Patrones de crecimiento urbano en US (1790-2000)

Rafael González-Val^a

Luis Lanaspa^b

^a Universidad de Barcelona & Instituto de Economía de Barcelona

^b Universidad de Zaragoza

Abstract: Este papel reconsidera la evolución del crecimiento de las ciudades

americanas desde 1790 a la luz de las nuevas teorías del crecimiento urbano.

Nuestra hipótesis básica para el crecimiento a largo plazo es el crecimiento

aleatorio. Obtenemos evidencia a favor del crecimiento aleatorio frente a la

alternativa de mean reversión (convergencia) en el tamaño de las ciudades

usando contrastes de raíz unitaria para datos panel. Sin embargo, encontramos

evidencia de alta movilidad cuando planteamos el crecimiento como un proceso

de Markov de primer orden. Finalmente, mediante un procedimiento de clusters

encontramos fuerte evidencia a favor de la convergencia condicional en tasas de

crecimiento de las ciudades dentro de unos determinados clubs de convergencia,

que podemos interpretar como comportamientos locales de mean-reversion.

Tanto la alta movilidad como los resultados del análisis de clubs parecen indicar

cierto patrón de crecimiento secuencial en las ciudades.

Keywords: Tamaño de la ciudad, crecimiento urbano, crecimiento aleatorio,

crecimiento secuencial, matrices de transición, clubs de convergencia

JEL: C12, 018, R11, R12

1.- Introducción

Este papel reconsidera la evolución del crecimiento de las ciudades americanas desde 1790 a la luz de las nuevas teorías del crecimiento urbano, poniendo especial atención en las teorías de crecimiento secuencial. El sistema urbano de Estados Unidos (US) ha sido muy estudiado debido a las características especiales que reúne. En primer lugar, se trata de un sistema relativamente joven (el primer censo data de 1790) caracterizado por la entrada de nuevas ciudades (Dobkins and Ioannides, 2000). Además, sus habitantes presentan una movilidad muy elevada; Cheshire y Magrini (2006) estiman que la movilidad en US es 15 veces mayor que en Europa. Ambas cualidades, la alta movilidad unida a la entrada de nuevas ciudades, deberían reducir la transición temporal al equilibrio espacial entre ciudades. En este sentido, González-Val (2010) encuentra que las últimas décadas del siglo XX están caracterizadas por la estabilidad en el número de ciudades y el porcentaje de la población total de US que representan, mostrando un giro hacia una distribución estable del tamaño de las ciudades y un paisaje urbano más consolidado. Por último, los ciclos industriales tienen un importante efecto en las tasas de crecimiento de las ciudades americanas. Así en la segunda mitad del siglo XIX y primera del XX el crecimiento de la población urbana se concentró en la región noreste conocida como el cinturón manufacturero, mientras que en la segunda mitad del XX el surgimiento del cinturón del sol atrajo población a la costa oeste, (fenómeno conocido como Regional Inversion; Lanaspa-Santolaria et al., 2002).

Existen muchos papeles que estudian la evolución del crecimiento urbano americano desde una perspectiva de largo plazo, por ejemplo Kim (2000), Dobkins y Ioannides (2000, 2001), Beeson y otros (2001), Overman y Ioannides (2001), Black y Henderson (2003), Ioannides y Overman (2003), Kim y Margo (2004), González-Val (2010) y Michaels y otros (2010). Las unidades (estados, condados, divisiones civiles menores, áreas metropolitanas etc.) y periodos temporales estudiados y las técnicas estadísticas y econométricas empleadas en la literatura son muy heterogéneas.

Nuestro propósito es analizar la evolución de las ciudades americanas de mayor tamaño desde el principio del sistema urbano, desde 1790. Este horizonte temporal tan amplio nos permite, en primer lugar, considerar el efecto de la entrada de nuevas ciudades (la mayoría durante el siglo XIX), y, en segundo lugar, buscar diferentes patrones de crecimiento urbano. Recientemente han surgido nuevas teorías que examinan ambos aspectos, concluyendo que históricamente el crecimiento urbano puede ser secuencial.

Crecimiento secuencial significa que las ciudades tienen periodos iniciales de gran crecimiento (desde su nacimiento), seguidos de lento crecimiento y/o estancamiento. La idea es que durante algunos periodos las ciudades más grandes que entraron primero en la distribución son las que más crecen. Posteriormente su crecimiento disminuye y son otras ciudades más pequeñas y que entraron más tarde las que crecen más. Cuando estas alcanzan un determinado tamaño de nuevo disminuye su tasa de crecimiento y otras ciudades más pequeñas son las que más crecen, y así sucesivamente. Nótese que el resultado final es la convergencia entre ciudades. Esta convergencia no es en tamaño, ya que el tamaño final está determinado por otros factores como los servicios, la productividad, la disponibilidad de tierra, etc., sino en las tasas de crecimiento (convergencia condicional) en el estado estacionario.

Hay dos trabajos que modelizan el crecimiento secuencial de las ciudades.: Henderson y Venables (2009) y Cuberes (2009). El modelo desarrollado por los primeros examina la formación de la ciudad en un país cuya población urbana crece establemente en el tiempo, donde se requieren nuevas ciudades para acomodar ese crecimiento. Cuberes (2009) presenta otro modelo de crecimiento urbano secuencial, las predicciones de este segundo modelo se evalúan empíricamente en Cuberes (2011), encontrando fuerte evidencia de crecimiento urbano secuencial.

La siguiente sección presenta los datos usados. Nuestra hipótesis de crecimiento a largo plazo es crecimiento aleatorio. Usamos crecimiento aleatorio como partida porque el efecto de otros factores (rendimientos crecientes o las características de la ubicación) pueden cambiar a lo largo del tiempo cuando se considera un largo periodo. Además, Ioannides y Overman (2003) y González-Val (2010) encuentran que el crecimiento aleatorio describe muy bien el crecimiento de las ciudades americanas durante el siglo XX. Por esto, en la Sección 3 contrastamos crecimiento aleatorio frente a *mean reversion* (convergencia) en las ciudades de US usando un test de raíz unitaria tipo panel. Obtenemos evidencia que apoya el crecimiento aleatorio frente a la alternativa de *mean reversion* en los tamaños de las ciudades.

En la Sección 4 examinamos la movilidad dentro de la distribución, tratando de extraer patrones de crecimiento que sean distintos de la tendencia general de raíz unitaria. Utilizamos dos técnicas distintas. En primer lugar (Sección 4.1) calculamos matrices de transición, que nos informan del grado de movilidad en términos de probabilidad, planteando una novedosa ecuación que capta y permite que las ciudades puedan entrar y

salir de la muestra considerada. En segundo lugar, (Sección 4.2) aplicamos un algoritmo de clusters para identificar diferentes grupos de ciudades que convergen entre sí. Los resultados apuntan a cierto tipo de crecimiento secuencial al menos dentro de los grupos. Discutimos los distintos resultados empíricos en la Sección 5, y la Sección 6 concluye.

2. Datos

Existen varias maneras de definir lo que es una "ciudad". La evolución de la estructura urbana americana ha sido analizada utilizando distintas unidades geográficas: condados (Beeson et al., 2001), Divisiones Civiles Menores (Michaels et al., 2010), áreas metropolitanas (Dobkins y Ioannides, 2000, 2001; Ioannides y Overman, 2003; Black y Henderson, 2003), áreas urbanizadas (Garmestani et al., 2008), o las áreas económicas recientemente definidas por Rozenfeld et al. (2011) utilizando el algoritmo CCA. No obstante, como nuestro propósito es estudiar la evolución del sistema urbano desde su origen, debemos emplear datos de las ciudades "legales", que son los que se muestran desde el primer censo de 1790¹. Unidades como las áreas metropolitanas fueron introducidas posteriormente². Por lo tanto, identificamos ciudades con lo que el *US Census Bureau* denomina *incorporated places*. Estos también han sido utilizados recientemente en análisis empíricos de la distribución del tamaño de las ciudades americanas (Eeckhout, 2004, 2009; Levy, 2009; Giesen et al., 2010; González-Val, 2010).

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), *bororugh* (excepto en Alaska y New York), o *village*, y que tiene límites, poderes y funciones establecidos legalmente.

¹ Hablamos de "origen" del sistema urbano porque el censo de 1790 es el primero, y de él obtenemos datos de las 16 primeras ciudades. No obstante, estas ciudades existían anteriormente. Kim (2000) aporta datos de 4 y 5 ciudades en 1690 y 1720, respectivamente. Sus datos los toma de Bridenbaugh (1938) y el *Historical Statistics of the United States*. No obstante, nosotros preferimos utilizar una única fuente de datos, el *US Census Bureau*. Además la periodicidad de esos datos no sería la misma que en el resto de la muestra (censos decenales).

² Las definiciones estándar de las áreas metropolitanas fueron publicadas por primera vez en 1949 por el entonces *Bureau of the Budget*, predecesor de la actual OMB.

Extraemos nuestros datos de *U.S. Census Bureau* (2004) ³; la muestra consiste en todos los *incorporated places* de 100,000 o más habitantes en el año 2000⁴.

Unincorporated places están excluidos, (concentraciones de población que no forman parte de un *incorporated place* pero que están localmente identificados con un nombre), porque no es hasta 1950 cuando se cuentan (fueron llamado *Census Designated Places* (CDPs) en 1980). La única excepción es Honolulu CDP, debido a que en el estado de Hawai no hay *incorporated places*, todas son *unincorporated*.

Por tanto, nuestra muestra final en 2000 son las 190 ciudades más grandes. Este tamaño muestral es similar al de otros estudios que utilizan MSAs. Black y Henderson (2003) utilizan datos de 194 (1900) a 282 (1990) MSAs, mientras que la muestra de Ioannides y Overman (2003) va de 112 (1900) a 334 (1990). Sus muestras son ligeramente superiores porque en US para ser MSA se necesita una ciudad central con 50.000 o más habitantes (un umbral mínimo de población menor al nuestro). De hecho, en realidad la mayoría de estos *incorporated places* son la ciudad central de una MSA.

La Tabla 1 presenta los tamaños muestrales en cada década y las estadísticas descriptivas. Durante las primeras décadas y hasta la mitad del siglo XIX el número de ciudades es reducido y crece muy despacio; sin embargo estas pocas ciudades representan alrededor de 2/3 de la población urbana total de la época. Entre 1850 y 1900 el número de ciudades se dobla (de 73 a 157). La última gran entrada de ciudades se produce entre 1900 y 1930, ya que a partir de entonces el número de ciudades se mantiene estable. En el año 2000 el porcentaje de población urbana que representa esta cola superior de la distribución es muy inferior (31%), debido a la aparición de muchas ciudades con tamaños pequeños y medios (había 19,296 *incorporated places* en el censo del 2000 con una población media de 8,968.44 habitantes) y el cambio producido hacia un paisaje urbano más consolidado.

-

³ Fuente: Tabla 32. Solo 16 ciudades (8.42%) tienen un cambio significativo en sus fronteras (anexan areas): Anchorage city, Boston city, Columbus city, Hampton city, Honolulu CDP, Indianapolis, Jacksonville city, Lexington-Fayette, Nashville-Davidson, Newport News city, New York city, Philadelphia city, Pittsburgh city, Virginia Beach city, Washington city y Winston-Salem city.

⁴ Imponer un umbral mínimo de población es relevante para el análisis de la distribución del tamaño de las ciudades (Eeckhout, 2004). No obstante, no parece tan decisivo en el estudio del crecimiento urbano. González-Val (2010) obtiene la misma conclusión utilizando datos de todos los *incorporated places* que Ioannides y Overman (2003) con su muestra de MSAs, la validez del crecimiento aleatorio en las ciudades de US durante el siglo XX. Cuberes (2011) lleva a cabo tests de robustez y sus resultados de crecimiento urbano secuencial no son sensibles al tamaño de la muestra.

El tamaño de nuestra muestra supone una ventaja desde el punto de vista metodológico, ya que las técnicas que aplicamos están especialmente diseñadas para muestras pequeñas. Por otro lado, la muestra está definida de acuerdo a las ciudades más grandes en el último periodo, lo que puede implicar algún pequeño sesgo debido a que estas son las ciudades "ganadoras", ciudades que a lo largo del tiempo han presentado las tasas de crecimiento más altas. Este inconveniente se solventará tanto en la Sección 3 como en la 4.2 donde este posible sesgo podría tener alguna influencia.

3. Contrastando tendencias de largo plazo: Crecimiento aleatorio frente a mean reversión

Descripción

Las teorías de crecimiento aleatorio están basadas en procesos de crecimiento aleatorio y modelos de probabilidad. Los trabajos más importantes son los de Champernowne (1953), Simon (1955), y más recientemente, Gabaix (1999) o Córdoba (2008). En el caso del crecimiento de la población estos modelos reproducen dos regularidades empíricas muy conocidas en la economía urbana: la ley de Zipf y la ley de Gibrat (o lo que es lo mismo, la regla del rango-tamaño y la ley del crecimiento proporcional).

La teoría del crecimiento proporcional es especialmente importante desde nuestra perspectiva de largo plazo, porque la influencia de otros factores como los rendimientos crecientes y las características de la localización pueden cambiar (o desaparecer) a lo largo del tiempo. Las características de la localización son factores exógenos unidos al paisaje físico, como la temperatura, acceso al mar, precipitaciones, presencia de recursos naturales o disponibilidad de tierra de cultivo. Estas características están distribuidas aleatoriamente a lo largo del espacio y aunque pueden jugar un papel importante en los primeros asentamientos podemos esperar que su influencia decaiga con el tiempo⁵. Por otro lado, los rendimientos crecientes urbano también conocidos como economías de aglomeración, aparecen después como consecuencia del desarrollo industrial.

⁵ Sin embargo, estudios empíricos demuestran que en algunos casos la importante influencia que tuvieron al determinar la aglomeración todavía permanece; ver Ellison y Glaeser (1999).

La literatura empírica sobe economías de aglomeración y sus efectos positivos en el crecimiento urbano es amplia, con una gran variedad de resultados; ver el meta análisis de Melo y otros (2009).

Nuestra hipótesis básica para el crecimiento a largo plazo es el crecimiento aleatorio (o ley de Gibrat⁶). Seguimos la metodología propuesta por Clark y Stabler (1991), quienes sugieren que contrastar el crecimiento aleatorio es lo mismo que contrastar la presencia de una raíz unitaria. Se basan en el modelo de Vining de crecimiento de las ciudades con errores autocorrelados (Vining, 1976). Sea S_{ii} el tamaño (población) de la ciudad i en el momento t. Suponemos también, que la relación entre el tamaño de la ciudad en el periodo t y t-1 es

$$S_{it} = \gamma_{it} S_{it-1}, \tag{1}$$

donde γ_{it} es la tasa de crecimiento de la ciudad i de t-1 a t. Suponemos ahora que la tasa de crecimiento se puede descomponer en tres componentes⁷: un componente aleatorio ε_{it} , un componente determinista (puede variar en el tiempo) que relaciona la tasa de crecimiento actual con una constante y las tasas de crecimiento pasadas, y el tamaño inicial:

$$\gamma_{it} = K_{it} S_{it-1}^{\delta_i} \prod_{j=1}^p \gamma_{it-j}^{\beta_{ij}} (1 + \varepsilon_{it}), \qquad (2)$$

donde K_{ii} es la constante, δ_i y β_{ij} son parámetros que miden la importancia relativa del tamaño inicial y de las tasas de crecimiento pasadas sobre la tasa de crecimiento actual y ε_{ii} es el término de error aleatorio. Crecimiento aleatorio implica que $\delta_i = 0$, significando que el crecimiento de una ciudad no depende de su tamaño inicial. Sustituyendo (2) en (1), tomando logaritmos y restando $\ln S_{ii-1}$ en ambos lados, se obtiene:

$$\Delta \ln S_{it} = k_{it} + \rho_i \ln S_{it-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{ij} \Delta \ln S_{it-j} + \varepsilon_{it}, \qquad (3)$$

6

⁶ Siguiendo a Gabaix y Ioannides (2004), "Gibrat's Law states that the growth rate of an economic entity (firm, mutual fund, city) of size S has a distribution function with mean and variance that are independent of S."

⁷ Aplicamos la versión extendida del modelo de Bosker y otros (2008).

donde $k_{ii} = \ln K_{ii}$, $\rho_i = \delta_i$ y se supone que $\ln(1 + \varepsilon_{ii}) \approx \varepsilon_{ii}$ para valores pequeños de ε_{ii} . Esto demuestra que contrastar crecimiento aleatorio (ley de Gibrat) equivale a contrastar la presencia de una raíz unitaria en el tamaño de las ciudades. Si encontramos evidencia a favor de una raíz unitaria (ρ_i no es significativamente distinto de cero), significa que la tasa de crecimiento de la ciudad i es independiente de su tamaño inicial. Si $\rho_i < 0$ la evolución de la ciudad i será un proceso estacionario y la tasa de crecimiento disminuirá con el tamaño inicial de la ciudad (hay *mean reversion* en el proceso de crecimiento estocástico)⁸. A partir de la ecuación (3) Clark and Stabler (1991) estiman regresiones Dickey-Fuller, y no rechazan el crecimiento aleatorio para las siete mayores ciudades de Canadá desde 1975 a 1984.

Resultados

Gabaix y Ioannides (2004) destacan que "that the next generation of city evolution empirics could draw from the sophisticated econometric literature on unit roots." En línea con esta sugerencia, muchos de los recientes trabajos aplican contrastes de raíz unitaria: Black y Henderson (2003), Sharma (2003), Resende (2004), Henderson y Wang (2007), o Bosker y otros (2008).

Algunos (Black y Henderson, 2003; Henderson y Wang, 2007; Soo, 2007) contrastan la presencia de una raíz unitaria mediante una ecuación de crecimiento que estiman utilizando datos de panel. Sin embargo, tanto Gabaix y Ioannides (2004) como Bosker y otros (2008) advierten que esta metodología tiene alguna debilidad. Primero, los datos son decenales, nuestra muestra tiene 22 observaciones temporales (un periodo total de 210 años), cuando lo ideal sería tener datos anuales. Muchos estudios usan datos de los censos decenales, por tanto esta limitación es un problema común en la literatura. Segundo, la presencia de dependencia entre ciudades en un mismo periodo puede provocar estimaciones no muy robustas. Es bien conocido en la literatura que la mayoría de los contrates utilizados no tienen en cuenta esta cuestión (Banerjee y otros, 2005).

Por esta razón, usamos un test específicamente creado para solucionar este ultimo problema: el contraste de Pesaran (2007) que contrasta la presencia de una raíz unitaria

-

 $^{^{8}}$ Si $ho_{i} < 0$ las consecuencias de un shock desaparecen con el tiempo; ver Davis y Weinstein (2002).

en paneles heterogéneos con dependencia de tipo corte transversal. Está basado en el estadístico CADF (estadístico *cross-sectional* ADF). La ecuación a estimar es:

$$\Delta S_{it} = a_i + b_i S_{i,t-1} + c_i \overline{S}_{t-1} + d_i \Delta \overline{S}_t + e_{it}, \qquad (4)$$

donde a_i es la tasa de crecimiento media de la ciudad y \overline{S}_t es la media del corte transversal de S_{it} , $\overline{S}_t = N^{-1} \sum_{j=1}^N S_{jt}$. La hipótesis nula es que todas las series no son estacionarias, y el contraste CADF Pesaran es consistente bajo la alternativa de que solo una parte de las series sea estacionaria.

Otra ventaja adicional que presenta el contraste CADF Pesaran sobre otros contrastes de raíz unitaria desarrollados recientemente (Levin, Lin y Chu, 2002; Im, Pesaran y Shin, 2003) es que es aplicable a paneles no balanceados, y este es el caso de nuestra muestra de ciudades. Nuevas ciudades aparecen a lo largo del tiempo, pasando de 16 en 1790 a 190 en 2000. Sin embargo, debido a limitaciones de los datos (el contraste CADF funciona con paneles no balanceados pero si consideramos la muestra completa hay un excesivo número de datos desaparecidos) debemos restringir el análisis a un número máximo de 150 ciudades. Estas 150 ciudades son una muestra fija para todo el periodo 1790-2000, y corresponden a las ciudades más grandes (cola alta de la distribución) en 1900. De esta manera controlamos el posible sesgo al que hacíamos referencia en la Sección 2, ya que no todas las ciudades más grandes en 1900 mantuvieron su posición un siglo después. Por tanto, la muestra definida según los rangos en 1900 contiene ciudades "ganadoras" y "perdedoras".

La tabla 2 muestra los resultados del estadístico Ztbar estandarizado del contraste CADF, $Z[\bar{t}]$, y el correspondiente p-valor para tres grupos muestrales (Top 75, 100 y 150 ciudades más grandes en 1900) y diferentes especificaciones: AR(p) con p = 1,2,3 incluyendo una constante o constante y tendencia¹⁰. Los resultados son similares para los tres tamaños muestrales. Al incluir sólo un retardo se rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria para cualquier especificación. Sin embargo, al aumentar el número de retardos del modelo rápidamente encontramos evidencia a favor de nuestra hipótesis nula: en el modelo con dos retardos al incluir una tendencia y en el modelo con tres retardos con cualquier especificación. Este último resultado es especialmente relevante

Las estimaciones se obtienen con el paquete pescadf Stata, desarrollado por Piotr Lewandowski.

⁹ Es en el año 1900 cuando nuestra muestra supera las 150 ciudades (ver Tabla 1).

ya que la regla $T^{1/3}$ de Said y Dickey (1984) recomienda una elección de p=3 $(22^{1/3}=2.8)$.

Esta evidencia a favor de la presencia de una raíz unitaria indica que el crecimiento de las ciudades durante el periodo 1790-2000 fue independiente del tamaño inicial, apoyando nuestra hipótesis de crecimiento aleatorio. Hemos llevado a cabo varios test de robustez¹¹. En primer lugar, hemos definido la muestra de acuerdo a las ciudades más grandes en 2000, el último periodo para el que tenemos datos. Los resultados del test, siempre que este se puede realizar¹², son similares: a partir de dos retardos no podemos rechazar la raíz unitaria para cualquier especificación del modelo. También hemos probado a definir el grupo de ciudades con un criterio aleatorio, y de nuevo el resultado que obtenemos es que no podemos rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria (el único modelo con que se rechaza en este caso es con p=1 y sin tendencia). Finalmente, hemos estimado de forma separada un panel para la muestra de 16 ciudades que están presentes en todos los periodos. En este caso, al considerar un panel balanceado hemos podido calcular también los contrastes de Levin, Lin y Chu (2002) y de Im, Pesaran y Shin (2003) (contraste IPS). Los resultados para el grupo de las ciudades más antiguas son similares, siendo a partir de dos retardos cuando, en los tres contrastes, no podemos rechazar la hipótesis nula con cualquier especificación del modelo.

4. Qué hay detrás del crecimiento aleatorio: Movilidad dentro de la distribución

En la sección anterior no hemos encontrado evidencia empírica en contra de la hipótesis de crecimiento aleatorio frente a la alternativa de *mean reversion* (convergencia) en las ciudades americanas durante el periodo 1790-2000. Este tipo de patrón de crecimiento implica que las ciudades evolucionan de acuerdo a un proceso estocástico en el que la tasa de crecimiento no depende del tamaño inicial, de manera que las diferencias en el tamaño final de las ciudades dependen de características que se distribuyen exógenamente (teoría de los fundamentos de la localización) o de shocks aleatorios. En ese caso, la distribución límite resultante del tamaño de las ciudades debería converger a una distribución de Pareto que obedezca la Ley de Zipf (Gabaix, 1999).

¹¹ Los valores específicos del test los tienen los autores a disposición de los solicitantes.

¹² En ese caso, debido a limitaciones de los datos, solo podemos realizar el test con el Top 75 de ciudades.

En esta sección adoptamos una perspectiva diferente. Nuestra intención es examinar la movilidad dentro de la distribución, tratando de extraer patrones de crecimiento que sean distintos de la tendencia general de raíz unitaria detectada en la Sección anterior. Para ello utilizamos dos técnicas distintas. En primer lugar calculamos matrices de transición, que nos informan del grado de movilidad en términos de probabilidad. En segundo lugar, aplicando un algoritmo de clusters tratamos de identificar diferentes grupos de ciudades que convergen entre sí. Ambos enfoques son complementarios; mientras que en las matrices de transición se definen unos grupos en términos relativos y se examinan los movimientos de las ciudades entre esos grupos, con la segunda metodología lo que hacemos es identificar de una manera endógena mediante el algoritmo los grupos de ciudades que convergen con el tiempo, buscando evidencia de algún tipo de comportamientos locales de *mean reversion*.

4.1 Matrices de transición

Descripción

Sea F_t el vector representativo de la distribución del tamaño de las ciudades en el instante t, relativa al tamaño promedio. Decimos que esta distribución sigue un proceso estocástico definido por una cadena de Markov si la transición de un periodo al siguiente viene dada por:

$$F_{t+1} = M_t F_t \tag{5}$$

donde M_t es la matriz de movimiento o matriz de transición, que gobierna el paso de un periodo a otro. Una cadena de Markov exige la consideración del tiempo en términos discretos y que el espacio de estados o categorías E, que supone una aproximación a su vez discreta a la distribución de las poblaciones, sea finito. Asimismo, implícito en (5) está lo que se conoce como propiedad de Markov, a saber, que el futuro del proceso depende únicamente de su pasado más inmediato (proceso de Markov estacionario homogéneo de primer orden). El elemento p_{ijt} de la matriz M_t representa la probabilidad de que una ciudad que está en el estado i en t transite al estado j en t+1, i, j \in E. Es evidente que $p_{ijt} \ge 0$ y que $\sum_{i \in E} p_{ijt} = 1, \forall i \in E$.

Los elementos de la matriz M_t pueden estimarse por máxima verosimilitud (véase Hamilton (1994), y más recientemente Bosker et al., (2008) de acuerdo a:

$$\hat{P}_{ijt} = \frac{\sum_{t=1}^{T} n_{it,jt+1}}{\sum_{t=1}^{T} n_{it}},$$
(6)

donde $n_{it,jt+1}$ es el número de ciudades que se mueven del grupo i en el año t al grupo j en el año t+1 y n_{it} el número de ciudades en el grupo i en el año t.

La expresión general (5) es válida para el caso en el que ni entran ni salen ciudades de la muestra de un año a otro. Este no es nuestro caso y, por consiguiente, es necesario deducir la ecuación correcta, que describa la evolución de una distribución en la que se permite tanto la entrada como la salida de ciudades.

Para el caso de una muestra creciente en el tiempo, en la que de un periodo al posterior sólo entran ciudades, Black y Henderson (2003) demuestran que la ecuación correcta viene dada por:

$$F_{t+1} = (1 - i_t) M_t F_t + i_t Z_t \tag{7}$$

donde i_t es un escalar que denota el porcentaje de ciudades nuevas en t+1 sobre el total de existentes en t+1 y Z_t es el vector de frecuencias relativas de las entrantes.

En nuestro caso, donde entran y salen ciudades de la muestra de un periodo al siguiente, sea N el número de ciudades, constante, en cada periodo; sea N_t el número de ciudades que entran o salen de t a t+1; sea $n_t=(N_t/N)$; sea Z_t (X_t) el vector de frecuencias relativas de las ciudades que entran (salen); finalmente, sea M_t la matriz de transición de t a t+1 pero sólo de las ($N-N_t$) ciudades que están en la muestra tanto en t como en t+1.

Bajo estas premisas el número de ciudades en el estado s-ésimo en t+1, $F_{t+1}^{s}N$, es:

$$F_{t+1}^{S}N = M_{t}^{S}(NF_{t} - N_{t}X_{t}) + N_{t}Z_{t}^{S}$$

siendo M_t^S la columna s-ésima de la matriz M_t . Por definición la parte izquierda de la anterior expresión representa el número de ciudades que hay en el estado S en el periodo t+1. Su procedencia viene recogida en el lado derecho: el primer sumando tiene en cuenta las ciudades que se mueven a S entre las que permanecen en la muestra, descontando las que han salido de dicha muestra; el segundo sumando muestra las que van a S de entre las nuevas entrantes. Operando a partir de la ecuación anterior:

$$F_{t+1}^{S} = M_{t}^{S} F_{t} - n_{t} M_{t}^{S} X_{t} + n_{t} Z_{t}^{S}$$

Y generalizando para todos los estados, no sólo para el s-ésimo, obtenemos la ecuación que buscábamos:

$$F_{t+1} = M_t F_t - n_t M_t X_t + n_t Z_t \tag{8}$$

Resultados

Las tres matrices M_T se ofrecen en la Tabla 3, para los tres tamaños muestrales que hemos considerado, 75, 100 y 150 ciudades. Esta metodología, con la ampliación teórica que acabamos de hacer, tiene en cuenta siempre las mayores ciudades en cada momento del tiempo permitiendo que estas ciudades más grandes cambien, entrando o saliendo de la muestra, o que permanezcan en la misma de un periodo al siguiente. Se han considerado cinco estados, un número mayor aumentaría la movilidad de manera artificial y un número menor sería poco informativo de la movilidad intramuestral. Los límites superiores de cada uno de los estados son los siguientes: 0.4, 0.7, 1, 2, e ∞ veces la media de cada año¹³. Los umbrales de las distintas categorías no son exactamente iguales, pero sí muy similares a los empleados en Eaton y Eckstein (1997), Dobkins e Ioannides (2000) y Bosker et al. (2008) y, en cualquier caso, un criterio seguido para su definición es que el número de ciudades existente en cada una de las categorías no sea muy diferente. Como ya es conocido el gran problema de este enfoque es que toda discretización, inevitablemente, conlleva una cierta dosis de arbitrariedad. En este sentido, hemos tanteado discretizaciones alternativas, ciertamente no muy distintas a la finalmente elegida, y los resultados cualitativos se mantienen. Asimismo, se muestran también las frecuencias relativas de las ciudades que entran (Z_t) y que salen de la muestra (X_t) a lo largo de todo el periodo, tal y como se han definido anteriormente.

Varias conclusiones emergen de la Tabla 3. La primera y más importante es que encontramos alta movilidad en la distribución de ciudades, la persistencia no es elevada. En efecto, los elementos de la diagonal de las matrices, que corresponden a ciudades que pertenecen al mismo estado en dos periodos consecutivos, no son altos. De los quince elementos en las diagonales, sólo tres son superiores a 0.9, mientras que seis valores se encuentran entre 0.7 y 0.8, y uno por debajo de 0.7.

Es habitual en la literatura encontrar poca movilidad como se ha detectado para US en Black y Henderson (1999, 2003) y en Beeson et al. (2001), pero en ellos las muestras comprenden un horizonte temporal sensiblemente inferior al que nosotros hemos

_

 $^{^{13}}$ La media no se calcula sobre todas las ciudades, sino sobre las que permanecen en la muestra dos periodos consecutivos (ver la definición de la matriz M_t).

considerado. Nuestra muestra ocupa más de dos siglos; al estudiar la estructura urbana desde su inicio las conclusiones pueden ser diferentes, ya que a lo largo de estos siglos, fin del XVIII, el XIX y el XX, se fue formando y construyendo la estructura urbana americana a través de una expansión demográfica (grandes migraciones durante todo el siglo XIX) y territorial (la llamada conquista del oeste y el nacimiento de las ciudades en el West y el Mid West). Otros trabajos que consideran el mismo horizonte temporal (1790-2000) también encuentran evidencia de elevada movilidad dentro de la distribución (Batty, 2006; Cuberes, 2011), centrándose en la evolución de los rangos de las ciudades más pobladas. Así, Batty (2006) desarrolla los rank-clocks que muestran como, a excepción de New York, las ciudades de las 13 colonias originales fueron perdiendo posiciones con la entrada de nuevas ciudades. Nuestros datos muestran el mismo comportamiento, como consecuencia de la movilidad apuntada y la entrada de nuevas ciudades. La Tabla 4 muestra el ranking en el año 2000¹⁴ de las ciudades existentes en el primer periodo (1790); sólo New York y Philadelphia se mantienen entre las 10 primeras ciudades, mientras que el resto han perdido posiciones y han sido adelantadas por otras ciudades que entran en el sistema posteriormente.

Cuberes (2011) también encuentra que el ranking medio de las ciudades (no solo de las ciudades americanas, ya que su muestra incluye datos de ciudades de otros países) que crecen más deprisa tiende a aumentar con el tiempo, resultado que interpreta como evidencia a favor del crecimiento urbano secuencial. Si las ciudades crecen secuencialmente las ciudades inicialmente más grandes deberían representar una gran proporción de la población urbana total del país en los periodos iniciales, que debería decrecer con el tiempo. En la Tabla 1 se ve que el comportamiento de nuestra muestra de ciudades es consistente con dicha afirmación.

La segunda conclusión hace referencia a las ciudades que entran y salen de la muestra. Las que salen de la muestra lo hacen casi exclusivamente desde el quinto estado, el de las ciudades más pequeñas. Este hecho no se repite para las ciudades que entran en la muestra, ya que entran a todos los estados menos al de las ciudades más grandes. Este resultado indica que las ciudades entran en la muestra con un tamaño considerable (la mayoría de ellas ciudades creadas en el Oeste), y que crecen muy deprisa hasta alcanzar el tamaño de las ciudades ya existentes (*leapfrogging*).

¹⁴ Calculados utilizando toda la distribución del tamaño de las ciudades (19,296 *incorporated places*).

4.2 Clubs de convergencia

Descripción

El procedimiento de cluster está basado en el $log\ t-test$ (Phillips y Sul, 2007, 2009); la regresión es:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2\log(\log t) = \beta_0 + \beta_1 \log t + u_t, \quad \text{para } t = T_0, ..., T$$
 (9)

donde $\frac{H_1}{H_t}$ es el ratio de varianza de corte transversal, H_t es la distancia de transición,

$$H_t = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} (h_{it} - 1)^2$$
, y h_{it} es el coeficiente de transición relativo, definido como

$$h_{it} = \frac{\log S_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \log S_{it}}$$
. Un coeficiente de transición relativo elimina el componente de

crecimiento común (μ_t) y mide el elemento de transición para la ciudad i en relación con el promedio de corte transversal. La variable h_{it} lleva a cabo una trayectoria individual para cada i en relación a la media, así Phillips y Sul (2009) llaman a h_{it} el 'relative transition path.'

La hipótesis nula del contraste es la de crecimiento con convergencia frente a la alternativa que incluye no convergencia o convergencia parcial entre subgrupos. El contraste se llama 'log t' convergence test porque el estadístico t se refiere al coeficiente del regresor $\log t$ en la ecuación (9). Nosotros estamos interesados no solo en el signo del coeficiente β_1 del $\log t$ sino también en su magnitud, que mide la velocidad de la convergencia. Si $\beta_1 \geq 2$ y el componente de crecimiento común, μ_t , sigue un paseo aleatorio¹⁵, cuanto más grande es β_1 indica convergencia en el nivel de población de las ciudades. Sin embargo si $2 > \beta_1 \geq 0$ la velocidad de convergencia es condicional, lo que significa que las tasas de crecimiento de la población convergen a lo largo del tiempo para ciudades dentro del mismo club.

El procedimiento de cluster realiza el $\log t$ test para cada uno de los grupos, y se para cuando el grupo de ciudades restantes no satisface el contarte de convergencia. Primero se define un grupo inicial central, y otros grupos se van formando de manera que se

14

¹⁵ La hipótesis de crecimiento aleatorio en el componente de crecimiento común se ha contrastado en la Sección 3.

maximiza el valor del t-statistic. Una explicación mucho más detallada de los pasos constructivos del procedimiento puede ser encontrada en Phillips y Sul (2007, 2009).

Resultados

La Tabla 5 muestra los resultados de aplicar el algoritmo de cluster a nuestra muestra de ciudades ¹⁶. De nuevo se presentan los resultados para tres tamaños muestrales: Top 75, 100 y 150 ciudades más grandes en 1900 ¹⁷. En este caso, es posible que la elección del periodo de referencia sea relevante, ya que el Top de las ciudades más grandes en el año 2000 es una muestra de ciudades "ganadoras", ciudades que a lo largo del tiempo y desde que aparecieron han presentado las tasas de crecimiento más altas ¹⁸. Por otro lado, algunas de las ciudades que eran de las más grandes en 1900 pierden posiciones en el ranking a favor de otras, de manera que si consideramos esta muestra de ciudades capturamos comportamientos más heterogéneos ¹⁹.

La columna "club" muestra el número de ciudades miembros de cada grupo de convergencia. Los resultados son consistentes para los tres tamaños muestrales, ya que a pesar de ampliar la muestra las ciudades no suelen cambiar de grupo. Únicamente con la muestra Top 150 se produce una pequeña redistribución de las ciudades, ya que se detecta un club de convergencia menos. La distribución de ciudades entre grupos puede consultarse en el Apéndice.

Puesto que la distribución de ciudades es bastante consistente con independencia del tamaño muestral vamos a mostrar solamente y por claridad las gráficas correspondientes al Top 75. La Figura 1 muestra la evolución temporal del logaritmo de la población de las ciudades dentro de cada club de convergencia. Centraremos nuestro análisis en estos resultados. El primer gráfico muestra la evolución de las 75 ciudades, y es muy difícil

-

¹⁶ Estimaciones obtenidas con el código de Gauss de Donggyu Sul.

¹⁷ Para aplicar el algoritmo debemos tener un panel de datos balanceado. Puesto que la mayoría de las ciudades aparecen en la muestra después de 1790 debemos realizar una pequeña transformación en los datos, asignando una población de 1 a las ciudades que no existan en cada periodo. Esta transformación supone que estas ciudades tienen una log-población de 0 en los periodos en que no existían. Si este cambio tuviera influencia en el procedimiento de cluster las ciudades que aparecen el mismo periodo quedarían agrupadas en el mismo club; sin embargo la Figura 1 muestra como los grupos están formados por ciudades que aparecen en periodos distintos.
¹⁸ En efecto, con las ciudades más grandes en el año 2000 encontramos solamente 4 clubs de

¹⁸ En efecto, con las ciudades más grandes en el año 2000 encontramos solamente 4 clubs de convergencia, ya que todas ellas son ciudades caracterizadas por un elevado crecimiento. Resultados a disposición del lector.

¹⁹ En el Top 150 según el año 2000 hay 31 ciudades (20.67%) distintas al Top 150 definido según los rangos en 1900. Las diferencias son todavía mayores con los Top 75 y 100, ya que hay 36 ciudades distintas que representan el 48% y 36% de la muestra, respectivamente.

deducir ningún tipo de patrón específico de él. No obstante, algunos de los grupos representados en el resto de los gráficos presentan un claro patrón secuencial, especialmente en la entrada de las nuevas ciudades. Estas ciudades entran con un logaritmo de la población de 0, pero crecen a un ritmo mayor que el resto de ciudades de su club hasta alcanzar similares tasas de crecimiento²⁰. Este comportamiento es consistente con un patrón de crecimiento secuencial de las ciudades, al menos dentro de los grupos.

El algoritmo clasifica las ciudades en 12 grupos, todos ellos clubs de convergencia porque $\beta_1 > 0$. Hay cuatro ciudades restantes que no quedan clasificadas dentro de ningún club, y para las que se rechaza la hipótesis de convergencia. En cada caso el coeficiente es significativamente positivo, revelando un fuerte soporte empírico para la clasificación en clubs. Además solo uno de los coeficientes estimados es significativamente mayor que dos, correspondiente al club 2, indicando que hay una fuerte evidencia a favor de una convergencia condicional, mientras que la evidencia a favor de la convergencia en niveles es mucho menor. Tres de las cuatro ciudades que pertenecen a ese club 2 son ciudades de la Región Sur, si bien la distribución de ciudades según las regiones geográficas no revela un patrón espacial específico en ninguno de los grupos. Únicamente el club 11 está formado por ciudades que pertenecen a una misma región (Noreste), aunque otra característica común de esas ciudades es que son de las ciudades más antiguas. Las ciudades que existen desde 1790 quedan clasificadas en los grupos 10 a 12 indicando que, si bien presentan un distinto patrón de crecimiento al de las ciudades que aparecen posteriormente, también se diferencian entre sí.

Hay que destacar que, de los 12 clubs, únicamente los clubs 1 y 2 corresponden a ciudades que (en promedio) escalan posiciones en el ranking de 1900 a 2000. Las ciudades de los restantes clubs pierden (en promedio) posiciones en el ranking, especialmente las ciudades de los clubs 7, 9 y 12, confirmando nuestra idea de que con esta muestra capturamos comportamientos más heterogéneos que con la muestra de ciudades "ganadoras" en el 2000.

²⁰ Algunos de los gráficos son muy similares a la Figura 4 (a) de Henderson y Venables (2009), obtenida mediante simulaciones de su modelo teórico sobre formación de ciudades.

5. Discusión

En las secciones anteriores hemos encontrado evidencia mixta relativa al crecimiento de las ciudades desde una perspectiva de largo plazo. En primer lugar, no podemos rechazar la hipótesis del crecimiento aleatorio (raíz unitaria) para la mayoría de las especificaciones propuestas, contra la hipótesis alternativa de convergencia (*mean reversion*). Sin embargo, encontramos evidencia de alta movilidad cuando planteamos el crecimiento como un proceso de Markov de primer orden, movilidad que es consistente con los resultados de otros estudios que consideran el mismo periodo 1790-2000 (Batty, 2006; Cuberes, 2011). Finalmente, mediante un procedimiento de cluster encontramos fuerte evidencia a favor de la convergencia condicional en tasas de crecimiento de las ciudades dentro de unos determinados clubs de convergencia, que podemos interpretar como comportamientos de *local mean reversion*. Tanto la alta movilidad como los resultados del análisis de clubs parecen indicar cierto crecimiento secuencial de las ciudades.

Estos resultados plantean dos cuestiones. Primero, si estos distintos resultados empíricos son compatibles. Segundo, si la distribución del tamaño de las ciudades se ha comportado de acuerdo al patrón de crecimiento aleatorio (si cumple la Ley de Zipf) o por el contrario la convergencia entre ciudades ha sido la tendencia.

Lo que plantea la primera pregunta es si es compatible un resultado de crecimiento aleatorio con algún grado de convergencia en la evolución de las tasas de crecimiento de las ciudades. En otros términos, si es compatible una raíz unitaria con un cierto componente de *mean reversion*. Gabaix y Ioannides (2004) responden a esta cuestión planteando lo que denominan "deviations from Gibrat's Law (random growth) that do not affect the distribution", partiendo de

$$\ln S_{it} - \ln S_{it-1} = \mu(X_{it}, t) + \varepsilon_{it}, \qquad (10)$$

donde X_{it} es un vector que puede cambiar en el tiempo de características de la ciudad i; $\mu(X_{it},t)$ es la expectativa de crecimiento de la ciudad i como una función de sus condiciones económicas en el momento t; y ε_{it} es un ruido blanco. En el modelo de crecimiento aleatorio más simple, ε_{it} es independiente e idénticamente distribuido en el tiempo (significa que ε_{it} tiene media cero y varianza constante no correlada con ε_{is} para $t \neq s$) y $\mu(X_{it},t)$ es constante.

Gabaix y Ioannides (2004) consideran dos tipos de desviaciones, relajando ambos supuestos. Nosotros estamos interesados en las consecuencias de relajar el supuesto de un ε_{it} i.i.d., manteniendo constante $\mu(X_{it},t) = \mu$. En su lugar, se asume la siguiente estructura estocástica:

$$\varepsilon_{it} = b_{it} + \eta_{it} - \eta_{it-1}, \tag{11}$$

donde b_{it} es i.i.d. y η_{it} sigue un proceso estacionario. Sustituyendo (11) en (10), y teniendo en cuenta que $\mu(X_{it},t)=\mu$ se obtiene:

$$\ln S_{it} - \ln S_{i0} = \mu t + \sum_{s=1}^{t} b_{is} + \eta_{it} - \eta_{i0}.$$
 (12)

El término $\sum_{s=1}^{t} b_{is}$ da lugar a una raíz unitaria en el proceso de crecimiento, mientras que el término η_{it} puede ser estacionario. De acuerdo con Gabaix and Ioannides (2004), esto significa que "for Zipf's law to hold, the city evolution process can contain a mean reversion component, as long as it contains a non-zero unit root component". Por tanto, nuestra evidencia empírica mixta no es contradictoria sino compatible. Además, esta conclusión nos lleva directamente a la segunda cuestión, el comportamiento de la distribución del tamaño de las ciudades a lo largo del periodo 1790-2000 (y el cumplimiento o no de la Ley de Zipf).

Sea S el tamaño y R el rango (1 para la mayor, 2 para la segunda mayor y así sucesivamente). Una ley potencial (distribución de Pareto) relaciona tamaño y rango así: $R(S) = AS^{-a}$. Esta expresión ha sido muy utilizada en economía urbana para estudiar la distribución del tamaño de las ciudades (ver, por ejemplo, Eeckhout, 2004, e Ioannides y Overman, 2003, para el caso americano). Se especifica y estima habitualmente en su versión logarítmica:

$$ln R = b - a ln S + \xi,$$
(13)

 ξ es el error y b y a son parámetros que caracterizan la distribución. El último es conocido como exponente de Pareto, y se considera que la ley de Zipf se cumple si a=1. Esto significa que, ordenadas de mayor a menor, el tamaño de la segunda ciudad es la mitad que el de la primera, el de la tercera es la tercera parte de la primera, y así sucesivamente. Cuanto mayor es el coeficiente, más iguales en tamaño son las ciudades. También, una evolución creciente puede indicar un proceso de convergencia en los

tamaños de las ciudades. Por el contrario, cuanto más pequeño es el coeficiente más diferentes en cuanto a sus tamaños son las ciudades, y una evolución decreciente puede indicar un proceso de divergencia.

Gabaix e Ibragimov (2011) han propuesto una ecuación especifica a partir de (13) restando 1/2 al ranking para obtener una estimación insesgada de a:

$$\ln\left(R - \frac{1}{2}\right) = b - a\ln S + \varepsilon \,. \tag{14}$$

La ecuación (14) se estima por OLS para nuestra muestra de ciudades en las diferentes décadas durante el periodo 1790-2000. La figura 2 muestra los resultados.

Las estimaciones se han llevado a cabo utilizando todas las ciudades disponibles en cada década (de 16 en 1790 a 190 en 2000). Los resultados muestran que la distribución se mantiene estable hasta 1950, por lo que la entrada de nuevas ciudades no tuvo efectos significativos. No obstante los coeficientes estimados son inferiores a 1, indicando un elevado grado de desigualdad entre los tamaños de las ciudades. Por tanto, durante este periodo la evolución estable de la distribución del tamaño de las ciudades refleja el proceso de crecimiento aleatorio, si bien el coeficiente de la distribución de Pareto resultante es inferior a la unidad, rechazando la Ley de Zipf para este grupo de ciudades más grandes²¹.

A partir de 1950 el coeficiente de Pareto estimado crece hasta alcanzar (y superar) el valor 1. Nótese que entre 1950 y 2000 solo entran en la muestra 11 ciudades, por lo que la evolución del coeficiente responde únicamente al proceso de crecimiento de las ciudades. La tendencia creciente en los coeficientes indica un proceso de convergencia entre ciudades. Hemos estimado también los coeficientes de Gini para cada periodo. Estos coeficientes tienen la ventaja de no imponer una distribución del tamaño específica (Pareto para los coeficientes del rango-tamaño). Los resultados son similares; entre 1790 y 1950 el coeficiente de Gini pasa de 0.65 a 0.68²², mientras que en el año 2000 es 0.50. Por tanto, durante este periodo la evolución de la distribución corresponde claramente con una fase de convergencia. La explicación de este proceso de convergencia es bien conocida en la literatura (la suburbanización de la post guerra).

²¹ Excepto en 1830 y 1840, donde los intervalos de confianza indican que no podemos rechazar que el coeficiente sea significativamente distinto de 1.

²² Si bien la evolución del coeficiente de Gini no es tan estable como la del coeficiente de Pareto, ya que dentro de este periodo sí que se reflejan cambios en la desigualdad de la distribución en algunas décadas.

Durante la segunda mitad del siglo XX las ciudades americanas de tamaño medio y pequeño crecieron mucho más que las ciudades más grandes dentro de la misma área metropolitana²³. El efecto que capturamos de este proceso es que las ciudades de la cola alta de la distribución se volvieron más homogéneas en tamaño, debido a que el mayor crecimiento de las ciudades de tamaño medio las aproximó a las ciudades más grandes.

6. Conclusiones

En este trabajo estudiamos el patrón de crecimiento del sistema de ciudades de Estados Unidos desde su nacimiento. Varias conclusiones emergen del mismo. En primer lugar encontramos evidencia a favor de crecimiento aleatorio para las ciudades americanas durante el periodo 1790-2000, indicando que la tasa de crecimiento no depende del tamaño inicial. Segundo, encontramos evidencia de alta movilidad al plantear el crecimiento como un proceso de Markov de primer orden; además hemos desarrollado teóricamente la expresión que permite que las ciudades entren y salgan de la muestra considerada. En tercer lugar, utilizando un procedimiento de clusters encontramos evidencia a favor de la convergencia condicional en tasas de crecimiento de las ciudades en clubs de convergencia, lo que nos permite hablar de la existencia de comportamientos de *local mean reversión*. Nuestros resultados aportan un apoyo a las recientes teorías de crecimiento de las ciudades secuencial.

²³ Existen varios trabajos que estudian las causas de este proceso. Por ejemplo, Margo (1992) examina el papel de las rentas.

Referencias

- [1] Banerjee, A., M. Massimiliano, and C. Osbat, (2005). Testing for PPP: should we use panel methods? Empirical Economics, 30: 77–91.
- [2] Batty, M., (2006). Rank clocks. Nature, Vol. 444, 30 November 2006, 592-596.
- [3] Beeson, P.E., D. N. DeJong, and W. Troesken, (2001). Population Growth in US Counties, 1840-1990. Regional Science and Urban Economics, 31: 669-699.
- [4] Black, D., and V. Henderson, (1999). Spatial Evolution of Population and Industry in the United States. The American Economic Review, Vol. 89(2), Papers and Proceedings of the One Hundred Eleventh Annual Meeting of the American Economic Association (May, 1999), 321-327.
- [5] Black, D., and V. Henderson, (2003). Urban evolution in the USA. Journal of Economic Geography, Vol. 3(4): 343-372.
- [6] Bosker, E. M., S. Brakman, H. Garretsen and M. Schramm, (2008). A century of shocks: the evolution of the german city size distribution 1925 – 1999. Regional Science and Urban Economics 38: 330–347.
- [7] Champernowne, D., (1953). A model of income distribution. Economic Journal, LXIII: 318-351.
- [8] Cheshire, P. C., and S. Magrini, (2006). Population Growth in European Cities: Weather Matters- but only Nationally. Regional Studies, 40(1): 23-37.
- [9] Clark, J. S., and J. C. Stabler, (1991). Gibrat's Law and the Growth of Canadian Cities. Urban Studies, 28(4): 635-639.
- [10] Córdoba, J. C., (2008). A generalized Gibrat's law. International Economic Review, Vol. 49(4): 1463-1468.
- [11] Cuberes, D., (2009). A Model of Sequential City Growth. The B.E. Journal of Macroeconomics: Vol. 9: Iss. 1 (Contributions), Article 18.
- [12] Cuberes, D., (2011). Sequential City Growth: Empirical Evidence. Journal of Urban Economics, 69: 229–239.

- [13] Davis, D. R., and D. E. Weinstein, (2002). Bones, bombs, and break points: the geography of economic activity. American Economic Review, 92(5): 1269–1289.
- [14] Dobkins, L. H., and Y. M. Ioannides, (2000). Dynamic evolution of the US city size distribution. Included in Huriot, J. M. and J. F. Thisse (Eds.), The economics of cities. Cambridge University Press, Cambridge, pp. 217-260.
- [15] Dobkins, L. H., and Y. M. Ioannides, (2001). Spatial interactions among U.S. cities: 1900–1990. Regional Science and Urban Economics 31: 701–731.
- [16] Eaton, J., and Z. Eckstein, (1997). Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan. Regional Science and Urban Economics, 1997, 27(4 –5), 443–474.
- [17] Eeckhout, J., (2004). Gibrat's Law for (All) Cities. American Economic Review, 94(5): 1429–1451.
- [18] Eeckhout, J., (2009). Gibrat's Law for (all) Cities: Reply. American Economic Review, 99(4): 1676–1683.
- [19] Ellison, G., and E. L. Glaeser, (1999). The geographic concentration of industry: Does natural advantage explain agglomeration? American Economic, Review Papers and Proceedings, 89(2), 311-316.
- [20] Gabaix, X., (1999). Zipf's law for cities: An explanation. Quaterly Journal of Economics, 114(3):739-767.
- [21] Gabaix, X., and R. Ibragimov, (2011). Rank-1/2: A simple way to improve the OLS estimation of tail exponents. Journal of Business & Economic Statistics, 29(1): 24-39.
- [22] Gabaix, X., and 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.
- [23] Garmestani, A. S., C. R. Allen, and C. M. Gallagher, (2008). Power laws, discontinuities and regional city size distributions. Journal of Economic Behavior & Organization, 68: 209–216.

- [24] Giesen, K., A. Zimmermann, and J. Suedekum, (2010). The size distribution across all cities double Pareto lognormal strikes. Journal of Urban Economics, 68: 129–137.
- [25] González-Val, R., (2010). The Evolution of the US City Size Distribution from a Long-run Perspective (1900–2000). Journal of Regional Science, 50(5): 952–972.
- [26] Hamilton, J. D., (1994). Time Series Analysis. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [27] Henderson, J. V., and A. Venables, (2009). The Dynamics of City Formation. Review of Economic Dynamics, 12: 233–254.
- [28] Henderson, J. V., and H. G. Wang, (2007). Urbanization and city growth: The role of institutions. Regional Science and Urban Economics, 37(3): 283–313.
- [29] Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin, (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics, 115: 53–74.
- [30] Ioannides, Y. M. and H. G. Overman, (2003). Zipf's law for cities: an empirical examination. Regional Science and Urban Economics 33, 127-137.
- [31] Kim, S., (2000). Urban development in the United States. Southern Economic Journal 66, 855-880.
- [32] Kim, S., and R. A. Margo, (2004). Historical perspectives on U.S. Economic Geography. Handbook of urban and regional economics, vol. 4, J. V. Henderson and J. F. Thisse, eds. Amsterdam: Elsevier Science, North-Holland, Chapter 66, pp. 2982-3019.
- [33] Lanaspa-Santolaria, L. F., A. Montañes, L. I. Olloqui-Cuartero, and F. Sanz-Gracia, (2002). The Phenomenon of Regional Inversion in the US manufacturing sector. Papers in Regional Science, 81 (4): 461-482
- [34] Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S. J. Chu, (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. Journal of Econometrics, 108: 1–24.

- [35] Levy, M., (2009). Gibrat's Law for (all) Cities: A Comment. American Economic Review, 99(4): 1672–1675.
- [36] Margo, R. A., (1992). Explaining the Postwar Suburbanization of Population in the United States: The Role of income. Journal of Urban Economics, 31: 301-310.
- [37] Melo, P. C., D. J. Graham, and R. B. Noland, (2009). A Meta-analysis of Estimates of Urban Agglomeration Economies. Regional Science and Urban Economics, 39: 332-342.
- [38] Michaels, G., F. Rauch, and S. J. Redding, (2010). Urbanization and Structural Transformation. Unpublished manuscript, London School of Economics.
- [39] Overman, H. G., and Y. M. Ioannides, (2001). Cross-Sectional Evolution of the U.S. City Size Distribution. Journal of Urban Economics 49, 543-566.
- [40] Pesaran, M. H., (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. Journal of Applied Econometrics, 22: 265–312.
- [41] Phillips, P. C. B., and D. Sul, (2007). Transition Modeling and Econometric Convergence Tests. Econometrica, Vol. 75, 1771-1855.
- [42] Phillips, P. C. B., and D. Sul, (2009). Economic Transition and Growth. Journal of Applied Econometrics, 24, 1153-1185.
- [43] Resende, M., (2004). Gibrat's Law and the Growth of Cities in Brazil: A Panel Data Investigation. Urban Studies, Vol. 41(8): 1537-1549.
- [44] Rozenfeld, H. D., D. Rybski, X. Gabaix, and H. A. Makse, (2011). The Area and Population of Cities: New Insights from a Different Perspective on Cities. American Economic Review, forthcoming.
- [45] Said, S. E., and D. A. Dickey, (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. Biometrika, 71(3): 599-607.
- [46] Sharma, S., (2003). Persistence and Stability in City Growth. Journal of Urban Economics 53, 300-320.

- [47] Simon, H., (1955). On a class of skew distribution functions. Biometrika, 42: 425-440.
- [48] Soo, K.T., (2007) Zipf.s Law and Urban Growth in Malaysia. Urban Studies 44(1):1-14
- [49] U.S. Census Bureau, (2004). 2000 Census of Population and Housing, Population and Housing Unit Counts PHC-3-1, United States Summary. Washington, DC. Available at: http://www.census.gov/prod/cen2000/phc3-us-pt1.pdf
- [50] Vining, D. R., (1976). Autocorrelated Growth Rates and the Pareto Law: A Further Analysis. The Journal of Political Economy, 84(2): 369-380.

Tabla 1. Número de ciudades y estadisticas descriptivas por año.

			Standard			US urban	Percentage of UP in
Year	Cities	Mean	deviation	Minimum	Maximum	population (UP)	our sample
1790	16	8,746.50	13,313.13	200	49,401	201,655	69.40%
1800	22	10,255.00	18,565.84	81	79,216	322,371	69.98%
1810	25	14,278.04	26,052.55	383	119,734	525,459	67.93%
1820	28	16,832.07	31,499.38	606	152,056	693,255	67.98%
1830	36	20,631.19	43,079.73	877	242,278	1,127,247	65.89%
1840	50	24,502.46	58,753.40	1,222	391,114	1,845,055	66.40%
1850	73	30,220.67	85,663.40	415	696,115	3,574,496	61.72%
1860	94	44,193.24	136,697.40	175	1,174,779	6,216,518	66.82%
1870	110	55,417.75	160,729.66	155	1,478,103	9,902,361	61.56%
1880	125	65,037.17	197,482.93	556	1,911,698	14,129,735	57.54%
1890	149	77,799.07	232,080.75	273	2,507,414	22,106,265	52.44%
1900	157	108,432.39	329,863.51	202	3,437,202	30,214,832	56.34%
1910	165	142,935.56	433,335.63	297	4,766,883	42,064,001	56.07%
1920	171	176,340.04	509,938.16	326	5,620,048	54,253,282	55.58%
1930	179	211,572.36	614,701.55	515	6,930,446	69,160,599	54.76%
1940	179	224,762.88	651,013.99	582	7,454,995	74,705,338	53.85%
1950	179	260,994.59	695,986.21	727	7,891,957	96,846,817	48.24%
1960	182	290,794.10	683,649.24	3,695	7,781,984	125,268,750	42.25%
1970	187	308,875.27	679,828.20	14,089	7,895,563	149,646,617	38.60%
1980	188	311,706.85	617,176.35	62,134	7,071,639	167,050,992	35.08%
1990	190	332,701.32	635,704.55	95,802	7,322,564	187,053,487	33.79%
2000	190	364,890.56	690,433.95	100,565	8,008,278	222,360,539	31.18%

Nota: Población urban de US está tomada del US *Census Bureau*. Fuente: http://www.census.gov/population/censusdata/table-4.pdf

Tabla 2. Test de raíz unitaria tipo panel, 1790-2000. Estadístico CADF Pesaran

Model	Sample Size			
	Top 75	Top 100	Top 150	
Augmenting lag (1)				
Constant	-8.039 (0.000)	-5.548 (0.000)	-8.139 (0.000)	
Constant & trend	-7.855 (0.000)	-5.711 (0.000)	-1.922 (0.027)	
Augmenting lags (2)				
Constant	-3.416 (0.000)	-0.290 (0.386)	-3.120 (0.001)	
Constant & trend	-0.706 (0.240)	1.529 (0.937)	10.135 (1.000)	
Augmenting lags (3)			_	
Constant	4.384 (1.000)	11.569 (1.000)	21.564 (1.000)	
Constant & trend	12.917 (1.000)	20.465 (1.000)	29.447 (1.000)	

Nota: Estadistico (p-valor). Top de ciudades de acuerdo al ranking en 1900

Tabla 3. Matrices de transición, 1790-2000

Sample Size: 75						
∞	0.928	0.072	0	0	0	
2	0.050	0.820	0.129	0	0	
1	0	0.162	0.676	0.162	0	
0.7	0	0.006	0.077	0.792	0.125	
0.4	0	0.002	0.012	0.107	0.880	
$\overline{X_t}$	0	0	0	0.00073	0.06506	
Z_{t}	0	0.00073	0.00073	0.00512	0.10234	
Sample Size:	100					
∞	0.915	0.085	0	0	0	
2	0.071	0.820	0.104	0.005	0	
1	0	0.114	0.710	0.176	0	
0.7	0	0.018	0.095	0.742	0.145	
0.4	0	0.001	0.007	0.105	0.887	
X_{t}	0	0	0	0	0.049711	
Z_t	0	0.000578	0.000578	0.003468	0.093642	
Sample Size:	150					
			_	_	_	
∞	0.908	0.092	0	0	0	
2	0.085	0.797	0.118	0	0	
1	0.005	0.123	0.731	0.142	0	
0.7	0	0.023	0.085	0.771	0.120	
0.4	0	0.001	0.003	0.109	0.887	
$\overline{X_t}$	0	0	0	0	0.026083	
Z_{t}	0	0.000421	0.000421	0.003786	0.020003	

Tabla 4. Rankings en 1790 y 2000

	Ranking en	Ranking en
City	1790	2000
New York city	1	1
Philadelphia city	2	5
Boston city	3	20
Baltimore city	4	17
Providence city	5	123
New Haven city	6	184
Richmond city	7	96
Norfolk city	8	74
Alexandria city	9	174
Hartford city	10	188
Cambridge city	11	243
Worcester city	12	125
Springfield city	13	138
Lexington-Fayette	14	65
Manchester city	15	224
Louisville city	16	67

Nota: Rankings en 2000 calculados con todas las *incorporated places* (19,296)

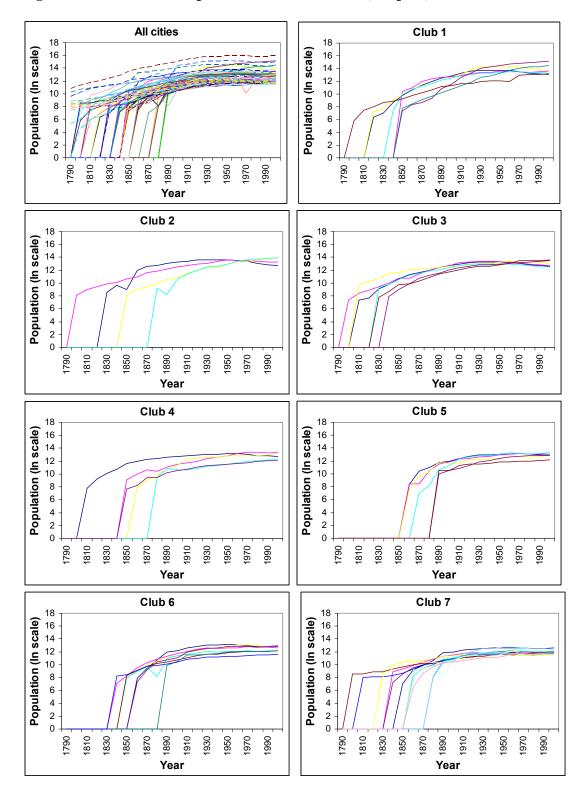
Tabla 5. Clubs de convergencia, 1790-2000

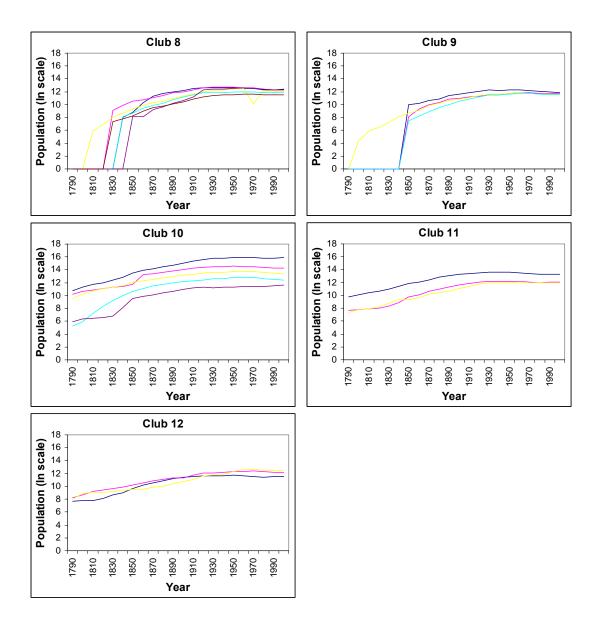
Club	β_1 (t-statistic)	Club	β_1 (t-statistic)	Club	β_1 (t-statistic)
1 [7]	0.105 (0.146)	1 [12]	0.744 (2.386)	1 [26]	1.217 (6.979)
2 [4]	2.507 (3.844)	2 [7]	0.671 (4.686)	2 [17]	0.254 (3.720)
3 [6]	0.893 (2.326)	3 [6]	0.893 (2.326)	3 [9]	0.225 (2.674)
4 [5]	0.256 (3.225)	4 [7]	0.142 (0.910)	4 [15]	0.141 (1.634)
5 [6]	0.294 (1.885)	5 [12]	0.560 (2.119)	5 [20]	0.400 (1.462)
6 [8]	0.435 (5.784)	6 [12]	0.010 (0.087)	6 [23]	0.064 (0.502)
7 [14]	0.224 (2.389)	7 [18]	0.370 (4.367)	7 [21]	0.539 (4.215)
8 [6]	1.970 (1.188)	8 [6]	1.970 (1.188)	8 [3]	2.405 (2.303)
9 [4]	0.353 (0.985)	9 [5]	0.700 (2.794)	9 [6]	0.011 (0.396)
10 [5]	0.224 (4.673)	10 [5]	0.224 (4.673)	10 [3]	0.842 (6.385)
11 [3]	0.842 (6.385)	11 [3]	0.842 (6.385)	11 [3]	0.347 (0.711)
12 [3]	0.347 (0.711)	12 [3]	0.347 (0.711)	Sample Size	e: Top 150

Sample Size: Top 75 Sample Size: Top 100

Notas: El número entre paréntesis es el número de ciudades. Top de ciudades de acuerdo al ranking en 1900. El t-statistic en la regresión se construye usando el habitual *HAC standard errors*. Al nivel 5%, por ejemplo, la hipótesis nula de convergencia se rechaza si el t-statistic < -1.65. Todos los t-statistics son positivos, indicando que no podemos rechazar la hipótesis nula al 5% en níngun caso.







Nota: Top 75 de acuerdo al ranking de 1900

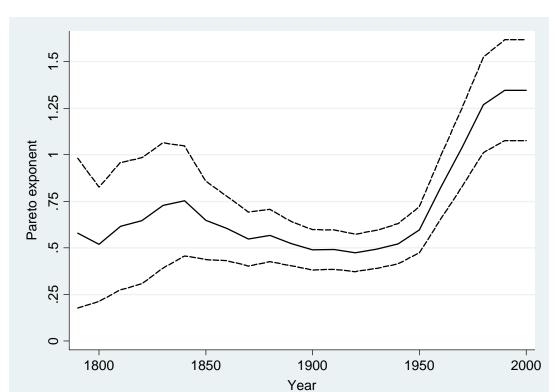


Figura 2. Evolución del exponente de Pareto estimado

Nota: El exponente de Pareto se ha estimado usando el estimador Rank-1/2 de Gabaix e Ibragimov. Las líneas discontinuas representan los errores estándar calculados aplicando la corrección del error de Gabaix e Ioannides (2004): GI s.e. = $\hat{a} \cdot (2/N)^{1/2}$, donde N es el tamaño de la ciudad.

Apéndice: Ciudades de cada club.

Rank in		Club (Sample	Club (Sample	Club (Sample
1900	Name	Size: Top 75)	Size: Top 100)	Size: Top 150)
1	New York city	10	10	9
2	Chicago city			
3	Philadelphia city	10	10	9
4	St. Louis city	2	2	2
5	Boston city	11	11	10
6	Baltimore city	10	10	9
7	Cleveland city	1	1	1
8	Buffalo city	3	3	3
9	San Francisco city	1	1	1
10	Cincinnati city	4	4	4
11	Pittsburgh city	3	3	3
12	New Orleans city	3	3	3
13	Detroit city	1	1	1
14	Milwaukee city	1	1	1
15	Washington city	2	2	2
16	Newark city	3	3	3
17	Jersey City city	8	8	7
18	Louisville city	10	10	9
19	Minneapolis city	6	6	6
20	Providence city			
21	Indianapolis	3	3	3
22	Kansas City city	5	5	5
23	St. Paul city	7	7	6
24	Rochester city	8	8	7
25	Denver city	5	5	5
26	Toledo city	6	6	6
27	Columbus city	3	3	3
28	Worcester city	11	11	10
29	Syracuse city	9	9	7
30	New Haven city			
31	Paterson city	7	7	7
32	Omaha city	5	5	5
33	Los Angeles city	1	1	1
34	Memphis city	4	4	4
35	Lowell city	7	7	7
36	Cambridge city	12	12	11
37	Portland city	4	4	4
38	Atlanta city	6	6	6
39	Grand Rapids city	6	6	6
40	Dayton city	8	8	6
41	Richmond city	12	12	11
42	Nashville-Davidson	1	1	1
43	Seattle city	5	5	5
44	Hartford city			
45	Bridgeport city	8	8	7
46	Oakland city	6	6	6
47	Des Moines city	7	7	7
48	Springfield city	11	11	10
49	Evansville city	9	9	7
50	Manchester city	10	10	9

51	Peoria city	7	7	7
52	Savannah city	7	7	7
53	Salt Lake city	7	7	7
54	San Antonio city	2	2	2
55	Erie city	9	9	8
56	Elizabeth city	7	7	7
57	Kansas City city	7	7	6
58	Yonkers city	7	7	6
59	Norfolk city	12	12	11
60	Waterbury city	7	7	7
61	Fort Wayne city	6	6	6
62	Houston city	1	1	1
63	Akron city	8	8	7
64	Dallas city	2	2	2
65	Lincoln city	4	4	4
66	Honolulu CDP	5	5	5
67	Mobile city	7	7	6
68	Birmingham city	7	7	7
69	Little Rock city	4	4	4
70	Tacoma city	5	5	5
	_			
71	Spokane city	6	6	6
72 72	South Bend city	9	9	8
73	Allentown city	8	8	7
74	Springfield city	6	6	6
75 75	Topeka city	7	7	7
76	Knoxville city		5	5
77	Rockford city		7	6
78	Montgomery city		4	4
79	Chattanooga city		6	6
80	Sacramento city		2	2
81	Jacksonville city		1	1
82	Fort Worth city		4	4
83	Cedar Rapids city		6	6
84	Lexington-Fayette		6	6
85	Wichita city		5	5
86	Springfield city		5	5
87	Austin city		1	1
88	San Jose city		1	1
89	Colorado Springs city		1	1
90	Waco city		7	6
91	Newport News city		5	5
92	Madison city		5	5
93	Charlotte city		2	2
94	San Diego city		1	1
95	Columbus city		5	5
96	Stockton city		2	2
97	Portsmouth city		9	7
98	Lansing city		7	7
99	Shreveport city		6	6
100	Stamford city		7	6
100	El Paso city		1	2
101	-			
	Tampa city			6
103	Alexandria city			9 5
104	Ann Arbor city			3

105	Winston-Salem city	5
106	Raleigh city	2
107	Laredo city	2
108	Berkeley city	7
109	Flint city	8
110	Fresno city	1
111	Baton Rouge city	4
112	Oklahoma City city	4
113	Greensboro city	4
113	Beaumont city	7
115	Pasadena city	6
116	Huntsville city	3
117	•	1
117	Riverside city	4
	Vallejo city	
119	Jackson city	5 2
120	Tucson city	
121	Independence city	5 2
122	Durham city	
123	Santa Rosa city	1
124	Albuquerque city	2
125	San Bernardino city	3
126	Boise city city	1
127	Phoenix city	1
128	Pomona city	3
129	Santa Ana city	1
130	Bakersfield city	1
131	Corpus Christi city	4
132	Reno city	1
133	Salem city	2
134	Abilene city	6
135	Salinas city	1
136	Eugene city	2
137	Tallahassee city	2
138	Hampton city	5
139	Orlando city	2
140	Long Beach city	4
141	Modesto city	1
142	Hayward city	4
143	Miami city	5
144	St. Petersburg city	5
145	Anaheim city	1
146	Amarillo city	5
147	Tulsa city	4
148	Plano city	1
149	Orange city	1
150	Arlington city	1