

# Las Leyes de Zipf y Gibrat para las Migraciones

Jesús Clemente<sup>1</sup>

Rafael González<sup>2</sup>

Irene Olloqui<sup>3</sup>

**Abstract:** En este papel se analiza la evolución de la distribución del stock de emigrantes en el periodo 1960-2000. ¿Es cierto que se ha producido un cambio en la distribución del stock de emigrantes, volviéndose más desigual o se ha producido cierto proceso de convergencia? Esta es la pregunta que se plantea en este trabajo. En particular, nos interesa comprobar el cumplimiento de dos regularidades empíricas estudiadas en economía urbana: la ley de Zipf, que postula 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 inicial. Para ello se utilizan métodos paramétricos y no paramétricos, y medidas absolutas (stock de inmigrantes) y relativas (densidad migratoria, definida como el cociente entre el stock de inmigrantes de un país y su población total).

**Keywords:** Distribución de inmigrantes, ley de Zipf, ley de Gibrat.

**JEL:** R11, R12.

<sup>1</sup>Departamento de Análisis Económico, Universidad de Zaragoza, Facultad de CC. Económicas y Empresariales, Gran Vía, 2, 50005 Zaragoza (Spain), Tel.: +34 976762408, Fax: +34 976761996, [clemente@unizar.es](mailto:clemente@unizar.es)

<sup>2</sup>Departamento de Análisis Económico, Universidad de Zaragoza, Facultad de CC. Económicas y Empresariales, Gran Vía, 2, 50005 Zaragoza (Spain), Tel.: +34 976761000 ext. 4728, Fax: +34 976761996, [rafaelg@unizar.es](mailto:rafaelg@unizar.es)

<sup>3</sup>Departamento de Análisis Económico, Universidad de Zaragoza, Facultad de CC. Económicas y Empresariales, Gran Vía, 2, 50005 Zaragoza (Spain), Tel.: +34 976762633, Fax: +34 976761996, [iolloqui@unizar.es](mailto:iolloqui@unizar.es)

## 1. Introducción

Un estudio del paisaje económico que nos rodea debería, entre otros aspectos, analizar la influencia de la localización de los factores productivos sobre la actividad económica. Algunos de estos factores no se pueden trasladar de un espacio geográfico a otro (recursos naturales, amenities...), pero otros como el capital físico, el capital humano o la tecnología sí. Por tanto, no es extraño que el análisis de la distribución de la población en el espacio sea una cuestión sumamente interesante. En concreto, desde la perspectiva de la economía urbana, destacan los esfuerzos dedicados a estudiar el tamaño de las ciudades, es decir, la concentración del factor trabajo en determinadas áreas en detrimento de otras, ampliamente analizada en la literatura.

En este ámbito, dos leyes han ocupado un lugar prominente: las leyes de Zipf y Gibrat. La primera se refiere a la distribución del tamaño de las ciudades y la segunda a su crecimiento (ver Eeckhout [2004] para una buena descripción de ambos fenómenos, aunque en apartados posteriores mostramos el contenido de estas leyes). Recientemente en Rose [2006] se ha analizado si otros fenómenos asociados al tamaño de la población como es el número de habitantes de los países también sigue una distribución característica, concluyendo que las distribuciones del tamaño de las ciudades y de los países son similares<sup>1</sup>. El trabajo de Rose supone un importante desarrollo acerca de ambas leyes puesto que plantea la posibilidad de que ambas estén asociadas a distintos stocks de habitantes y no solo al tamaño de las ciudades. En este contexto, en nuestro trabajo se analiza la distribución de inmigrantes en los países, tanto desde la perspectiva del stock como desde la que proporciona el porcentaje de este stock sobre el total de población del país. Esta última variable, que denominaremos densidad migratoria, es la resta entre los logaritmos de la población migratoria y la población total, por lo que detecta la estructura o comportamiento de la población nativa. En sentido estricto, su distribución viene marcada por la de las variables anteriores.

La reciente evolución de los flujos migratorios ha hecho que el stock de inmigrantes en algunas ciudades y en algunos países haya crecido de forma considerable. Por tanto, dado que la población total es la suma de nativos e inmigrantes, resulta interesante plantearse si estas leyes de distribución de la población se cumplen para ambos colectivos. De hecho, la población nativa crece por causas naturales, por lo que es la evolución de la población inmigrante la que determina el tamaño final de las ciudades o los países.

---

<sup>1</sup> Una nueva crítica al trabajo de Rose es Gonzalez-Val y Sanso-Navarro [2009].

Podemos representar el crecimiento del stock de inmigrantes ( $M$ ) en el país  $i$  con la siguiente función:

$$\frac{M_{it}}{M_{it-1}} = f(a_+(M_{it-1}), b_-(M_{it-1})),$$

donde  $a_+(M_{it-1})$  y  $b_-(M_{it-1})$  representan, respectivamente, los efectos externos<sup>2</sup> positivos y negativos del stock de inmigrantes sobre la tasa de crecimiento. Los efectos externos positivos están asociados con el denominado efecto escala y el efecto red social, mientras que los efectos externos negativos están relacionados con la influencia negativa que el stock de inmigrantes tiene en los flujos migratorios de acuerdo con los modelos tradicionales, por ejemplo a través de los salarios. Por lo tanto, el signo neto del efecto combinado de estos factores es indeterminado a priori.

En este contexto, resultan clave los condicionantes de los flujos migratorios. El modelo tradicional de Harris y Todaro [1970] predice una desaparición de las migraciones debido a que la movilidad de los factores lleva a la convergencia en salarios esperados en todos los países y así los incentivos a emigrar desaparecen. Por tanto, dada la tasa de mortalidad natural de la población inmigrante, a largo plazo esos stocks tenderían a desaparecer. Sin embargo, los estudios empíricos no apoyan esta conclusión, como muestran Ghatak y Wheatley [1996]. Por otro lado, algunos autores como Carrington et al. [1996] señalan la importancia de la presencia de redes sociales, es decir la existencia de un stock de inmigrantes previos a la decisión de cambiar de país de los individuos. En este sentido el stock de inmigrantes hace que el coste de emigrar se reduzca, con lo que aumenta la tasa migratoria. Adicionalmente, algunos autores como Larramona y Sanso [2006], muestran que las diferencias existentes entre países no desaparecen necesariamente en el largo plazo, por lo que la convergencia que se alcanza es limitada o condicional porque no implica necesariamente una igualación de la renta per cápita, el ratio capital/trabajo, y los salarios. Por tanto, el resultado final de la distribución de la población inmigrante es una cuestión abierta, y que puede ser de elevada importancia a la hora de establecer el tamaño de los países.

Otra perspectiva desde la que resulta interesante este tipo de análisis es la que proporciona la adoptada por Alesina et al. [2000] y Spolaore y Wacziarg [2005]. Estos autores encuentran evidencia

---

<sup>2</sup> Denominamos estos efectos “externos” porque el stock de inmigrantes actual tiene influencia sobre la decisión de otros inmigrantes de emigrar posteriormente. Pero los efectos son “internos” en términos geográficos, dado que la ecuación describe la dinámica en el crecimiento del stock de inmigrantes en cada país.

empírica a favor del denominado efecto escala, es decir, los países con mayor población o PIB disponen de un potencial de mercado superior y su renta o producción presenta una tasas de crecimiento mayores. En este contexto, el stock migratorio contribuye a incrementar el potencial de mercado, con lo que tendría efectos positivos sobre la productividad del país anulando en parte la tendencia a la igualación de salarios predicha por los modelos tradicionales. Esta perspectiva introduce elementos interesantes relacionados con los efectos a nivel agregado de la migración, más importantes desde el punto de vista de economías desarrolladas que presentan tasas de natalidad reducidas, por lo que el aumento de su potencial de mercado depende del flujo de población extranjera.

En cualquier caso, es interesante comprobar las variaciones en la distribución de el stock de población inmigrante en los distintos países. Esto es así porque la movilidad del factor trabajo se asocia habitualmente con las diferencias en distintas características socioeconómicas en general y con los salarios y el stock persistente en particular. Desde esta perspectiva, los flujos del factor trabajo tienden a igualar las condiciones laborales de los distintos países, con lo que si esto fuese cierto se presentaría cierto descenso en cuanto a los stocks de inmigrantes así como una tendencia a la disminución del porcentaje de los mismos sobre la población total.

Adicionalmente, las migraciones son un fenómeno estrechamente relacionado con el mercado de trabajo, en la medida en que suponen un incremento de la oferta de trabajo del país receptor, y porque el mayor estímulo para el desplazamiento de los emigrantes son las diferencias salariales entre países. Pero al contrario que el otro factor productivo por excelencia, el capital, que soporta muy pocas restricciones, el factor trabajo sí que encuentra enormes dificultades para su movimiento entre países. Hasta mediados del siglo XX la mayoría de estas restricciones venían impuestas por la tecnología del transporte de pasajeros; sin embargo desde mediados de ese siglo venimos presenciando un proceso de globalización internacional, una de cuyas principales manifestaciones es la tremenda reducción de los costes de transporte para personas, en términos monetarios y de tiempo. Aunque este descenso de los costes de emigrar se ha visto contrarrestado en las últimas décadas con un auge de la legislación proteccionista en materia de extranjería en muchos estados, justificada en un incremento en el stock de emigrantes de los países. Por tanto, ¿es cierto que se ha producido un cambio en la distribución del stock de emigrantes, volviéndose más desigual o se ha producido cierto proceso de convergencia? Esta es la pregunta que se plantea en este trabajo.

Para responderla el artículo se organiza como sigue. En el apartado 2 se lleva a cabo un análisis descriptivo. En el 3 se presentan los resultados relativos a la ley de Zipf y la de Gibrat. Por último, en la sección 4 se destacan los principales resultados y se enumeran algunas posibles extensiones.

## **2.- Análisis descriptivo**

Un primer análisis consiste en describir la evolución de los stocks de inmigrantes así como la presión migratoria sobre la población. El panel a del Cuadro 1 muestra el total del stock por zonas geográficas y el panel b del mismo cuadro su crecimiento a lo largo del periodo 1960-2000<sup>3</sup>. Lo más relevante es el aumento en el número de emigrantes, que se ha incrementado en estos 40 años en un 130,48%, destacando el incremento en Norteamérica y Oceanía, mientras que Europa se sitúa ligeramente por encima de la media, y en Latinoamérica y el Caribe incluso ha disminuido el stock. Por tanto, la evolución es muy variable, y aparece cierta reestructuración en los destinos seleccionados por los inmigrantes.

Si nos fijamos en la densidad de la inmigración, entendida esta como el porcentaje de población extranjera sobre el total de población, (panel c del Cuadro 1), vemos que corrobora esta impresión, puesto que el porcentaje que suponen los inmigrantes sobre el total de la población es creciente, especialmente en Norteamérica y Oceanía, y también en Europa aunque dicho porcentaje es más reducido, mientras que es decreciente en África y Asia. Por tanto, parece que existe una cierta reestructuración de la migración internacional, ya que existen zonas en las que se incrementa claramente la densidad, mientras que en otras disminuye.

Volviendo a las tasas de crecimiento de los stocks de inmigrantes, (panel b del Cuadro 1), podemos también destacar el hecho de que la tasa de la última década (1990-2000) nunca es la máxima observada en cada zona, por lo que no parece que la inmigración total en el mundo haya experimentado incrementos notables a nivel global, lo que implica que puede ser que la concentración en determinadas zonas origine en ellas un aumento de la preocupación por este fenómeno. Un ejemplo claro es Europa, en la que se observan incrementos más importantes en la década 1960-1970 que en la 1990-2000. Este hecho unido al del incremento de la densidad migratoria que ha aumentado en 3 puntos porcentuales indica que es la tasa de natalidad de los países europeos la principal responsable de esta situación.

---

<sup>3</sup> Los datos utilizado son los que proporciona el Department of Economic and Social Affairs de la Population Division de las Naciones Unidas.

Una vez determinada la evolución del stock a nivel mundial cabe preguntarse si la distribución de esta ha variado si se tienen en cuenta los países de forma individual. Esta cuestión es relevante, dado que la presencia de cierta estabilidad en cuanto al stock final no garantiza que haya estabilidad en la estructura, es decir, puede ser que los países que presentan mayor población extranjera no sean los mismos en diferentes periodos muestrales. Podríamos plantearnos que, si bien la distribución del stock de emigrantes se ha mantenido estable, habrá países que escalen posiciones en el ranking mientras que otros las pierdan, y que dentro de los primeros estarán los países desarrollados que endurecen sus legislaciones de emigración. Pues bien, dejando de lado un enfoque no paramétrico al estilo del propuesto por Quah [1997], podemos representar gráficamente la evolución del ranking siguiendo el esquema propuesto por Ioannides y Overman [2001], como se muestra en la Figura 1.

En el eje de abscisas se muestran los 214 países ordenados de menor a mayor según el ranking de 1960, mientras que el eje de ordenadas muestra el  $\ln\left(\frac{E_{i2000}}{\sum_i E_{i2000}}\right)$ , donde  $E_i$  representa el stock de emigrantes del país  $i$  en el año 2000. Los picos muestran aquellos países que escalan o pierden posiciones en el ranking en el periodo considerado, mientras que los cambios en la pendiente nos informan de variaciones en la desigualdad de la distribución. Así, vemos que los países que mayores variaciones sufren en el ranking son algunos países africanos (Marruecos, Guinea Ecuatorial o Burkina Faso) y algunos árabes (Arabia Saudí o Emiratos Árabes Unidos), mientras que los países más desarrollados no presentan variaciones relativamente altas.

Además, no se aprecian grandes variaciones en la pendiente, por lo que podemos concluir que no ha habido cambios significativos en la desigualdad de la distribución. Para corroborar esta impresión en el Cuadro 2 se presentan los coeficientes de rangos de Spearman para los datos correspondientes a cada par de décadas posibles para el stock de inmigrantes y para la densidad migratoria, tanto para el total de la muestra como para los 50 países con mayor valor de la población al inicio y al final del periodo analizado. En el mismo cuadro se presenta el coeficiente de Spearman para el crecimiento del stock, en este caso para el total de la muestra y para los 50 países con mayor valor del crecimiento en 1960 y en 2000.

En lo referente al stock de inmigrantes y la densidad migratoria, el coeficiente es claramente positivo en las tres submuestras consideradas, con lo que podemos concluir que la ordenación de países según criterios migratorios no ha variado significativamente. Si atendemos a la ordenación por tasas de variación de los stock o crecimiento, aunque el coeficiente continúa siendo positivo si se consideran todos

los países, el valor de este desciende claramente, por lo que podemos afirmar que nos encontramos ante unos cambios más rotundos. Además, si se selecciona la submuestra correspondientes a los países con mayor crecimiento en el 2000, aparece un coeficiente negativo que apoyaría cierto grado de convergencia entre estos países. Por lo tanto, como conclusión, podemos afirmar que aunque se han producido modificaciones en la ordenación de los países en cuanto al crecimiento de los stocks, estos cambios no han sido capaces de modificar en la segunda mitad del siglo XX la ordenación del volumen total de inmigrantes.

Atendiendo a la densidad de la inmigración, en la Figura 2 se compara la ordenación de 1960 con la del 2000, presentando un perfil con más y mayor variabilidad que la del stock absoluto, si bien los países con mayores variaciones coinciden con los de la Figura 1. Esto provoca un ligero cambio en la pendiente, lo que indica un aumento de la desigualdad.

### **3. Datos y estimación: la ley de Zipf y la ley de Gibrat**

El objetivo de este trabajo es analizar la estructura de la distribución de la población inmigrante en el mundo. En el apartado anterior se aporta alguna información descriptiva sobre este hecho. En este apartado se presenta un análisis de dos leyes tradicionalmente asociadas a las poblaciones de las ciudades y recientemente al tamaño de las naciones. Estas dos medidas son susceptibles de análisis para el stock de inmigrantes, tanto desde el punto de vista del volumen como de la densidad migratoria.

Los datos corresponden al stock total de emigrantes por país, y la fuente es el Department of Economic and Social Affairs de la Population Division de las Naciones Unidas (2004). La muestra está formada por todos los países miembros, 214 países, incluyendo la antigua URSS como un único país. El periodo considerado es desde 1960 hasta el año 2000, presentando información por décadas, con lo que disponemos de información acerca de la segunda mitad del siglo XX. Los datos de la población de los países se han captado de la misma fuente.

#### **3.1.- La ley de Zipf**

El objetivo de este trabajo es estudiar la evolución temporal del stock de emigrantes en los últimos cuarenta años, examinando si realmente se han producido variaciones importantes en su distribución. En concreto dado que no observamos cambios relevantes en la descripción del apartado anterior, nos planteamos cuál ha sido la distribución de los stocks y de la densidad migratoria, para comprobar si podemos decir que se produce una convergencia o una divergencia entre los distintos países del mundo. 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  $M$  el stock de emigrantes y por  $R$  el rango, una ley potencial vincula stock de emigrantes y rango de la siguiente forma:

$$R(M) = aM^{-b}, \quad (1)$$

donde  $a$  y  $b$  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, por ejemplo, Eeckhout [2004] y Ioannides y Overman [2003] para el caso estadounidense). Recientemente también se ha utilizado para estudiar la distribución del tamaño de los países (Rose [2006]), y una justificación teórica para que la población de las ciudades siga esta distribución se puede encontrar en Eeckhout [2004] y Duranton [2007].

Un caso particular que ha alcanzado especial difusión es la denominada ley de Zipf [1949], que aparece cuando  $b = 1$ , y que viene a decir que, ordenados de mayor a menor, el stock de emigrantes del segundo país es la mitad del primero, el stock del tercero es un tercio del primero, y así sucesivamente (el producto entre rango y tamaño del stock es constante). Y otra regularidad empírica relacionada con la ley de Zipf y la distribución de Pareto es la ley de Gibrat [1931], que postula que el crecimiento de la variable (en este caso el stock de emigrantes de un país) es una variable aleatoria independiente del tamaño. No obstante, tanto Eeckhout [2004] como Duranton [2007] ponen de manifiesto que existe la posibilidad de que solo la cola superior, es decir, el espacio geográfico con mayor tamaño, se adapte a esta distribución y que cuando se considera el total de la muestra la distribución que mejor se ajuste sea una lognormal. En este trabajo, contrastamos estos resultados para el stock de emigrantes en todos los países.

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

$$\ln R = \ln a - b \cdot \ln E. \quad (2)$$

Se han utilizado distintos tamaños de la muestra, considerando los 50, 100, 150 países con mayor stock de inmigrantes y también se ha realizado la estimación con el total de los países<sup>4</sup>. El Cuadro 3

---

<sup>4</sup> Consideramos también la posibilidad de diferenciar por el sexo de los inmigrantes. Las estimaciones realizadas mostraban que no existían comportamientos diferenciados.

presenta los resultados de la estimación MCO (entre paréntesis se muestran los valores de la desviación típica corregida<sup>5</sup>).

La estimación del parámetro es significativamente distinta de la unidad excepto cuando consideramos únicamente los 50 mayores stocks de inmigrantes. Así, la estimación del parámetro es muy cercana a la unidad en la cola alta de la distribución obteniéndose un nivel de ajuste muy elevado (el  $R^2$  oscila entre 0,97 y 0,98), mientras que a medida que aumenta el tamaño muestral disminuye el valor de  $b$  estimado y el grado de ajuste de forma evidente. Adicionalmente, el coeficiente de Gini indica que la distribución es muy desigual y se mantiene casi constante a lo largo de todo el periodo examinado (ver Cuadro A1 del Apéndice para algunas medidas de desigualdad).

Sin embargo, el estimador máximo-verosímil (Hill estimator) puede ser más eficiente que el estimador MCO en la cola superior de la distribución, como muestran Gabaix y Ioannides [2004], por lo que el Cuadro 4 presenta los resultados del estimador máximo-verosímil<sup>6</sup> en la cola superior (países del Top 50 y Top 100). Aunque los coeficientes estimados son ligeramente diferentes de los que obteníamos con el estimador MCO, para el Top 50 no son significativamente distintos de uno con un nivel de confianza del 5%.

La presencia de un coeficiente de Zipf decreciente con el tamaño muestral o valor del punto de truncamiento, como se demuestra en Eeckhout [2004], puede deberse a que la distribución es lognormal, con lo que al seleccionar los países con mayor stock se considera la cola superior, que es una buena aproximación a una distribución paretiana que cumple la ley de Zipf, y sesgando el análisis. De hecho, para nuestros datos de inmigrantes la distribución de Pareto proporciona un mejor ajuste para la cola superior que la distribución lognormal. La Figura 3 muestra la relación Rango-Tamaño correspondiente al año 2000 (los gráficos del resto de periodos son muy similares), y podemos ver que, aunque la lognormal tiene un buen ajuste para la mayoría de la distribución, para la cola superior la Pareto ajustada por máxima-verosimilitud se aproxima más a los datos.

---

<sup>5</sup> 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]:  $GI\ s.e. = \hat{b} \cdot (2/N)^{1/2}$ , siendo  $N$  el tamaño muestral.

<sup>6</sup> Calculados utilizando el módulo de stata PARETOFIT, desarrollado por Jenkins y Van Kerm (2007) y disponible online en <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456832.html>.

Para comprobar si la distribución es normal en toda la muestra, en la Figura 4 presentamos los kernels adaptativos que representan la verdadera distribución que siguen los datos (la escala es la misma en todas las figuras para poder realizar comparaciones, el eje de ordenadas representa la densidad o probabilidad estimada y el eje de abscisas el logaritmo del stock de inmigrantes). A simple vista, se observa una aproximación a la distribución normal. No obstante, hemos llevado a cabo el test de Kolmogorov-Smirnov, para comprobar si se acepta que la función de densidad empírica es similar a una distribución normal en la que se considera como media y varianza las correspondientes a la muestra disponible. En el Cuadro 5 se comprueba que la hipótesis de normalidad se cumple para todas las décadas con lo que se encuentra evidencia en contra de la ley de Zipf al considerar toda la muestra.

Por último, podríamos pensar en trabajar con el stock de emigrantes normalizado de algún modo. Para ello, consideramos la densidad migratoria, es decir, el stock de emigrantes dividido por la población del país receptor. Si consideramos los resultados anteriores referidos al stock de inmigrantes, así como los obtenidos por Rose [2006] para la población total, es esperable que la diferencia entre los logaritmos de ambas variables siga una distribución lognormal. Los resultados de la estimación del exponente de Pareto para distintos tamaños muestrales en este caso se muestran en el Cuadro 6, mientras que el Cuadro 4 presenta las estimaciones para la cola superior de la distribución utilizando el estimador máximo-verosímil.

De nuevo, si tomamos toda la muestra la distribución es desigual, aunque no tanto como en el caso del stock de inmigrantes. Rechazamos el cumplimiento de la ley de Zipf, y los índices de concentración (ver Cuadro A2 del Apéndice) indican una ligera tendencia a la divergencia entre países. La representación gráfica del kernel adaptativo de la densidad migratoria, Figura 5, también muestra una evolución hacia una distribución lognormal, partiendo desde una distribución muy leptocúrtica en 1960 (de nuevo la escala es la misma en todas las figuras para permitir las comparaciones). Destaca ese hecho, que el centro de la distribución haya perdido peso en favor de las colas, lo que nos indica que el crecimiento no ha sido convergente, sino todo lo contrario, como comprobaremos más adelante.

No obstante, de nuevo hemos llevado a cabo el test de Kolmogorov-Smirnov, Cuadro 7, comprobando que la hipótesis de normalidad se cumple para todas las décadas con lo que se encuentra evidencia en contra de la ley de Zipf al considerar todos los países de la muestra.

Por tanto, podemos concluir que tanto el stock de inmigrantes como la densidad migratoria siguen distribuciones similares a las encontradas en Eeckhout [2004] y en Rose [2006] para el tamaño de las

ciudades en EE.UU. y el de los países, respectivamente, confirmando la presencia de un hecho de carácter empírico y generalizado en cuanto a la distribución espacial de la población. Adicionalmente, dado el valor del coeficiente estimado de la distribución Pareto y que el coeficiente de Spearman es elevado, podemos afirmar que no aparece ningún signo de convergencia en cuanto al stock de inmigrantes, y lo que es más relevante, en cuanto a la densidad migratoria. Este hecho puede considerarse como evidencia a favor de los modelos teóricos que encuentran tasas migratorias distintas de cero a largo plazo, con lo que se reconoce la presencia de factores como los tecnológicos, la presencia de costes sociales, que hacen que las motivaciones asociadas al fenómeno migratorio como sería las diferencias en renta o salarios, no sean tan determinantes como los modelos tradicionales predicen.

No obstante, la cuestión de la convergencia debe analizarse en el marco de la denominada ley de Gibrat, cuestión que abordamos a continuación.

### 3.2.- La ley de Gibrat

La sección anterior ha mostrado lo que podríamos considerar una foto fija de la distribución de la población inmigrante. 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, concluyendo que existe una cierta estabilidad en la estructura o distribución de la población inmigrante así como de la densidad migratoria, si bien para esta segunda se observaba una cierta tendencia a la divergencia.

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 viene a decir que el crecimiento de una variable poblacional no depende de la situación inicial<sup>7</sup>. En términos paramétricos, esta relación entre crecimiento y tamaño se suele estimar como:

$$\frac{Y_{t+1}}{Y_t} = K + a \cdot Y_t, \quad (3)$$

---

<sup>7</sup> 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.

donde  $Y_t$  es la variable correspondiente (en nuestro caso, stock de inmigrantes o densidad migratoria) y  $K$  es una constante. Si el parámetro  $a$  no es significativo se cumple Gibrat puesto que podemos concluir que el crecimiento en un intervalo determinado de tiempo es independiente del punto de partida.

El Cuadro 8 muestra los resultados de la estimación MCO de (3) para todas las combinaciones posibles de periodos muestrales considerados, tanto para toda la muestra como para los 100 países con mayor stock de inmigrantes o densidad migratoria. La primera conclusión es que todos los coeficientes son negativos, lo que implicaría una relación inversa entre tamaño y crecimiento. Así, los países que parten de unos stocks de inmigrantes mayores presentan un menor crecimiento, produciéndose la convergencia. Pero la segunda conclusión es que todos los coeficientes estimados son no significativos, por lo que en ninguno de los casos estudiados existe evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula, aceptándose la ley de Gibrat y rechazándose la convergencia.

Quah [1993] señala que este tipo de análisis paramétrico tan usualmente utilizado para estudiar el crecimiento económico es demasiado simple, indicando los problemas de las regresiones en torno a la media, y propone la utilización de métodos no paramétricos, concretamente las matrices de transición. Nosotros utilizaremos la metodología seguida por Eeckhout [2004] y Ioannides y Overman [2003]. Consiste en tomar la siguiente especificación:

$$g_i = m(S_i) + \varepsilon_i, \quad (4)$$

donde  $g_i$  es la tasa de crecimiento normalizada (restando la media y dividiendo por la desviación típica) y  $S_i$  es el logaritmo del stock de emigrantes, y en lugar de hacer supuestos sobre la relación funcional de  $m$  y suponer una relación lineal, como en la ecuación (3), 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 1960-2000 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 expresión<sup>8</sup>:

---

<sup>8</sup> El cálculo se realizó con el módulo de Stata KERNREG2, desarrollado por Isaias 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.

$$\hat{m}(s) = \frac{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(s - S_i) g_i}{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(s - S_i)}, \quad (5)$$

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:

$$\hat{\sigma}(s) = \frac{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(s - S_i) (g_i - \hat{m}(s))^2}{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(s - S_i)}. \quad (6)$$

El estimador es muy sensible, tanto en media como en varianza, a los valores atípicos. De ahí que eliminemos el 5% de las observaciones más bajas de la distribución, tanto para el stock de emigrantes como para la densidad migratoria, ya que estas observaciones se caracterizan por una dispersión muy alta tanto en media como en varianza<sup>9</sup>. Para el caso del stock, además se eliminan cuatro valores más que son muy atípicos<sup>10</sup>.

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.

Para cada tamaño del stock de emigrantes la Figura 6 representa la estimación de la media del crecimiento y la Figura 7 la de la varianza de dicho crecimiento. Las figuras también muestran las bandas de confianza (bootstrapped) al 95%. Para el cálculo se han tenido en cuenta las 809 observaciones disponibles que cubren todo el periodo muestral. De los resultados obtenidos pueden concluirse varias cuestiones. En

<sup>9</sup> De estas 43 observaciones excluidas, para el stock de inmigrantes la mayoría corresponden a países africanos e islas que constituyen estados independientes. Así, la última excluida corresponde a las Islas Cook con 803 inmigrantes. Y en el caso de la densidad migratoria, además aparecen países asiáticos (China o Vietnam, por ejemplo), que debido a su elevada población tienen una baja densidad migratoria. La última observación excluida corresponde a Perú con una densidad del 0,26%.

<sup>10</sup> Estas cuatro observaciones corresponden a Emiratos Árabes Unidos (1960-1970), Djibouti (1970-1980), Mozambique (1970-1980) y Somalia (1970-1980).

primer lugar, el kernel de la media se sitúa en torno a cero. No obstante, la tendencia es ligeramente decreciente, a mayor tamaño menor tasa de crecimiento<sup>11</sup>, aunque solo podemos rechazar la hipótesis nula de que este crecimiento sea significativamente distinto de cero con un nivel de confianza del 5% para algunos valores de la cola superior de la distribución por lo que, excepto para esos valores de la distribución, la ley de Gibrat se cumple en el periodo examinado.

Para la densidad migratoria, tenemos 813 observaciones disponibles. Las Figuras 8 y 9 presentan los kernels correspondientes a la media y a la varianza de su variación. Si bien el kernel está en torno a cero y no podemos rechazar la hipótesis nula de que sea igual a cero con un nivel de confianza del 5%, se observan dos comportamientos claramente diferenciados: los países con una tasa más pequeña han crecido más despacio que los que partían de una tasa mayor. En el periodo examinado se ha producido un comportamiento divergente de forma contundente. Y también se observa que la varianza es independiente del tamaño, excepto con algunos valores de la cola superior de la distribución, por lo que no encontramos evidencia en contra de la ley de Gibrat.

Si interpretamos conjuntamente ambas variables, podemos decir que aunque el crecimiento del stock de inmigrantes no parece que haya sido especialmente relevante a la hora de establecer la distribución de la migración, la densidad migratoria sí. Este hecho puede deberse a que los países especialmente receptores presentan tasas de natalidad inferiores a las de los emisores, con lo que aunque el stock de inmigrantes crece al mismo o parecido ritmo que en el resto, la densidad migratoria aumenta puesto que no se ve acompañada por el mismo ritmo de incremento en la tasa de natalidad de los ya residentes.

Este hecho puede ser relevante desde distintos puntos de vista. El primero se refiere a que ese menor crecimiento en los países receptores puede que esté generando escasez de oferta de trabajo con lo que origina unas diferencias salariales que animan a la migración. En tanto en cuanto se mantengan las diferencias la migración continuará.

Por otro lado, la generación de un stock de inmigrantes suficientemente importante reduce los costes de emigrar para los residentes en el país de origen, y en la medida que estas ganancias superen el ritmo al que los salarios convergen, el fenómeno migratorio continuará. Por último, en un contexto en el que existe un efecto escala de la población sobre el crecimiento económico como se discute en Alesina [2000] y

---

<sup>11</sup> Aunque se detectan clusters de países que se salen de la tendencia, tanto en media, como sobre todo en varianza (si bien no podemos rechazar estadísticamente con un nivel de confianza del 5% que el crecimiento sea distinto de cero o la varianza de uno).

Spolaore y Wacziarg [2005], resulta interesante para poder entender la existencia de diferencias salariales persistentes y por tanto el mantenimiento o extrapolación de las pautas migratorias, así como abre nuevas perspectivas en cuanto a los mecanismos por medio de los cuales la migración afecta al crecimiento económico y al bienestar de los países que son fundamentalmente receptores.

#### **4. Conclusiones**

En este papel se estudia la evolución de la distribución mundial del stock de emigrantes, centrándonos en dos regularidades empíricas bien conocidas en el ámbito de la economía urbana, la ley de Zipf y la ley de Gibrat. Rose [2006] relaciona estos conceptos con la población total de los países. Utilizamos métodos paramétricos y no paramétricos, y los resultados obtenidos son los siguientes.

En primer lugar, para el stock de inmigrantes el exponente de Pareto estimado está muy cercano a la unidad en la cola superior de la distribución mientras que, a medida que la muestra se incrementa, el valor estimado disminuye. Además, el coeficiente de Gini indica que la distribución es muy desigual y que se mantiene casi constante durante todo el periodo examinado.

Además, los kernels estimados muestran que la distribución que mejor parece ajustarse es la lognormal, mientras que la cola superior sí que podría aproximarse por una Pareto, cuestión estadística ya explicada por Eeckhout [2004] para el caso de las ciudades norteamericanas. También mostramos que el crecimiento es independiente del tamaño inicial, y la estimación no paramétrica corrobora este resultado, aunque encontramos una débil convergencia en el stock de inmigrantes.

En segundo lugar, hemos repetido el análisis para la densidad migratoria, definida como el porcentaje de los inmigrantes sobre la población total del país. En este caso, si consideramos la muestra completa la distribución es desigual, aunque no tanto como en el caso del stock de inmigrantes, y los índices de concentración indican una ligera tendencia a la divergencia entre países. Esta afirmación coincide con los resultados que ofrecen los kernels estimados, que muestran una pérdida de curtosis de la distribución. Aunque el kernel estimado del crecimiento de la densidad migratoria está en torno a cero, se observan dos comportamientos claramente diferenciados: los países con una tasa más pequeña han crecido más despacio que los que partían de una tasa mayor. En el periodo examinado se ha producido un comportamiento divergente. Y también se observa que la varianza es independiente del tamaño, excepto para algunos valores de la cola superior de la distribución, por lo que no encontramos evidencia en contra de la ley de Gibrat.

## Referencias

- Alesina, A., E. Spolaore y R. Wacziarg, [2000]. Economic Integration and Political Disintegration., *American Economic Review* 90: 1276-1296.
- Carrington, W.J., E. Detragiache y F. Vishwanath, [1996]. Migration with Endogenous Moving Cost, *American Economic Review*, 86, 909-930.
- Cox, N, I. Salgado-Ugarte, M. Shimizu y T. Toru Taniuchi, [1999]. KERNREG2: Stata module to compute kernel regression (Nadaraya-Watson). <http://fmwww.bc.edu/repec/bocode/k/kernreg2.ado>
- Duranton, G., [2007]. Urban Evolutions: The Fast, the Slow, and the Still. *American Economic Review* 97(1), 197-221.
- Eeckhout, J. [2004]. Gibrat's Law for (All) Cities, *American Economic Review*, vol. 94(5), pages 1429-1451.
- 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.
- Ghatak, L. y P. Wheatley, [1996]. Migration Theories and Evidence: an Assessment, *Journal of Economic Surveys*, 10, 159-198.
- Gibrat, R. [1931]. *Les inégalités économiques*, París: Librairie du Recueil Sirey.
- Gonzalez-Val, R., y M. Sanso-Navarro, [2009]. Gibrat's Law for Countries. *Journal of Population Economics*, en prensa.
- Härdle, W. [1990]. *Applied nonparametric regression*. *Econometric Society Monographs*. Cambridge, New York and Melbourne: Cambridge University Press.
- Harris, J. R. y M. P. Todaro, [1970]. Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis, *American Economic Review*, 60, 126-42.
- Ioannides Y. M. y H. G. Overman [2001]. Cross-Sectional evolution of the U.S. city size distribution, *Journal of Urban Economics* 49, pages 543-566.
- Ioannides Y. M. y H. G. Overman [2003]. Zipf's law for cities: an empirical examination, *Regional Science and Urban Economics* 33, pages 127-137.
- Jenkins, S. P., y P. Van Kerm, [2007]. PARETOFIT: Stata module to fit a Type 1 Pareto distribution. <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456832.html>
- Larramona, G. y M. Sanso [2006]. Migration dynamics, growth and convergente, *Journal of Economic Dynamic and Control*, 30(11), 2261-2279.
- Pareto, V. [1896]. *Cours d'Economie Politique*. Geneva:Droz.
- 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.
- Quah, D. T., [1997]. Regional cohesion from local isolated actions: Historical outcomes. Discussion paper 378, Centre for Economic Policy Research, London.
- Rose, A. K. [2006]. Cities and countries, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(8), 2225-2246.
- Spolaore, E. y R. Wacziarg, [2005] Borders and Growth. *Journal of Economic Growth* 10: 331-386.
- United Nations, [2004]. Trends in total migrant stock: The 2003 revision. Database maintained by The Population Division of the Department of Economic and Social Affairs.
- Zipf, G. [1949]. *Human Behaviour and the Principle of Least Effort*, Cambridge, MA: Addison-Wesley.

## Cuadros

### Cuadro 1.- Análisis descriptivo

#### Panel a: Total del Stock

Área	Stock de Emigrantes				
	1960	1970	1980	1990	2000
ASIA	29.280.680	28.103.771	32.312.541	41.754.291	43.761.383
EUROPA	14.015.392	18.705.244	22.163.201	26.346.258	32.803.182
NORTEAMÉRICA	12.512.766	12.985.541	18.086.918	27.596.538	40.844.405
ÁFRICA	8.977.075	9.862.987	14.075.826	16.221.255	16.277.486
LATINOAMÉRICA Y CARIBE	6.038.976	5.749.585	6.138.943	7.013.584	5.943.680
OCEANÍA	2.134.122	3.027.537	3.754.597	4.750.591	5.834.976
<b>TOTAL</b>	<b>75.900.698</b>	<b>81.527.177</b>	<b>99.783.096</b>	<b>154.005.048</b>	<b>174.933.814</b>

#### Panel b: Crecimiento del Stock de Emigrantes

Área	Crecimiento del Stock de Emigrantes (%)				
	1960-1970	1970-1980	1980-1990	1990-2000	1960-2000
ASIA	-4,02	14,98	29,22	4,81	49,45
EUROPA	33,46	18,49	18,87	24,51	134,05
NORTEAMÉRICA	3,78	39,29	52,58	48,01	226,42
ÁFRICA	9,87	42,71	15,24	0,35	81,32
LATINOAMÉRICA Y CARIBE	-4,79	6,77	14,25	-15,25	-1,58
OCEANÍA	41,86	24,01	26,53	22,83	173,41
<b>TOTAL</b>	<b>7,41</b>	<b>22,39</b>	<b>54,34</b>	<b>13,59</b>	<b>130,48</b>

#### Panel c: Densidad Migratoria

Área	Densidad Migratoria (%)				
	1960	1970	1980	1990	2000
ASIA	1,76	1,34	1,25	1,35	1,21
EUROPA	3,30	4,08	4,59	5,28	6,42
NORTEAMÉRICA	6,13	5,60	7,06	9,73	12,93
ÁFRICA	3,24	2,76	3,00	2,61	2,05
LATINOAMÉRICA Y CARIBE	2,77	2,02	1,70	1,59	1,14
OCEANÍA	13,43	15,57	16,45	17,80	18,80
<b>TOTAL</b>	<b>2,51</b>	<b>2,21</b>	<b>2,25</b>	<b>2,93</b>	<b>2,88</b>

### Cuadro 2.- Coeficientes de Rangos de Spearman

Migraciones	Todos los países (214)				Top 50 (población en 1960)				Top 50 (población en 2000)			
	1970	1980	1990	2000	1970	1980	1990	2000	1970	1980	1990	2000
1960	0,97	0,91	0,89	0,87	0,95	0,87	0,83	0,82	0,93	0,77	0,71	0,54
1970		0,94	0,92	0,91		0,94	0,90	0,89		0,85	0,78	0,63
1980			0,97	0,94			0,98	0,94			0,88	0,73
1990				0,97				0,98				0,81
Densidad Migratoria	1970	1980	1990	2000	1970	1980	1990	2000	1970	1980	1990	2000
1960	0,93	0,82	0,77	0,72	0,80	0,75	0,65	0,51	0,83	0,67	0,62	0,51
1970		0,92	0,87	0,83		0,90	0,74	0,62		0,89	0,75	0,64
1980			0,94	0,89			0,91	0,79			0,89	0,77
1990				0,95				0,89				0,88
Crecimiento	Todos los países (214)			Top 50 (crto. en 1960)			Top 50 (crto. en 2000)					
	70-80	80-90	90-00	70-80	80-90	90-00	70-80	80-90	90-00			
1960 - 1970	0,47	0,15	0,15	0,28	0,00	-0,11	0,19	-0,29	-0,27			
1970 - 1980		0,32	0,23		0,39	0,35		-0,28	-0,05			
1980 - 1990			0,30			0,12			-0,01			

**Cuadro 3.- Coeficientes de Pareto por década para el Stock de Inmigrantes estimados por MCO**

Año	50			100		
	b < 0	(GI s.e.)	R <sup>2</sup>	b < 0	(GI s.e.)	R <sup>2</sup>
1960	0,966	0,193	0,981	0,641	0,091	0,915
1970	0,939	0,188	0,973	0,685	0,097	0,935
1980	1,035	0,207	0,983	0,719	0,102	0,931
1990	0,925	0,185	0,982	0,726	0,103	0,947
2000	0,939	0,188	0,981	0,743	0,105	0,952

Año	150			214		
	b < 0	(GI s.e.)	R <sup>2</sup>	b < 0	(GI s.e.)	R <sup>2</sup>
1960	0,523	0,060	0,909	0,333	0,032	0,790
1970	0,551	0,063	0,916	0,348	0,033	0,787
1980	0,572	0,066	0,910	0,354	0,034	0,780
1990	0,580	0,067	0,921	0,352	0,034	0,780
2000	0,569	0,066	0,912	0,343	0,033	0,770

(GI s.e.) Desviación típica corregida de Gabaix-Ioannides [2004]. Todos los parámetros son significativos al 5%

**Cuadro 4.- Coeficientes de Pareto en la cola superior de la distribución estimados por máxima verosimilitud (Hill estimator)**

<b>Stock de Inmigrantes</b>				
Year	Top 50		Top 100	
	Hill	(Hill s.e.)	Hill	(Hill s.e.)
1960	0,830	0,117	0,489	0,049
1970	0,880	0,124	0,548	0,055
1980	0,775	0,110	0,569	0,057
1990	0,891	0,126	0,586	0,059
2000	0,983	0,139	0,554	0,055

<b>Densidad Migratoria</b>				
Year	Top 50		Top 100	
	Hill	(Hill s.e.)	Hill	(Hill s.e.)
1960	1,133	0,160	0,961	0,096
1970	1,086	0,154	0,908	0,091
1980	1,188	0,168	0,838	0,084
1990	1,159	0,166	0,852	0,085
2000	1,208	0,171	0,825	0,083

Todos los parámetros son significativos al 5%

**Cuadro 5.- Prueba de Kolmogorov-Smirnov para el Stock de Inmigrantes  
(escala ln)**

	1960	1970	1980	1990	2000
Z de Kolmogorov-Smirnov	0,617	0,464	0,544	0,696	0,597
Sig. asintótica (bilateral)	0,841*	0,982*	0,929*	0,718*	0,868*

\* Se acepta la hipótesis nula de normalidad para un nivel de confianza del 95%

**Cuadro 6.- Coeficientes de Pareto por década para la Densidad Migratoria  
estimados por MCO**

Año	50			100		
	b < 0	(GI s.e.)	R <sup>2</sup>	b < 0	(GI s.e.)	R <sup>2</sup>
1960	1,327	0,265	0,916	1,118	0,158	0,944
1970	1,363	0,273	0,909	1,071	0,152	0,931
1980	1,449	0,290	0,877	1,047	0,148	0,898
1990	1,654	0,331	0,904	1,106	0,156	0,893
2000	1,713	0,343	0,890	1,071	0,151	0,874
Año	150			214		
	b < 0	(GI s.e.)	R <sup>2</sup>	b < 0	(GI s.e.)	R <sup>2</sup>
1960	0,941	0,109	0,935	0,558	0,054	0,775
1970	0,874	0,101	0,915	0,535	0,052	0,773
1980	0,843	0,097	0,895	0,541	0,052	0,794
1990	0,838	0,097	0,872	0,521	0,050	0,776
2000	0,804	0,093	0,862	0,499	0,048	0,771

(GI s.e.) Desviación típica corregida de Gabaix-Ioannides [2004]. Todos los parámetros son significativos al 5%

**Cuadro 7.- Prueba de Kolmogorov-Smirnov para la Densidad Migratoria (escala ln)**

	1960	1970	1980	1990	2000
Z de Kolmogorov-Smirnov	0,689	0,567	0,469	0,611	0,679
Sig. asintótica (bilateral)	0,730*	0,905*	0,980*	0,849*	0,745*

\* Se acepta la hipótesis nula de normalidad para un nivel de confianza del 95%

**Cuadro 8.- Resultados de las estimaciones de las regresiones paramétricas de crecimiento**

**Coefficientes de las regresiones paramétricas del Stock de Migraciones**

		Todos los países (214)			Top 100		
Año Inicial	Año Final	a	(s.e.)	R <sup>2</sup>	a	(s.e.)	R <sup>2</sup>
1960	1970	-1,45E-07	1,27E-07	0,006122	-4,96E-08	4,34E-08	0,013158
1960	1980	-1,04E-06	1,53E-06	0,00217	-2,09E-07	2,08E-07	0,01022
1960	1990	-1,65E-06	3,00E-06	0,001434	-3,27E-07	4,45E-07	0,005471
1960	2000	-2,00E-06	3,70E-06	0,001388	-3,69E-07	5,42E-07	0,004705
1970	1980	-3,31E-07	5,17E-07	0,001926	-9,23E-08	9,23E-07	0,010095
1970	1990	-2,64E-07	2,08E-07	0,005981	-1,02E-07	1,91E-07	0,002884
1970	2000	-4,40E-07	4,07E-07	0,005473	-1,78E-07	2,49E-07	0,00516
1980	1990	-2,37E-08	7,41E-08	0,00048	-2,72E-08	5,45E-08	0,002527
1980	2000	-9,56E-08	1,91E-07	0,001211	-2,58E-09	6,70E-08	0,000015
1990	2000	-9,40E-09	1,57E-08	0,001699	-9,61E-09	1,54E-03	0,003975

Ninguno de los coeficientes es significativo

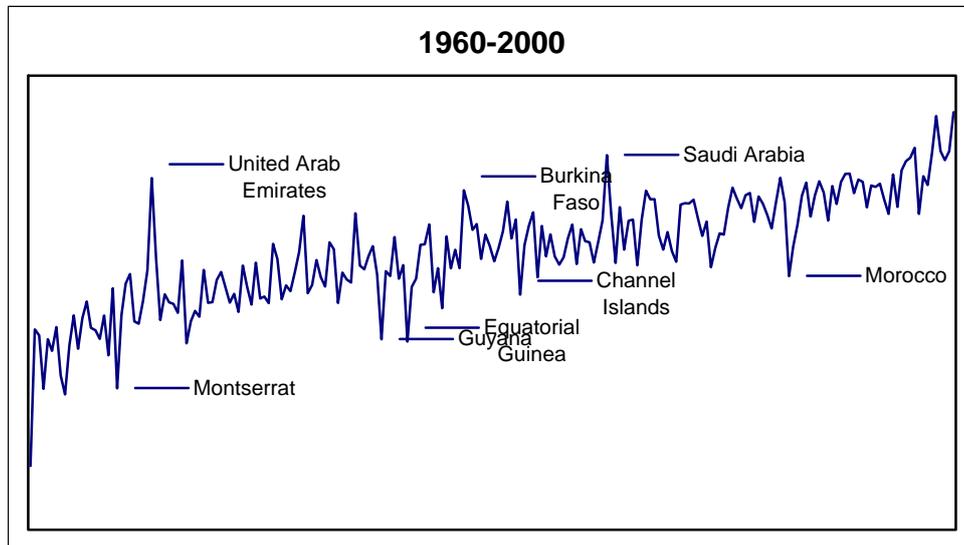
**Coefficientes de las regresiones paramétricas de la Densidad Migratoria**

		Todos los países (214)			Top 100		
Año Inicial	Año Final	a	(s.e.)	R <sup>2</sup>	a	(s.e.)	R <sup>2</sup>
1960	1970	-1,46E-02	1,28E-02	0,006122	-4,99E-03	4,37E-03	0,013158
1960	1980	-1,04E-01	1,54E-01	0,00217	-2,10E-02	2,09E-02	0,010122
1960	1990	-1,66E-01	3,01E-01	0,001434	-3,28E-02	4,47E-02	0,005471
1960	2000	-2,01E-01	3,71E-01	0,001388	-3,71E-02	5,45E-02	0,004705
1970	1980	-3,32E-02	5,21E-02	0,001926	-9,28E-03	9,28E-03	0,010095
1970	1990	-3,66E-02	3,25E-02	0,005981	-1,02E-02	1,92E-02	0,002884
1970	2000	-4,42E-02	4,10E-02	0,005473	-1,79E-02	2,50E-02	0,00516
1980	1990	-2,38E-03	7,48E-03	0,00048	-2,73E-03	5,48E-03	0,002527
1980	2000	-9,61E-03	1,90E-02	0,001211	-2,59E-04	6,73E-03	0,000015
1990	2000	-9,45E-04	1,58E-03	0,001699	-9,66E-04	1,54E-03	0,003975

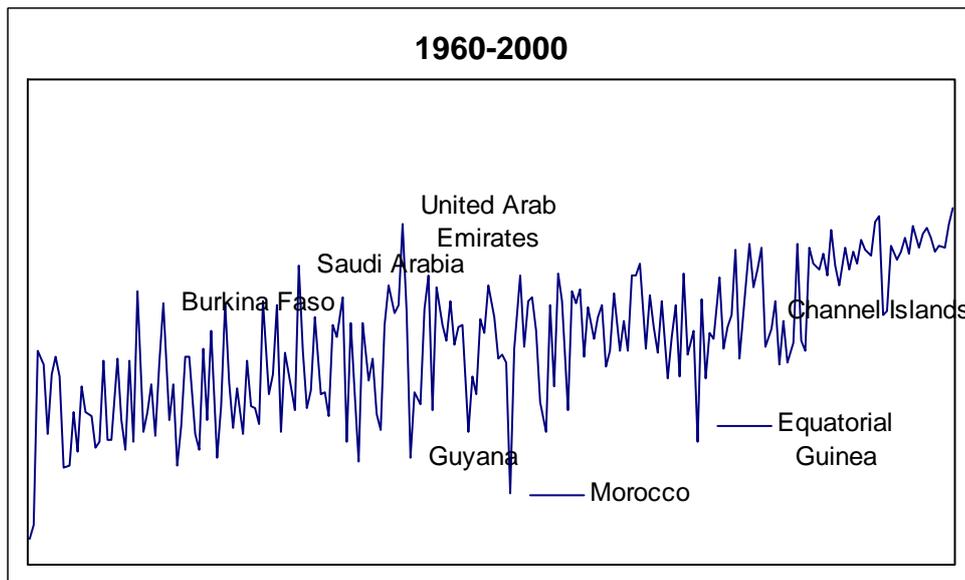
Ninguno de los coeficientes es significativo

## Figuras

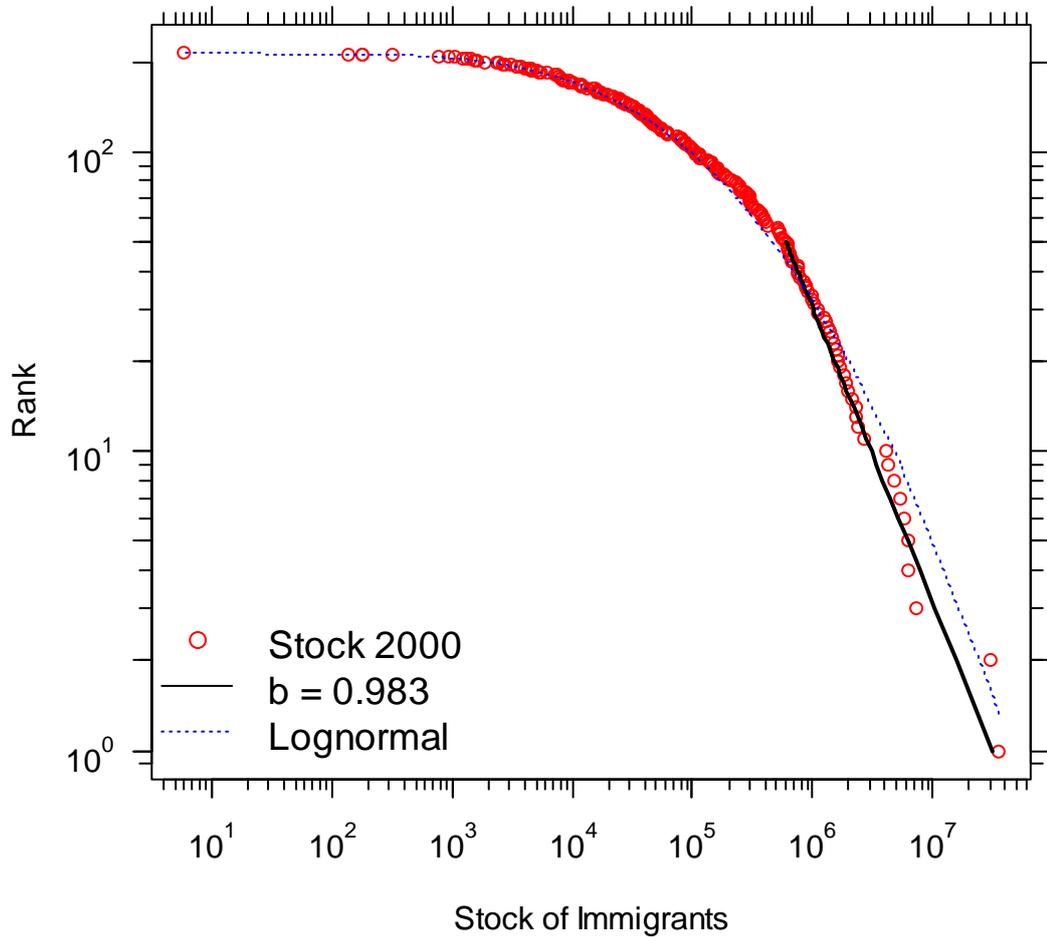
**Figura 1.- Cambios en la ordenación del Stock de Inmigrantes: 1960-2000**



**Figura 2.- Cambios en la ordenación de la Densidad Migratoria: 1960-2000**

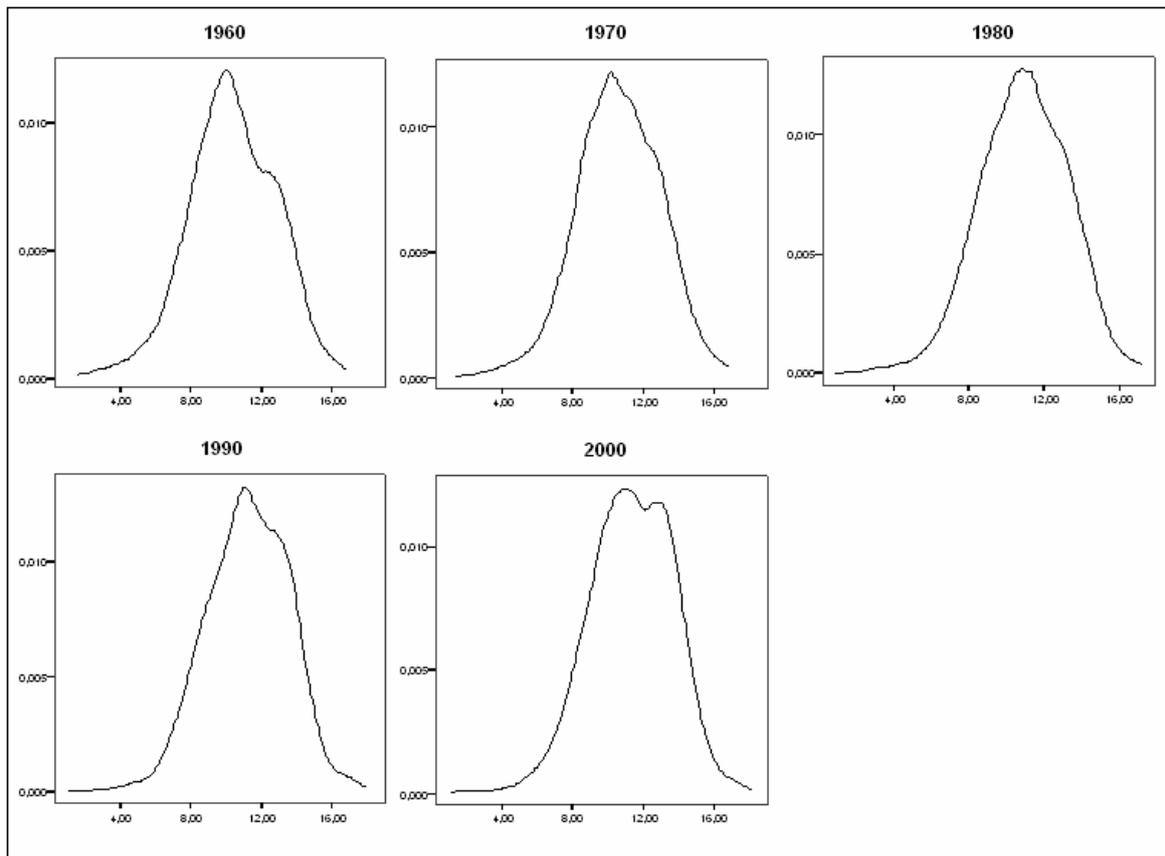


**Figura 3.- Relación Rango-Tamaño (escala ln) del Stock de Inmigrantes (año 2000)**

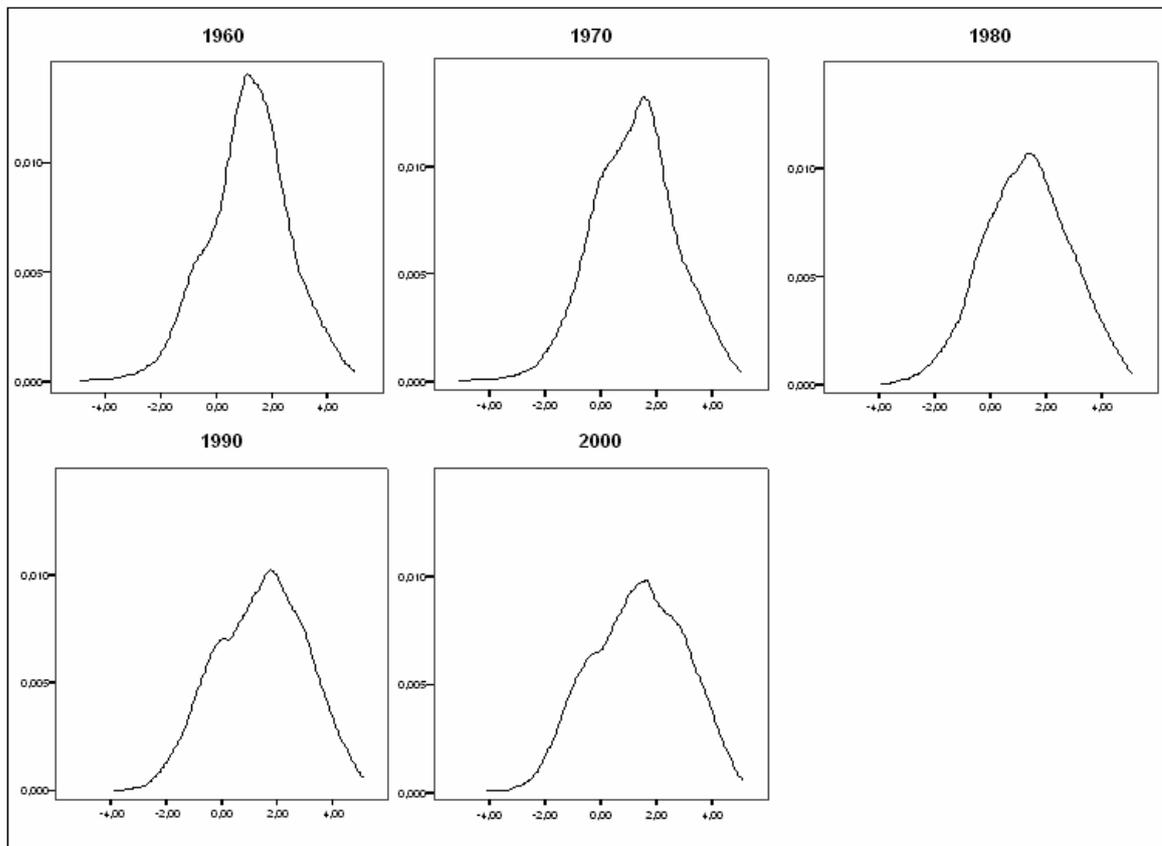


Nota: Se ajusta a los datos correspondientes al Top 50 de la distribución una ley potencial cuyo exponente es estimado como  $b = 0,983 (\pm 0,272)$ , estimado utilizando el estimador de máxima verosimilitud (Hill estimator). También se muestra el ajuste por máxima verosimilitud de la distribución log-normal para toda la muestra.

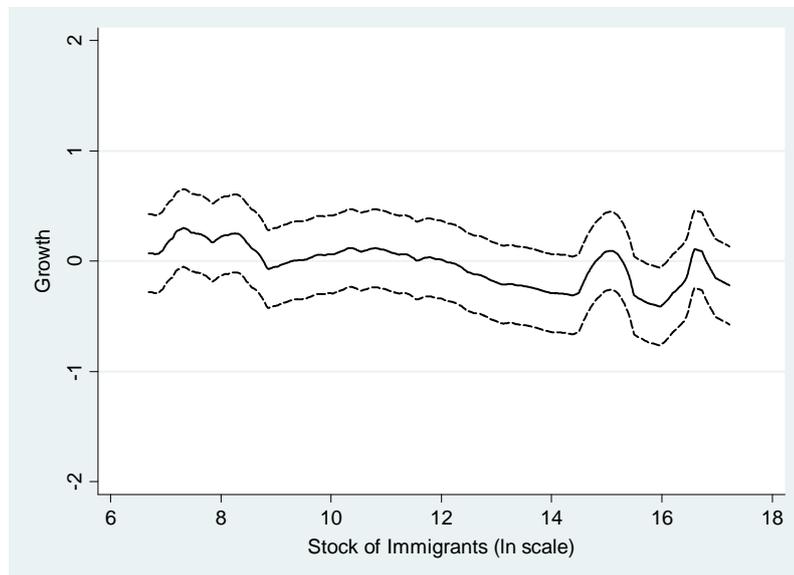
**Figura 4.- Kernels adaptativos del Stock de Inmigrantes (escala ln)**



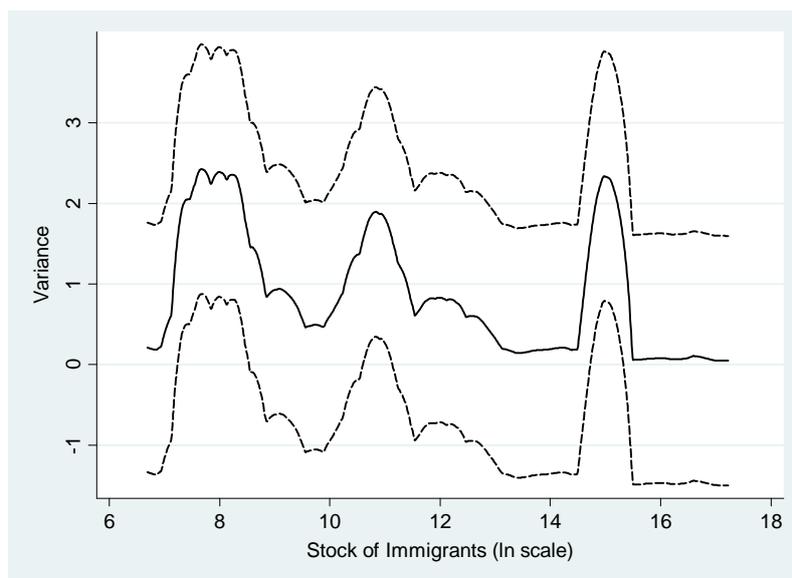
**Figura 5.- Kernels adaptativos de la Densidad Migratoria (escala ln)**



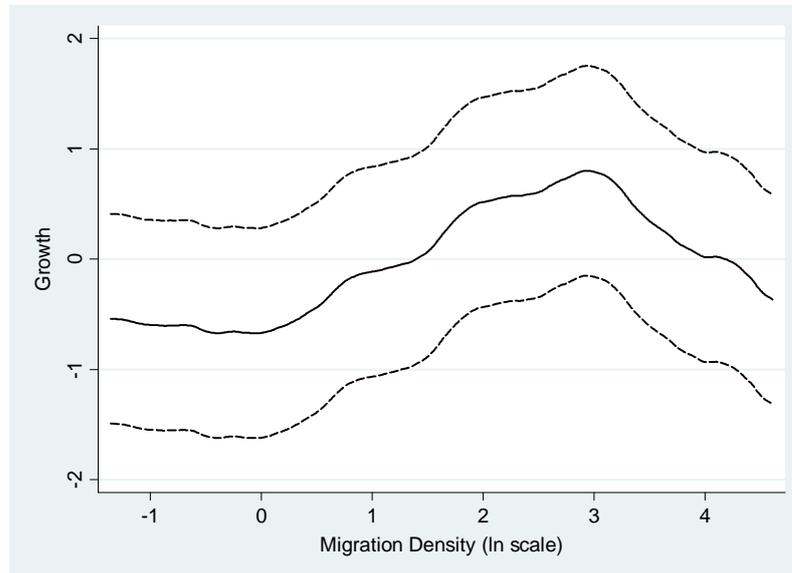
**Figura 6.- Kernel estimado de la media del Crecimiento del Stock de Inmigrantes 1960-2000 (Bandwidth 0,5)**



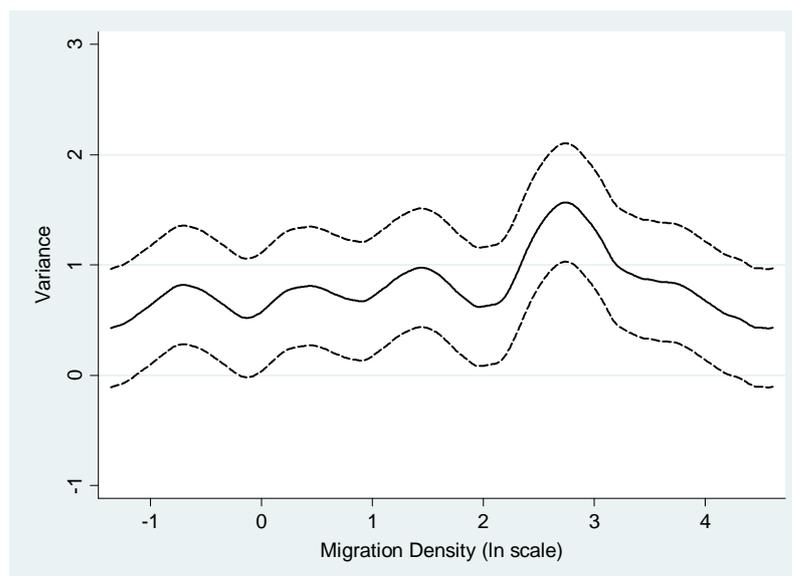
**Figura 7.- Kernel estimado de la Varianza del Crecimiento del Stock de Inmigrantes 1960-2000 (Bandwidth 0,5)**



**Figura 8.- Kernel estimado de la media del Crecimiento de la Densidad Migratoria 1960-2000 (Bandwidth 0,5)**



**Figura 9.- Kernel estimado de la Varianza del Crecimiento de la Densidad Migratoria 1960-2000 (Bandwidth 0,5)**



## Apéndice

**Cuadro A1.- Medidas de concentración para el Stock de Inmigrantes**

Año	Tamaño muestral	Herfindahl	Herfindahl normalizado	Coficiente de Gini
2000	214	0,079	0,075	0,846
	Top 150	0,080	0,073	0,787
	Top 100	0,082	0,073	0,712
	Top 50	0,097	0,078	0,610
1990	214	0,074	0,070	0,845
	Top 150	0,074	0,068	0,785
	Top 100	0,077	0,068	0,712
	Top 50	0,091	0,072	0,608
1980	214	0,045	0,041	0,822
	Top 150	0,045	0,039	0,753
	Top 100	0,047	0,038	0,667
	Top 50	0,056	0,036	0,520
1970	214	0,046	0,042	0,836
	Top 150	0,046	0,040	0,772
	Top 100	0,048	0,038	0,691
	Top 50	0,056	0,036	0,550
1960	214	0,051	0,047	0,845
	Top 150	0,052	0,045	0,784
	Top 100	0,053	0,043	0,703
	Top 50	0,061	0,041	0,554

**Cuadro A2.- Medidas de concentración para la Densidad Migratoria**

Año	Tamaño muestral	Herfindahl	Herfindahl normalizado	Coficiente de Gini
2000	214	0,015	0,010	0,667
	Top 150	0,016	0,009	0,555
	Top 100	0,018	0,008	0,440
	Top 50	0,025	0,005	0,275
1990	214	0,015	0,010	0,659
	Top 150	0,016	0,009	0,547
	Top 100	0,018	0,008	0,440
	Top 50	0,026	0,006	0,290
1980	214	0,016	0,011	0,669
	Top 150	0,017	0,010	0,565
	Top 100	0,019	0,009	0,466
	Top 50	0,027	0,007	0,319
1970	214	0,017	0,013	0,668
	Top 150	0,018	0,011	0,569
	Top 100	0,021	0,011	0,481
	Top 50	0,029	0,009	0,350
1960	214	0,017	0,012	0,654
	Top 150	0,018	0,011	0,554
	Top 100	0,021	0,011	0,474
	Top 50	0,030	0,011	0,364