficientes estimados de las regresiones paramétricas de crecimiento

Año Inicial	Año Final	N	Especificación I		Especificación II	
			$\hat{a}$	(s.e.)	$\hat{a}$	(s.e.)
1890	1900	7531	8,28E-04	7,17E-04	3,68E-04	9,72E-04
1900	1910	10502	4,43E-04	4,51E-04	6,62E-04	4,02E-04
1910	1920	13578	4,83E-04	3,50E-04	2,40E-04	3,64E-04
1920	1930	15310	3,14E-04	3,75E-04	5,86E-04	3,63E-04
1930	1940	16211	-1,03E-04	2,42E-04	-1,54E-04	2,40E-04
1940	1950	16420	1,73E-04	1,13E-03	1,37E-05	1,13E-03
1950	1960	17075	6,26E-04	6,66E-04	-1,38E-04	6,16E-04
1960	1970	17832	2,17E-04	7,29E-04	-3,46E-04	7,01E-04
1970	1980	18321	-7,22E-04	6,94E-04	-1,11E-03	6,49E-04
1980	1990	18991	1,07E-03*	3,38E-04	7,05E-04*	3,35E-04
1990	2000	19179	3,78E-04	4,13E-04	2,58E-05	4,20E-04
Pool	Pool	170950	3,43E-04	1,91E-04	3,81E-05	1,88E-04

* Coeficientes significativos para un nivel de confianza del 95%

Gráficos

Gráfico 1.- Relación entre Rango (escala ln) y *Relative Size* (escala ln)

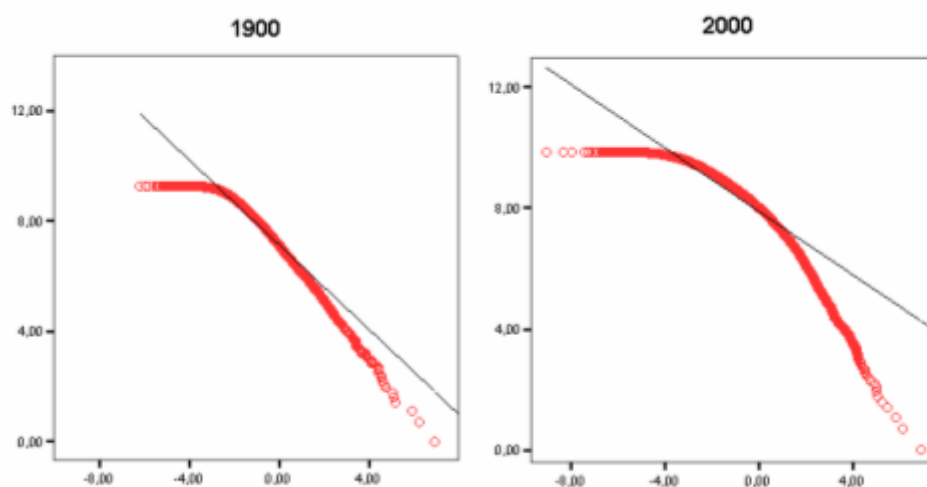


Gráfico 2.- Kernels adaptativos del *Relative Size* (escala ln)

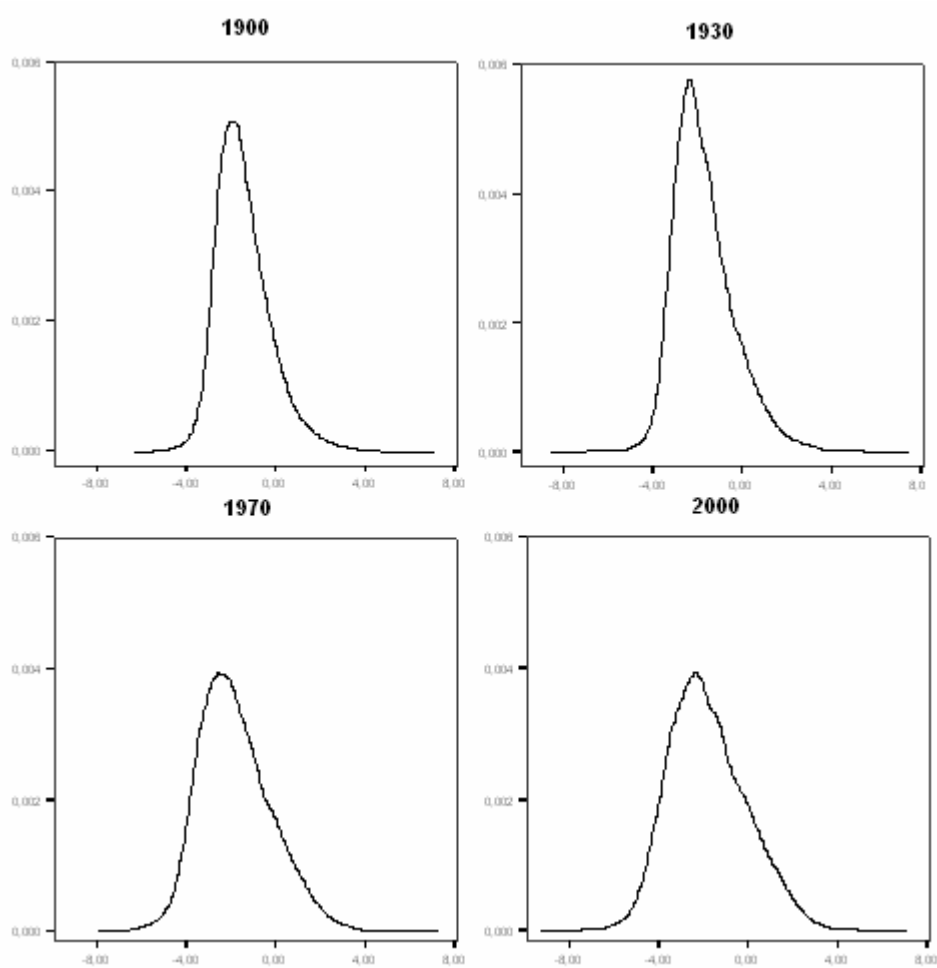


Gráfico 3.- Funciones de distribución empíricas en 1900 y 2000

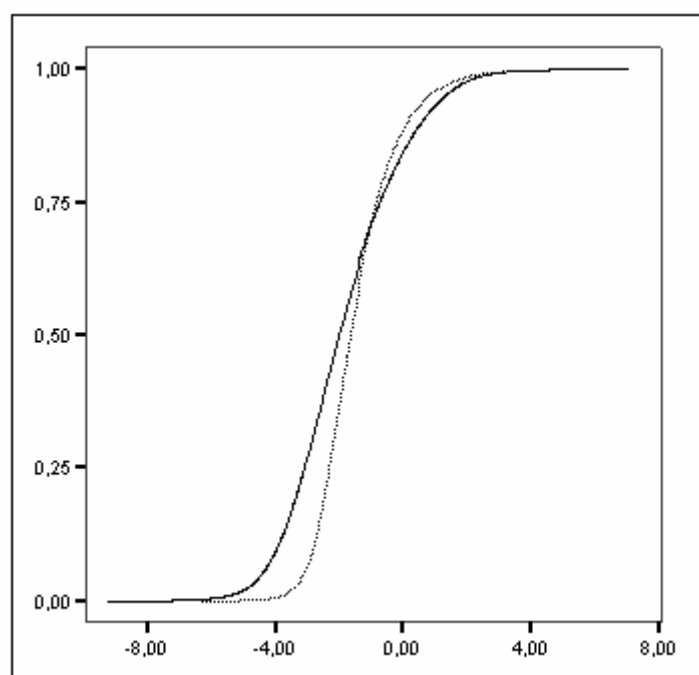


Gráfico 4.- Kernel estimado (*Bandwidth* 0,5) del Crecimiento de la Población (1890-2000)

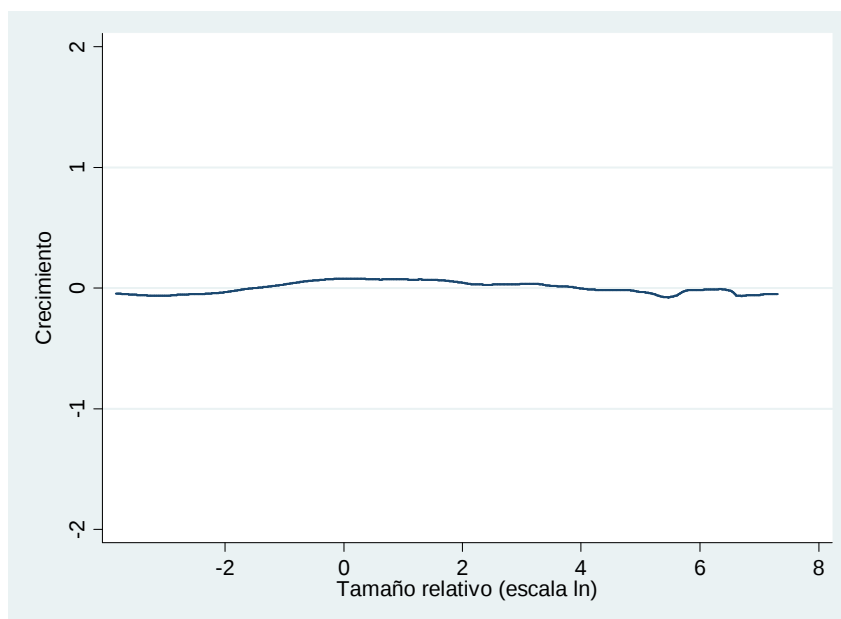
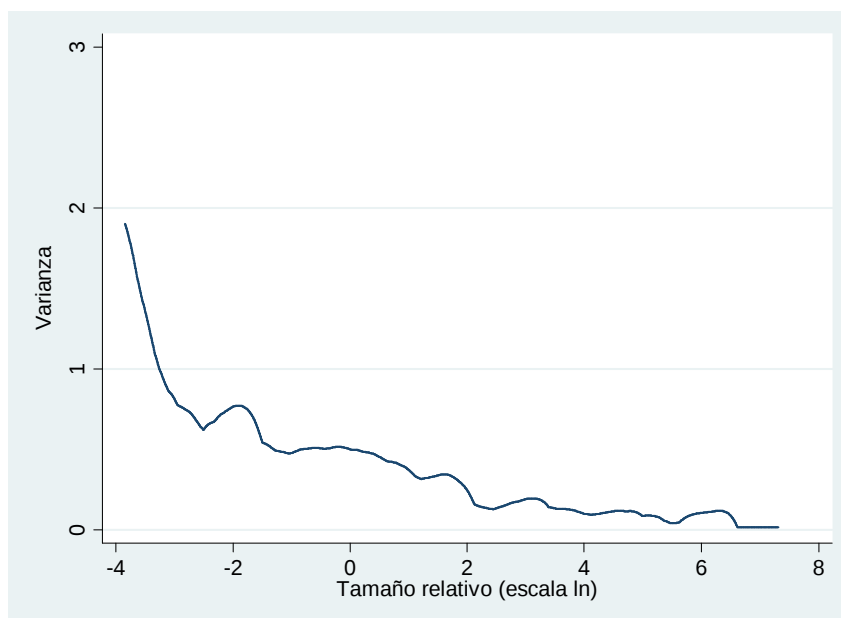


Gráfico 5.- Kernel estimado (*Bandwidth* 0,5) de la Varianza del Crecimiento de la Población (1890-2000)



Notas al pie

¹ Sin embargo, el exponente de Pareto varía mucho entre países (Rosen y Resnick [1980], Soo [2005]). Y recientes trabajos, Eeckhout [2004], demuestran su sensibilidad a la unidad geográfica escogida y al tamaño muestral.

² Para Estados Unidos, Glaeser y Shapiro [2001] estudian qué factores influyen en la tasa de crecimiento de las ciudades americanas (ciudades de más de 100.000 habitantes y MSAs) utilizando un abanico muy amplio de variables explicativas (renta per cápita, edad media de los residentes, variables de nivel de educación de los individuos, temperatura, distribución del empleo entre sectores, gasto público per cápita...), que intentan captar la influencia de las externalidades locales. Según este trabajo, las tres variables más relevantes serían el capital humano, el clima y el sistema de transporte de los individuos (público o privado).

³ Si bien sólo los datos de las dos últimas décadas están informatizados (*US Bureau of the Census, County and City Data Book, Washington DC*), los datos correspondientes al resto de las décadas están disponibles en los documentos originales (*US Bureau of the Census, Census of Population, Washington DC*). A partir de éstos hemos elaborado nuestra base de datos.

Fuente para 1900-1980: <http://www.census.gov/prod/www/abs/decennial/>

Fuente para 1990: <http://www.census.gov/main/www/cen1990.html>

Fuente para 2000: <http://www.census.gov/main/www/cen2000.html>

⁴ Aunque hemos hecho el ejercicio de utilizar una muestra de *places* que incluya tanto *incorporated places* como todos los *unincorporated places* disponibles en cada década. Los resultados obtenidos no varían significativamente de los conseguidos con la muestra de *incorporated places*.

⁵ Fuente: <http://www.census.gov/population/censusdata/table-4.pdf>.

⁶ En una perspectiva temporal de largo plazo y de equilibrio estacionario es necesario utilizar una medida relativa de tamaño. La escogida es el tamaño respecto de la media o *relative size*, que se define como:

$$S_{it} = \frac{S_{it}}{\bar{S}_t} = \frac{S_{it}}{\sum_{i=1}^{N_t} S_{it} / N_t}. \text{ La otra opción más utilizada en la literatura es tomar la proporción que}$$

representa el tamaño de la ciudad sobre la población total, $S_{it} / \sum_{i=1}^{N_t} S_{it}$. Los resultados de esta sección

son robustos para las tres opciones, tamaño, tamaño respecto a la media y proporción sobre el total, ya que los ratios suponen únicamente un cambio de escala.

⁷ Gabaix y Ioannides [2004] demuestran que el estimador Hill (máxima verosimilitud) es más eficiente si el proceso estocástico subyacente es realmente una distribución de Pareto. Como veremos más adelante, no es esta la distribución que siguen los datos, por lo que utilizamos el estimador MCO.

⁸ El tomar tasas de crecimiento normalizadas va a suponer que la elección de la unidad de medida, tamaño, tamaño respecto a la media o proporción sobre el total, es indiferente, los resultados en cuanto al crecimiento son robustos. Puede probarse que solo supone un cambio de escala.

⁹ El cálculo se realizó con el módulo de Stata KERNREG2, desarrollado por Isaías H. Salgado-Ugarte, Makoto Shimizu y Toru Taniuchi, y disponible online en:

<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s372601.html>.

Este programa está basado en el algoritmo descrito por Härdle [1990] en el Capítulo 5.

¹⁰ Los valores concretos están disponibles bajo petición al autor.