

EIXO TEMÁTICO: 3) Localização e concentração das atividades econômicas

LA REGLA DEL TAMAÑO DE LAS CIUDADES EN EL CASO DE LOS PAÍSES DEL MERCADO COMÚN CENTROAMERICANO (MCCA-RD)

Jorge Alberto Orellana Aragón¹
Vivian dos Santos Queiroz Orellana²

Resumen:

En este trabajo se evalúa la validez empírica de la ley de *Zipf* (*rank size rule*) que postula que el tamaño de una ciudad está inversamente relacionado con su rango. El periodo analizado para el Mercado Común Centroamericano (MCCA-RD) comprende los censos entre los años 1950-2008 y adicionalmente se analizaron otros índices de desigualdad urbana. En el primer lugar para el MCCA-RD la validez de la ley de *Zipf* fue rechazada. Posteriormente se evaluaron otros índices de desigualdad tales como: la ley de *Gibrat* que muestra que el crecimiento de una ciudad es independiente de su tamaño. En el caso de Panamá se confirma la ley de *Gibrat* y en el resto de los índices se muestra en general para los países un incremento hasta la década de los años ochenta y caída paulatina a partir de entonces.

Palabras-Llave: Integración económica. Ley de *Zipf*. Ley de *Gibrat*.

Abstract:

This article evaluates the empirical validity of *Zipf's Law* (*rank size rule*) which assumes that the CACM-RD size of a city is inversely related to its ranking. The period analyzed for the Central American Common Market (CACM) incorporated the 1950-2008 census for urban cities and additionally were analyzed others index of urban inequality. At the beginning the validity of *Zipf's law* was rejected for CACM-RD. After that, others urban inequality index was evaluated, such as *Gibrat's law* showing the existence of nonlinear behavior for urban system distribution, that is, that the growth of a city is independent to its size. In the case of Panama, *Gibrat's law* is confirmed, although other indexes generally show an increase for the countries until the early eighties; from then on, they are gradually decreasing.

Keywords: Economic Integration, *Zipf's Law*. *Gibrat's Law*.

Código JEL: F15 R12,

Introducción

El Mercado Común Centroamericano está cumpliendo recientemente 60 años desde su fundación en el año 1960 en que los países de Centroamérica, en su orden: Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua establecieron el mercado común entre distintos países más antiguo del continente americano. Más recientemente República Dominicana y Panamá se unieron al proyecto y eso ha permitido ampliar el tamaño del mercado. Durante esas seis décadas el comercio intra-regional ha influenciado en muchos ámbitos tales como el

¹ Professor do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis (ICEAC), Universidade Federal de Rio Grande (FURG)

² Professora do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis (ICEAC), Universidade Federal de Rio Grande (FURG)

político, demográfico, social y cultural. Durante ese tiempo los tamaños de las ciudades han ido cambiando en cuanto a su tamaño y su orden en función del crecimiento del comercio intrarregional por lo que se hace necesario e relevante el estudio de los sistemas de ciudades en el MCCA-RD para determinar el grado de optimalidad de tales sistemas.

El objetivo de este trabajo es evaluar la validez empírica de la *ley de Zipf* (*rank size rule*) para los países del MCCA-RD. Esta ley de potencia postula que el tamaño de una ciudad está inversamente relacionado con su rango. También es evaluada la *ley de Gibrat* que indica que la tasa de crecimiento de una ciudad es independiente de su tamaño. Por último, se usa un complemento auxiliar de análisis que son las funciones de densidades no paramétricas de Kernel.

Revisión de Literatura

En la literatura del desarrollo económico, las áreas urbanas muy grandes tienen gran preponderancia y representan un papel crucial en el desempeño de la economía regional y global, una vez que conducen, principalmente, al surgimiento de las economías de aglomeración (VENABLES, 2005) e la dinámica del centro/periferia. El crecimiento económico y la distribución de la población posee una relación directa que permite así comprender la evolución y que posibilita el entendimiento de la dinámica de otros fenómenos colaterales, como la emigración, la convergencia del crecimiento económico regional, el desarrollo territorial y la integración de los países en bloques económicos.

Una forma de analizar la concentración urbana y la distribución poblacional entre los núcleos de la red urbana es a través de la Ley de Zipf o regla del *rank*³, que posibilita acompañar la evolución de las dimensiones de los centros urbanos. La hipótesis por detrás de esa ley dice que el tamaño de las ciudades avanza en relación al tamaño de la mayor ciudad (PÉREZ, 2006). De tal manera, que si la Ley de Zipf se cumple, existe la tendencia para una distribución urbana más equilibrada, evitando el fenómeno de la macrocefalia urbana.⁴ A partir de ese simple análisis, es posible encontrar evidencias importantes que permitan inferencias acerca de la concentración poblacional en los diferentes instantes del tiempo.

El estudio del tamaño de las ciudades tiene relación directa con el grado de desarrollo de las economías. Por ejemplo, Krugman (1996) apunta la existencia de fuerzas opuestas que actúan en el sentido de la aglomeración o dispersión y que son denominadas fuerzas centrípetas y centrífugas, respectivamente.

De esta forma, la aglomeración de la actividad económica puede resumirse como la interacción de la localización de la actividad manufacturera y el movimiento de los salarios nominales industriales, ya que la concentración de firmas en un mismo local impulsa los salarios industriales hacia la cima. De acuerdo a Balassa (1967), los problemas regionales tienen un papel importante en la discusión de los planes de la integración económica.

Como Henderson (1999, p. 1) indica: “La urbanización y el crecimiento económico en los países en desarrollo andan juntos”. En una simple correlación el coeficiente global de los países entre los porcentajes de urbanización en un país y el PIB *per cápita* (en logaritmos) es

³ La palabra *Rank* se refiere al ordenamiento del tamaño de las ciudades (de mayor a menor).

⁴ Es un concepto usado por la teoría de la geopolítica y se refiere a la tendencia que ocurre en muchos países, tal como la concentración del poder político, económico y la administración pública en la ciudad capital. La macrocefalia es un fenómeno que aparece en países o regiones donde la red urbana está muy desequilibrada por el predominio de una ciudad que concentra gran parte de la población urbana.

de aproximadamente 0.85⁵. La razón es clara, el desarrollo económico implica la transformación de un país con una economía basada en la agricultura y una economía sustentada en la base industrial. El delineamiento es que existe un óptimo grado de concentración urbana, que se obtiene por el comercio derivado de la igualdad entre el beneficio social marginal y el costo del aumento de la concentración urbana.

Cuando se está por encima o por debajo de la concentración, es costoso en términos de eficiencia económica y de una tasa nacional de crecimiento. Esa concentración espacial también aumenta los efectos de la información secundaria en un momento en que la economía es de información deficiente" y puede igualmente aumentar la acumulación de conocimiento, como indica Henderson (2000), adaptado por Lucas (1988), y Black y Henderson (1999) pruebas sobre la Ley de Zipf (Gabaix, 1999).

Es importante saber diferenciar entre la urbanización propiamente dicha y la concentración urbana, o el grado en que los recursos urbanos se concentran en una o en dos grandes ciudades, en contraposición a ser divididas en muchas ciudades. Sin embargo, como ya se mencionó anteriormente parte del interés en el proceso de urbanización se debe a que la urbanización y el crecimiento económico parecieran estar interconectados. Los economistas tienden a centrarse en el tema de la concentración urbana, en lugar de la urbanización *per se*.

Con todo, Ades y Glaeser (1993) están en completa concordancia con la hipótesis de Krugman y Livas (1992), sobre el hecho que la concentración urbana está relacionada negativamente con el comercio internacional, lo que se ve confirmado por los datos y la evidencia empírica internacional. Indican que el comercio y las ciudades están conectados, pero puede ser que las concentraciones urbanas estén causando bajos niveles de comercio y no que los bajos niveles de comercio inducen a la concentración. Sin embargo, los factores políticos como el tipo de régimen del gobierno son más fuertes que nuestros resultados sobre el comercio. Muestran una sólida relación causal que va desde la dictadura a la centralización urbana.

Para otra parte, ofrecen otra explicación Brakman, Garretsen, Joeri Gorter, Van der Horst y Schramm (2005) con relación al aumento de la aglomeración en cuanto a que no es necesariamente negativa. La lógica del programa de mercado único de la integración económica descansa principalmente en la explotación de las ventajas comparativas, lo que implica un cambio de actividad económica entre los Estados miembros, de tal manera que la localización de la producción está en concordancia con la localización de los factores de producción.

Como señalan Segado, García y Rosique (1996) en términos generales, los sistemas de ciudades y sus modelos explicativos de jerarquía pueden dividirse en dos grandes grupos: modelos de jerarquía de los sistemas de ciudades; y modelos de análisis de especialización funcional del sistema. Para el presente trabajo, lo que importa son los modelos de jerarquía de los sistemas de ciudades, que pueden subdividirse en dos categorías: modelos verticales, que tienen por objetivo analizar las jerarquías de las ciudades considerando únicamente las variables que se definen a partir del tamaño poblacional, sin incluir otras consideraciones espaciales de otro tipo, por ejemplo, el modelo de Pareto⁶ o regla del tamaño/puesto; y modelos horizontales, que incluyen la variable espacial, pues consideran la distribución de los núcleos en función de los niveles de, población, es decir, considerar la horizontalidad entre los núcleos en función de sus niveles.

⁵ Más específicamente de acuerdo con los cálculos de Venables (2003), en cualquier año el coeficiente de correlación de los países entre el porcentaje de urbanización en un país es por ejemplo el PIB *per cápita* (en logaritmos) de aproximadamente 0.85.

⁶ El índice de Pareto es la medida de desigualdad de la distribución de la renta y/o ingreso.

A partir de los modelos verticales *Zipf* (1949)⁷ mejoró la idea central del trabajo de Auerbach (1913) propuesto, que indica que las distribuciones de los tamaños de las ciudades son mucho más variadas de lo que se piensa, en concordancia con la idea original de Pareto que similarmente tiene un exponente α igual a 1. Por la regularidad que esa Ley presenta, la misma fue conocida como la Ley de *Zipf* o Ley de Potencia, como la conceptualiza Krugman *et al.* (1996) al definirla como “el misterio de la jerarquía urbana”.

“[...] Llegados a este punto no tenemos en nuestro haber ninguna explicación de la asombrosa regularidad que presentan las distribuciones del tamaño de las ciudades, debemos reconocer este hecho que es un enorme desafío intelectual [...]” (KRUGMAN; FUJITA; VENABLES, 1996, p.54.)

La Ley⁸ de *Zipf* es definida como el producto del tamaño de la población de cualquier ciudad multiplicado por su posición en la ordenación de una región/territorio geográfico por lo que su producto será igual a la población de la mayor ciudad. Por lo tanto, la segunda mayor ciudad tendrá la mitad de la población más grande y la tercera tendrá un tercio y así sucesivamente.

Cabe mencionar que, durante las últimas décadas, se publicaron predominantemente documentos que tienen la motivación de proporcionar explicaciones empíricas para la Ley de *Zipf*. Entre las más importantes se encuentran las investigaciones de Rosen y de Resnick (1980), que se hicieron hace más de 35 años y están basadas en datos demográficos de 1970. Además del estupendo trabajo de Soo (2004) que actualizó la investigación de Rosen y Resnick (1980), se efectuaron varios modelos econométricos con datos más recientes para exponer cómo los cambios de los centros urbanos pueden explicarse por medio de la Ley de *Zipf*. En el mismo trabajo, ese autor aplica un “*test*” para Guatemala y República Dominicana, lanzando resultados que no permiten corroborar empíricamente la Ley de *Zipf*.

Monasterio (2004) explica que de acuerdo con *Zipf*⁹, existe una fuerza de diversificación sobre la forma en que se distribuyen las ciudades como resultado de la localización de la población en las proximidades de las áreas suministradoras de materias primas como forma de minimización de costos y al mismo tiempo otra fuerza que es la unificación de espacio, que se deriva de la minimización del costo del transporte de las mercaderías de productos finales para los mercados de consumidores. Esas dos fuerzas de aglomeración están contrapuestas. Por un lado, las fuerzas de diversificación o centrifugas que conducen a un número creciente de ciudades con población creciente y, por otro lado, la fuerza de unificación o centrípeta que dirige a un número menor de ciudades con población creciente.

Como esclarecen Lanasta, Perdiguero y Sanz (2000), las distribuciones del tamaño de las ciudades presentan peculiaridades propias cuando se trata de distribuciones fuertemente asimétricas. En efecto, cuando existen muchas ciudades pequeñas y pocas grandes, lo que sucede es que el número de ciudades grandes en cada clase decrece conforme aumenta la dimensión que caracteriza dicha clase. La configuración espacial del equilibrio que define el

⁷ Esa regularidad empírica fue formalizada por *Zipf* (1949) que terminó siendo llamada “Ley de *Zipf*” y que los centros urbanos la interpretaron como de distribución de los rendimientos de los individuos, conocida como la Ley de Pareto.

⁸ La distribución de las ciudades puede aproximarse por $P_n \sim 1/n^\alpha$ donde P_n representa la frecuencia de una ciudad ordenada n -ésima y el exponente α será próximo a 1. Lo anterior significa que el segundo elemento se aproximará con una frecuencia del 1/2 de la del primero y, el tercer elemento 1/3 y así sucesivamente.

⁹ George Kinsley *Zipf* (1949) encontró cierta regularidad empírica que gobierna ciertos fenómenos conocida como la “Ley de *Zipf*”. Actualmente tiene aplicabilidad además de la geografía económica, en otras cuestiones, tales como: número usuarios de las páginas web en el internet, en lingüística y la música clásica.

número y el tamaño de los núcleos urbanos puede entenderse como el resultado de un proceso donde participan dos tipos de fuerzas opuestas, como se explicó anteriormente: es decir, fuerzas centrípetas o de aglomeración y fuerzas centrífugas o de dispersión, tal como se muestra en el Cuadro 1. El equilibrio espacial correspondiente es el resultado de una complicada interacción de fuerzas que reciben y que expulsan consumidores y empresas, hasta que puedan buscar una localización mejor u óptima.

Con el resultado de la tensión de las dos fuerzas puede deducirse el sistema jerárquico de las ciudades, como se observa en la realidad, en el cual los diferentes núcleos tienen diferentes tamaños y se especializan en determinado sector que, a su vez, es diferente. El primer trabajo sobre la forma cómo crecen las ciudades lo realizó Auerbach (1913). Para tal propósito, la forma de la función fue modificada por la versión de la función de distribución de Pareto (adaptada de Mills y Hamilton 1994) y referida por Monasterio (2004)¹⁰.

Cuadro 1-Características de las fuerzas de aglomeración

FUERZAS CENTRÍPETAS	FUERZAS CENTRÍFUGAS
<ul style="list-style-type: none"> - Ventajas Naturales (puertos y puntos de entroncamiento) - Externalidades pecuniarias <ul style="list-style-type: none"> ▪ Mercado local ampliado ▪ Mercado de trabajo conjunto - Externalidades tecnológicas 	<ul style="list-style-type: none"> - Factores móviles dispersos - Congestionamiento y contaminación - Precio y residencia/solo agrícola - Costos de desplazamiento - Competencia entre Empresas

Fuente: Lanasta, Perdiguero, y Sanz (2000, p.5)

De acuerdo con las consideraciones de *Zipf*, ese fenómeno permite tener una relación lineal en cuanto a la relación entre el *rank* o el orden de las ciudades y su tamaño, que es planteada en una escala logarítmica dupla y que llega a obtener muy cerca una línea inclinada de 45 grados de pendiente negativa, como lo resalta Krugman (1996).

Cabe mencionar que la Ley de *Zipf* se deriva de un fenómeno observado empíricamente, pues el tamaño de la distribución poblacional tiene la tendencia a ser similar en muchos países (Soo, 1994). La ley de *Zipf* sugiere que muchas ciudades dentro de un país tenderán a ser pequeñas y las ciudades mayores tenderán progresivamente a ser pocas.

La llamada distribución de Pareto establece una relación matemática entre las poblaciones de las ciudades de un territorio, por lo tanto, al conocer la población de la ciudad mayor o líder, se puede estar al tanto del número de ciudades de una determinada población. Esa relación puede presentarse en un gráfico con una función logarítmica, donde el eje de las ordenadas representa el logaritmo del número de ciudades de una determinada población y el eje de las abscisas el logaritmo de la población.

La regla *rank-size* o regla de potencia de las ciudades fue figurada empíricamente por *Zipf* y se dice que se coloca en orden descendente en distintas ciudades usando un criterio de su tamaño poblacional al tamaño de una ciudad determinada (x) es decir, el $1/x$ del tamaño de la ciudad mayor. Con esa regla se muestra la existencia de una relación constante entre la población de una ciudad y su *rank* dentro de una distribución ordenada de los núcleos de acuerdo al tamaño poblacional:

$$y = Ax^\alpha \tag{1}$$

¹⁰ De acuerdo con Monasterio (2004), se define de manera formal: $R_i = M(x_i)^\alpha$, donde: R_i = el *rank* de la ciudad i ; x_i = la población de la ciudad i ; M = el tamaño de la mayor área metropolitana.

Donde x es el poblacional total, y representa el número de ciudades donde la poblacional es igual o mayor que x , el coeficiente A es el valor de una constante y el exponente de Pareto es α .

A partir de este punto se puede generar una distribución acumulada de Pareto, cuando el tamaño de la población de una ciudad es una variable aleatoria X , con un acto x , donde la probabilidad de descubrir una ciudad, menor del x , llegara por una función de distribución acumulada:

$$Prob(X \leq x) = F(x) = 1 - \frac{A}{x^\alpha} \quad (2)$$

Después, la probabilidad de descubrir una ciudad con población mayor que x es dada por:

$$Prob(X > x) = 1 - F(x) = \frac{A}{x^\alpha} \quad (3)$$

Teniendo $y = 1 - F(x)$, se tiene que (2) obteniendo los logaritmos de las expresiones, se obtiene para cualquier país el tamaño de las áreas urbanas que puede calcularse econométricamente por medio de la transformación logarítmica, a la cual se presenta:

$$\log y = \log A - \alpha \log x \quad (4)$$

Dicho de otra forma, y es la población de la ciudad de *Rank* x , A la población de la ciudad mayor o centro con mayor dimensión y x el ranking que ocupa la ciudad x en el sistema urbano considerado¹¹.

El modelo utilizado y que se estimará en el presente trabajo tiene base en la ecuación (4) y resulta de la siguiente forma:

$$\log y_{it} = \log A_{it} - \alpha \log x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Donde $i = 1, \dots, n$ representan las ciudades, t representan las fechas de los censos y los períodos donde las regresiones son estimadas, x es la población de una ciudad específica y representando a su vez el número de ciudad con una población mayor que la misma x , ya que existe un orden específico de las ciudades en este modelo determinístico de geografía económica. Las constantes o parámetros estimados en el modelo son y_{it} y α , y finalmente, ε_{it} significa el error normalmente distribuido con una media cero y variancia σ_ε^2 constante dado que α consiste en la pendiente de la curva. De acuerdo al valor de α pueden obtenerse sistemas de ciudades más o menos integrados. Por lo tanto, si $\alpha = 1$ el sistema de ciudades es integrado, o por el contrario $\alpha \neq 1$ tiene un sistema de ciudades con primacía.

Como indica Monasterio (2000), dicha regularidad quedó conocida como Ley de Zipf, mantiene la exigencia de que α sea próxima a -1 . La pregunta principal sobre la evidencia empírica del tamaño de las ciudades es: ¿por qué, en cualquier área, el número de las ciudades grandes es bajo en relación al número de las ciudades pequeñas? Como apunta Sôo (2004), una de las mayores regularidades que determinan la actividad de la economía regional es como se concentran las ciudades. La idea principal es como la distribución del tamaño de las ciudades

¹¹La Ley de Zipf representa la elasticidad de un centro de orden r en relación a ese mismo orden. Por lo tanto, cuanto mayor fuera α menor será a en la dimensión de un centro urbano y menor cuando se pasa de la dimensión de un centro de orden para un centro de $r - 1$.

puede aproximarse a la distribución de Pareto. El modelo utilizado por Monastério (2000) fue un log-lineal¹².

Como apunta Sôo (2004), el exponente de Pareto puede verse como una medida de desigualdad. Asimismo, el exponente con un valor mayor tendría que entenderse como las poblaciones más iguales en los sistemas urbanos (el límite es $\alpha = \infty$, donde todas las ciudades tienen el mismo tamaño). Para Brakman (2003), la Ley de Zipf se mantiene solamente si en ($\alpha = 1$), la mayor ciudad es k veces mayor (como la ciudad más grande k).

Para interpretar la señal α de una forma intuitiva, la misma debería siempre ser negativa, debido a que cuanto mayor es la población de un centro urbano menor será la probabilidad o la oportunidad de encontrar una ciudad con una población mayor que la suya propia. También, por lógica, la ciudad siempre estará localizada en una posición menor en el ordenamiento del tamaño de las ciudades. Por otra parte, conforme el valor de α es mayor, menor será la desigualdad para la distribución de las ciudades y cuando tiende $\alpha \rightarrow \infty$ todas las ciudades de la región poseen el mismo tamaño. Por el contrario, cuando el valor de α es menor, mayor es la desigualdad en la distribución del tamaño de las ciudades y en el caso de $\alpha \rightarrow 0$ entonces, existirá una emigración completa al centro urbano mayor. Finalmente, si $\alpha = 1$, se consigue verificar la regla del orden de las ciudades, donde el parámetro A significa la población del centro urbano mayor en el país o región de estudio. Sería importante evaluar la posibilidad de que no exista una relación lineal entre el orden de las ciudades y su tamaño de acuerdo con la propuesta de Rosen y Resnick (1980):

$$\log y_{it} = \log A_{it} - \alpha \log x_{it} + \beta (\log x)^2 + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Para esta versión modificada, se debe evaluar el parámetro β , el cual tendrá que determinar la señal, por lo tanto, se $\beta > 0$ se interpreta que la curva que relaciona el orden y el tamaño de las ciudades tiene una forma convexa. La interpretación es que existe una mayor población en los centros urbanos mayores y las ciudades menores son más numerosas de la propuesta original conocida como la Ley de Zipf o la regla de la orden del tamaño de las ciudades esto se puede ilustrar en la Figura 1. en la línea de color azul.

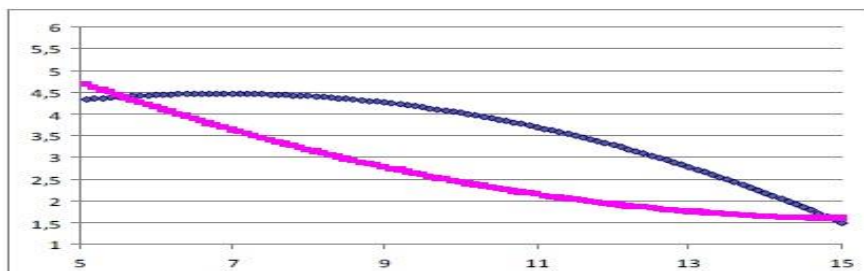


Figura 1- Curva derivada de la ley Gibrat
 Fuente: Roca y Arellano (p. 203, 2011)

¹²Como apunta Gujarati (1998) se entiende como un modelo *log-lineal* o *log-log* como un modelo logarítmico que es lineal en los parámetros, pero puede ser no lineal en las variables. Por ejemplo, un típico modelo podría ser: $Y_i = \alpha + \beta_2 X_i + \mu_i$. Si cumple los supuestos del Modelo Clásico de Regresión Lineal (MCRL) los parámetros pueden estimarse por el Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Su característica principal es que el coeficiente de β_2 mide la elasticidad de Y con respecto a X.). Específicamente, Monasterio (2004) utiliza la siguiente ecuación: $\log(\text{Rank}) = \text{constante} + \alpha \log X_i + u$.

Por el contrario, si, $\beta < 0$ la interpretación sería que relaciona el orden y el tamaño de las ciudades que tienen una forma cóncava donde los mayores centros urbanos o ciudades son menos populosas y las ciudades menores son menos numerosas, de acuerdo a la idea de *Zipf*. Lo anterior puede verse en la curva color lila en la Figura 1. Y, por último, si $\beta = 0$ se verificaría la ley de *Gibrat*, donde la evolución en el crecimiento de una ciudad es independiente de su tamaño.

Por lo tanto, si existe una distribución más desigual de los tamaños de las ciudades, mayores son las economías de escala, más bajos son los costos de transporte, menor es la participación de la manufactura en la economía y menor es la participación de la economía en el comercio internacional. Por consiguiente, cuán mayor sea la economía de escala en cada industria manufacturera, un número menor de ciudades se formará y de esa forma, existirá una mayor diferencia de la media entre los tamaños de las ciudades. De forma similar, los costos más bajos de transporte implican que los beneficios de la localización próximos a la periferia agrícola se reducirán, y por lo tanto, se formarán pocas ciudades. Es decir, cuando es menor la participación de la industria en la economía, más ciudades se formarán por el deseo de servir a la periferia agrícola por lo que las fábricas serán relocalizadas distantes de las ciudades existentes.

Para intentar explicar las variaciones del valor, existe una posibilidad que es el modelo de geografía económica propuesto por Krugman y Fujita (2002). Ese modelo puede verse como un modelo de desigualdad de la actividad económica. De esa forma, para ciertos valores la actividad se valora y se aglomera, en cuanto que para otros valores la actividad se dispersa. Los parámetros fundamentales son el grado de los retornos constantes a escala, los costos de transporte y otras barreras al comercio internacional. Por otro lado, cuando la magnitud del comercio internacional es muy grande se debilitan las fuerzas de aglomeración, lo que conduce a una distribución de la actividad económica de forma más equitativa.

Como indican Ades y Glaeser (1995), existen, también factores políticos que pueden influenciar en el tamaño de la distribución de los tamaños de las ciudades. La estabilidad política y la duración de las dictaduras son factores que influyen en la concentración de la población en la ciudad capital de un país. Por lo tanto, la inestabilidad política podría implicar una distribución más desigual del tamaño de las ciudades (menor exponente de Pareto).

Metodología econométrica y base de datos

La metodología econométrica consiste en un modelo clásico lineal de regresión lineal log-log y otros dos aplicando algunas extensiones en donde se obtienen las elasticidades que sirven como el parámetro del coeficiente de Pareto. Además, se utiliza otra metodología no paramétrica que permite que se estime el efecto de los cambios poblacionales sobre toda distribución de censos en los países de MCCA. La metodología aplicada a la Ley de *Zipf* es oriunda para los trabajos empíricos de Soo (2001) y para la estimación de las densidades en que se utilizan estimadores de núcleo - Kernel ponderados. De tal manera, que se usa una

determinada muestra aleatoria de poblacionales $\{y_i\}_{i=1}^n$, a la cual se estima la densidad que posee el estimador \hat{f}_h , y se tiene:

$$\hat{f}_h = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{y - Y_i}{h}\right) \quad (7)$$

Donde, h es un parámetro de suavización (parámetro de largura conocido como *bandwidth*) y $K(\cdot)$ que es la función *kernel* (núcleo) que satisface $\int K(y)dy = 1$. Está formado de la densidad estimada que dependerá del valor de h y de la función de núcleo utilizada¹³.

Silverman (1986) admite que la elección del parámetro de suavización ha sido ampliamente discutida en la literatura no-paramétrica ya que diversas reglas se están utilizando. La elección de ese parámetro es un punto crucial en la estimación de las densidades, pues los valores muy bajos ofrecen poca información sobre la densidad estimada y los valores muy elevados pueden acabar suavizando excesivamente la densidad. Por lo tanto, por medio de esta función de densidad se propone examinar a través del análisis visual las poblaciones urbanas que muestran un grado de suavización moderado. Por otra parte, la base de datos se obtendrá a partir de dos censos de poblaciones efectuados por el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) que es una subdivisión de la CEPAL y fueron publicados en el año 2009.

Resultados

Ley de Zipf para el MCCA-RD

Para comenzar se realizó un análisis de la región de América Central y República Dominicana para determinar si existía una relación entre el ranking que ocupa cada ciudad y la población de cada una de ellas. De acuerdo a la Ley de Zipf debe existir una relación inversa y homogénea entre el logaritmo del ranking y el logaritmo de la población. Por lo tanto, el gráfico resultante debe ser muy ajustado a una línea recta.

En una sección posterior donde se presentan las funciones de densidad de *Kernel* se muestran los resultados del diagrama de dispersión en las Figuras 6b a 13b y se logra corroborar la proposición original de Zipf (1948) para los censos sujetos de estudio en los países del MCCA-RD, es decir, con la pendiente negativa y un ajuste en función de una línea recta.

El siguiente paso fue presentar los cálculos de las regresiones (5) y (6) por medio del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). De acuerdo a los resultados Tablas 1 a la 7 y derivadas de la ecuación (4) que permiten inferir que la ley de Zipf no se cumple en los censos estudiados para los países del MCCA-RD.

¹³ Normalmente se usa una función Kernel del núcleo gaussiano, pues de acuerdo a Ziegelmann (2002, p.48) existen pocas diferencias de eficiencia entre los diferentes *kernels* (en término de error al cuadrado medio integrado asintótico).

El coeficiente de Pareto (α) en el caso de Costa Rica muestra un crecimiento sostenido de desde el año de 1950 (-0.46), 1963 (-0.48), 1973 (-0.61), 1984 (-0.66) y 2000 (-0.77) como se muestra en la Tabla 1. Lo que indica que si se está aumentando el valor del coeficiente de Pareto (α) menor será la desigualdad en la distribución del tamaño de las ciudades. De hecho, la incorporación de Costa Rica al MCCA benefició de forma decisiva este acrecentamiento. En consecuencia, el aumento de la aglomeración de las actividades económicas está relacionada directamente al comercio intrarregional a partir del año 1960, lo cual fue beneficioso con en el establecimiento de un sistema de ciudades más equilibrado.

En realidad, la tendencia para el próximo censo es que debería converger o alcanzar un valor muy próximo a validar la Ley de *Zipf*, puesto que como lo indica la literatura de la NGE los aumentos en la productividad agregada en un país o región es una consecuencia misma de los efectos de la aglomeración de las empresas.

Como consecuencia de esta aglomeración fue que Costa Rica registró un aumento de la productividad de los trabajadores de acuerdo a Ross (2014) en el período de 1955-1979 con una tasa¹⁴ de 2.33 y 1986-2011 de 1.12

Sin embargo, el caso más paradigmático fue la recientemente cerrada fábrica¹⁵ de microprocesadores INTEL ubicada en la ciudad de Alajuela¹⁶.

Como ya fue mencionado anteriormente en la introducción de este trabajo, la misma fue establecida en el año de 1997 y su efecto fue generar un incremento explosivo en la densidad de trabajadores en la región de la ciudad de Alajuela, que a su vez condujo aumentos sostenidos y significativos en la productividad, debido en parte a los efectos directos e indirectos como lo son los encadenamientos productivos de las zonas francas ubicadas en ese lugar.

Tabla 1- Exponentes de Pareto (α) Costa Rica 1950-2000

Años	A	α	R ² Ajustado	N
1950	5.794785 (0.5556891)	-0.4686806 (0.0644106)	0.8597	14
1963	6.263193 (0.4371791)	-0.4888418 (0.0493368)	0.8671	16
1973	7.764369 (0.409364)	-0.6104291 (0.0444134)	0.9250	16
1984	8.563423 (0.6980537)	-0.6694119 (0.0736092)	0.9355	16
2000	10.37077 (0.8856071)	-0.773596 (0.0836686)	0.9376	16

Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

¹⁴ Ross (2014) estima las tasas en logaritmo entre años pico.

¹⁵ Como lo señala un estudio realizado por CEFSA (2012) esta fábrica era responsable del 20% de las exportaciones totales de Costa Rica y el 6% del Producto Interno Bruto.

¹⁶ Desde la década de los años ochenta en la ciudad de Alajuela fueron construidas 8 zonas francas industriales. En el año 2006 allí fue establecida la zona franca más grande de América Central llamada Coyol Free Zone & Business Park con fábricas de alta tecnología.

Para el caso de El Salvador como lo muestra la Tabla 2, el coeficiente de Pareto es relativamente estable entre el período de 1950-1970. Los coeficientes (α) fueron en 1950 (-0.68), 1961(-0.69) y 1971(-0.68) mostrando como el sistema de ciudades no fue afectado de forma decisiva por el ingreso de El Salvador al MCCA. El censo de 1992 mostró una disminución que cae hasta -0.60, lo que pareciera que esta disminución acentúa la tendencia del país a sufrir el fenómeno de macrocefalia, es decir, conforme el valor de α es menor, mayor es la desigualdad de la distribución del tamaño de las ciudades.

Tabla 2- Exponentes de Pareto (α) El Salvador 1950-2007

Anos	A	α	R ² Ajustado	N
1950	8.392471 (0.420545)	-0.6847548 (.0464352)	0.9362	28
1961	8.72804 (0.3722178)	-0.6954876 (0.0398602)	0.9525	28
1971	8.88951 (0.4082142)	-0.6864481 (0.0423269)	0.9475	28
1992	8.506034 (0.5760018)	-0.6065033 (0.0557943)	0.9098	28
2007	12.57881 (0.7569873)	-0.9358938 (0.0717536)	0.9656	28

Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

Esta tendencia se revierte y a partir de 1992 y tiene un incremento sostenido hasta alcanzar un valor de -0.93 en el año 2007. Esto se debe al incremento sostenido del comercio intrarregional con todo el bloque del MCCA y especialmente con el llamado subgrupo llamado CA-2 (El Salvador y Guatemala), ya que de hecho ambos países se encuentran en el nivel más alto de integración comercial de la región con avances importantes para lograr una unión aduanera y un el arancel común centroamericano.

Por otro lado, Guatemala muestra en la Tabla 3 un comportamiento de aumentos y disminuciones del coeficiente de Pareto. En el año 1960 el coeficiente era de -0.80, posteriormente disminuyó a -0.74 en 1964 y en el siguiente censo disminuyó más aún hasta alcanzar -0.71 mostrando una tendencia hacia la primacía de las grandes ciudades. Posteriormente en el año 1981 obtuvo el mismo resultado del año 1964 que fue de -0.74. A continuación en el censo de 1991 disminuyó levemente a -0.72.

Tabla 3 - Exponentes de Pareto (α) Guatemala 1950-2004

Anos	A	α	R ² Ajustado	N
1950	9.527899 (.8909222)	-0.8009048 (0.1063246)	0.8620	33
1964	9.300474 (0.8288784)	-0.7411785 (0.0950045)	0.8860	33
1973	9.177737 (0.8053176)	-0.7121355 (.0904736)	0.8590	33
1981	9.642292 (0.9193763)	-0.7453483 (0.115514)	0.8397	33
1994	10,94338 (1.177717)	-0.7248414 (0.0974716)	0.8616	33
2004	12.5103 (2.236553)	-0.9339341 (0.2141724)	0.7936	33

Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

Vale la pena resaltar que este resultado para Guatemala fue el mismo al obtenido por Soo (2004) para el mismo año de -0.7287. Para finalizar, en el año 2004 el α registra una notable mejora alcanzando el valor -0.93 indicando que la desigualdad en la distribución del tamaño de las ciudades y el sistema urbano en Guatemala es más equilibrado y eficiente. Esta mejoría se debe en parte al incremento sostenido del comercio intrarregional del MCCA especialmente con El Salvador y Honduras y en menor medida del comercio extraregional.

La Productividad Total de los Factores (PTF) para el caso de Guatemala aumentó significativamente con la vigencia del MCCA. De acuerdo a Ross (2014) entre el periodo 1950-1981 el PTF fue de 1.84 y entre 1991-2011 de 0.21. Sin duda alguna este aumento de la productividad agregada se debe en gran medida como una consecuencia de los efectos de las aglomeraciones regionales como lo indica Ciconne (2001).

Los resultados alcanzados en el caso de Honduras muestran en la Tabla 4 que el coeficiente α era en el año de 1950 de -0.82, que se redujo a -0.72 en 1961 y aumentó de forma mínima en 1974 a -0.73. En el año 1988 alcanzó su mayor valor con -0.79 y en el año 2001 cae de nuevo en -0.54. Con este último resultado se corrobora la clara tendencia a la disminución del coeficiente de Pareto y una mayor emigración urbana y rural a las dos grandes ciudades de Honduras como lo son su capital Tegucigalpa y San Pedro Sula, que es la segunda e importante por su actividad comercial.

Tabla 4- Exponentes de Pareto (α) Honduras 1950-2001

Años	A	α	R ² Ajustado	N
1950	9.227 (0.4494409)	-0.8245149 (0.0506201)	0.9671	19
1961	8.704186 (0.7581079)	-0.7283593 (0.0786786)	0.9318	18
1974	9.217543 (0.5375831)	-0.7337361 (0.0539606)	0.9414	19
1988	10.30565 (0.450516)	-0.7906156 (0.0455373)	0.9586	19
2001	8.139527 (0.912393)	-0.5472054 (0.0849543)	0.8733	19

Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

Para el caso de Nicaragua el coeficiente de Pareto muestra una evolución claramente dirigida a una estructura urbana más equilibrada. De acuerdo a los resultados de la Tabla 5 en el año 1950 α era de -0.64, posteriormente en 1963 aumentó a -0.69 y en el censo de 1971 aumentó aún más a -0.75. En el siguiente censo poblacional de 1994 siguió aumentando hasta alcanzar el -0.87 y en el último censo del año 2005 logró obtener un valor de -0.92. Todo lo anterior muestra una tendencia a corroborar la validez de la ley de Zipf. Cuando se discute el desempeño de las exportaciones de Nicaragua en las últimas décadas, éstas muestran mucho dinamismo que ha beneficiado el comportamiento del coeficiente de Pareto, porque favorece la actividad comercial y las aglomeraciones derivadas de la misma.

Tabla 5-Exponentes de Pareto (α) Nicaragua 1950-2005

Años	A	α	R ² Ajustado	N
1950	7.71229 (0,580587)	-0.6421671 (0.0651861)	0.9092	22
1963	8.549216 (0.5047282)	-0.6946928 (0.053607)	0.9258	22
1971	9.334809 (0.6610782)	-0.7521326 (0.0709184)	0.9446	19
1994	11.55398 (0.9033928)	-0.8760785 (0.08764)	0.9332	23
2005	12,25682 (1.171771)	-0,9249829 (0.1115561)	0,9142	23

Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

Probablemente el gran desafío que tiene Nicaragua a mediano plazo es retomar aquel viejo proyecto de construir el canal interoceánico de Nicaragua. Para el MCCA sería muy beneficioso porque generaría aglomeración de actividades económicas alrededor del nuevo canal. En realidad, podrían adoptarse nuevas tecnologías en esos lugares de intenso comercio y otras actividades que no eran hasta entonces rentables ahora lo serían, reduciendo los costos de transacción del comercio extra e intra regional.

Como lo indica en un reportaje de prensa escrita¹⁷, la empresa china de nombre HK Nicaragua Canal *Development Investment Co. Ltd. (HKND)* con sede en Hong Kong será la encargada de la construcción del canal y tendrá el derecho de la concesión de explotación por 50 años con la posibilidad de prórroga de otros 50 años más. La idea es que a través de este canal puedan navegar gigantescos buques portacontenedores categoría Triple X con capacidad de 18 mil *containers* o Triple E que pueden transportar 25 mil *containers*. Los mismos por su tamaño actualmente no pueden atravesarse en el canal de Panamá. Por otra parte, adicionalmente se pretende construir dos puertos, una zona franca industrial, un aeropuerto internacional y un complejo turístico. Sin duda alguna este canal podría cambiar el sistema urbano de Nicaragua de forma permanente.

En el caso de Panamá como lo muestra la Tabla 6 existe claramente una estructura de primacía de ciudad donde el coeficiente de Pareto (α) es particularmente bajo con -0.47 para el año 1950, posteriormente en el año 1960 el coeficiente alcanza -0.50 y queda a partir de allí estacionado y con muy leves variaciones porcentuales en los posteriores censos con estos valores: 1970 (-0.5182), 1980 (-0.5159), 1990 (-0.5150) y en el año 2000 (-0.5273).

Sin duda este comportamiento se debe como ya se mencionó anteriormente, a la característica *sui generis* del modelo de desarrollo económico de Panamá sustentado casi en su totalidad en un canal transoceánico que genera una especie de estado estacionario en el crecimiento urbano. Seguidamente, con un mayor foco en el comercio internacional y con la difusión de las Zonas Francas aumentó el coeficiente a -0.79. Actualmente, en la década de los años noventa en plena liberalización comercial y/o globalización, el coeficiente llegó hasta -0.83 donde quedó temporalmente estacionado cayendo levemente en -0.82 para el año 2002.

¹⁷ Reportaje de escrito D. Gershamann en el diario Zero Hora de Porto Alegre (1-22-2015, p.24 y 25)

Tabla 6 - Exponentes de Pareto (α) Panamá 1950-2002

Años	A	α	R ² Ajustado	N
1950	5.810932 (0.1801076)	-0.4792454 (0.0179306)	0.9860	7
1960	6.278052 (0.295265)	-0.5048302 (0.0279003)	0.9795	7
1970	6.616292 (0.4505164)	-0.5182096 (0.0438548)	0.9603	8
1980	6.737375 (0.43501)	-0.5159518 (0.0432362)	0.9606	8
1990	6.895472 (0.4761806)	-0.515038 (0.0449983)	0.9516	8
2000	7.229327 (0.5961834)	-0.527325 (0.0539849)	0.9347	8

Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

Por último, la República Dominicana muestra el alto desempeño de dos ciudades con sus respectivos puertos con un valor alto. Son las ciudades de Santo Domingo y Puerto Caucedo con un valor 85.5 y Santiago de Los Caballeros y Puerto Plata con un valor de 85.04. Los tres sub-indicadores (documentos, tiempo y costo para importar y exportar) del índice muestra así las facilidades que ofrece al sector exportador. Para el caso de República Dominicana, la evolución del coeficiente de Pareto ha acompañado paralelamente la inserción externa de este país al comercio internacional. De acuerdo a los resultados de la Tabla 7, el coeficiente en el año de 1950 alcanzaba -0.58, posteriormente en 1960 subió a -0.72.

Tabla 7 - Exponentes de Pareto (α) República Dominicana 1950-2002

Anos	A	α	R ² Ajustado	N
1950	7.494343 (0.7277884)	-0.5827566 (0.0818636)	0.7343	27
1960	9.193064 (0.2913153)	-0.727224 (0.0343011)	0.9127	28
1970	9.985677 (0.4328367)	-0.7652544 (0.0458496)	0.9242	28
1981	10.73412 (0.6441335)	-0.7931322 (0.06392)	0.9346	28
1993	11.49291 (0.6912529)	-0.8308257 (0.0646282)	0.9383	25
2002	11.65 (0.5891083)	-0.8270353 (0.0550103)	0.9676	30

Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

Ley de Gibrat para el MCCA-RD

Por otra parte, cuando se evalúa la posibilidad de que no exista una relación lineal entre las variables propuestas en la ecuación (6) se puede adoptar una función cuadrática. En su trabajo seminal Rosen y Resnick (1980) lo describen como un resultado muy interesante de un

extra terms para indicar la dirección de la curvatura¹⁸. Como indican Roca y Arellano (2011) el parámetro β permite entender y constatar la curvatura de las colas de distribución de la regla tamaño. De acuerdo al análisis de Pareto el coeficiente α debería ser positivo, consiguiendo ponderar con el β el grado de metropolización de la estructura del sistema urbano.

Como se indicó anteriormente, el cumplimiento de la Ley de *Gibrat* no se verificó para los países miembros del MCCA-RD para el coeficiente β en términos generales, salvo una clara excepción en el caso de Panamá en año 1950, ya que el coeficiente debería ser muy próximo a 0.

Para el caso de Costa Rica el coeficiente negativo ($\beta < 0$) fue evolucionando desde el año 1950 en -0.046, pasando al año de 1963 con un valor de -0.041, disminuyendo en para -0.0023 (1973), aumentando en -0.078 en el año 1984 y alcanzando un valor final de -0.11 en el año 2000. Como se puede constatar con el signo negativo existen estructuras urbanas con una tendencia a una mayor dispersión, es decir, el crecimiento urbano es convergente porque las ciudades pequeñas crecen más que las ciudades mayores. En el caso costarricense se constata la propuesta Krugman-Livas (1992) que la concentración urbana se relaciona negativamente con un alto nivel de comercio ya que las fuerzas centrífugas asociadas a retornos decrecientes a escala favorecen la dispersión de las actividades comerciales intra y extrarregionales entre sus ciudades intermedias y mayores.

Por otro lado, El Salvador muestra un comportamiento con el coeficiente ($\beta < 0$) en que el valor en el año 1950 de -0.052. Posteriormente en el año 1961 disminuyó en -0.026, después en el año 1971 sigue cayendo a un valor de -0.020 y en el año 1992 se registra una quiebra de tendencia y aumenta a -0.050. La interpretación del β indica que el orden y el tamaño de las ciudades tienen una forma de una función cóncava o dicho de otra forma, que las ciudades mayores son menos populosas y las ciudades menores son reducidas en número y mayores relativamente.

Como caso contrario, en el caso de Guatemala el coeficiente es positivo ($\beta > 0$) y en el año 1950 alcanzó un valor de 0.0593 y posteriormente se reduce paulatinamente en 0.0524 en 1964. Entre el período de 1973-2000 se registra un comportamiento de sube y baja parecido con la forma de la letra w, porque disminuye con respecto al período anterior en 0.046 en 1973, luego aumenta su valor de 0.078 en el año 1981, pero disminuye nuevamente a 0.048 en el año 1994 regresando casi al nivel de 1973. Posteriormente sube en el año 2002 a un valor máximo de 0.286. Por último, el β para Guatemala, en el presente trabajo Soo (2004) registró 0.1249 que difiere de 0.048. La diferencia se debe al tamaño de muestra de las ciudades que el caso de Soo (2004) fueron de 13 y en presente estudio es de 33 ciudades.

Cuando se estudia la evolución del parámetro en Honduras comienza con el coeficiente $\beta < 0$ mostrando un valor de -0.0535 en el año de 1950, después aumenta en el año 1961 a un valor de -0.0692. En el censo de 1974 se reduce a -0.0112, posteriormente aumenta a 0.088 en el año de 1988 cambiando de signo $\beta > 0$ y alcanza un valor máximo histórico en el año 2001 de 0.104 consolidando una tendencia divergente del crecimiento urbano atípica en una macrefalia o bimacrocefalia de las ciudades Tegucigalpa y San Pedro Sula.

En el caso de Nicaragua el coeficiente negativo ($\beta < 0$) en el año de 1950 alcanza un valor de -0.0891, posteriormente disminuye casi a la mitad con un valor de -0.042 en el año 1965. En el año 1995 sigue mostrando una tendencia a aumentar con un valor de 0.0675 y en el año 2005 alcanza un valor máximo de 0.1324 apuntando a que existe una mayor emigración a los grandes centros urbanos creando un problema de macrocefalia en Managua.

¹⁸Rosen y Resnick (1980, p.173) lo describen curvatura $\beta > 0$ ascendente de concavidad y $\beta < 0$ descendente concavidad.

Analizando el caso de Panamá muestra que en el censo de 1950 se cumple la Ley de *Gibrat* ($\beta=0$) ya que el coeficiente β muestra un valor 0.0007, es decir, el crecimiento de las ciudades es independiente de su tamaño inicial. Posteriormente entre el período 1960-1970 el coeficiente aumenta de un valor de 0.053 hasta alcanzar 0.076. Posteriormente aumenta continuamente en el periodo (1980-2000) de un valor de 0.063 (1980), a 0.069 (1990) y en el año 2000 (0.089) consolidando así una tendencia a la macrocefalia.

Por último, para República Dominicana el coeficiente ($\beta < 0$) calculado tiene el valor de -0.098 en el año de 1950. En período 1981-2002 tiene leves variaciones de valor ya que alcanza 0.047 (1981), subsiguientemente tiene una leve caída de 0.044 (1993) y para terminar aumenta 0.046 (2002).

Función de densidad de Kernel

Con la función de densidad de Kernel se aprecia de forma más suave y continua la distribución de la población en el rango en que se mueve el crecimiento urbano. El procedimiento de la estimación de densidad de Kernel consiste en ajustar una distribución normal la cual es construida en base a valores muestrales y en que cada punto observado de datos, posteriormente se unen (realiza una suma ponderada) en cada una de estas distribuciones normales lo que permite interpretar cambios de tendencia en el tiempo. De acuerdo a los resultados presentados en la Figura 2a para el caso de Costa Rica en los censos entre el año 1950 y 2000 evidencia un cambio drástico. La función de densidad en el censo 1950 apunta una distribución más achatada y dispersada.

Pero con el pasar tiempo en los censos de 1984 y 2000 hay una tendencia a volverse más picuda, hecho muy relacionado con la tendencia de las ciudades a la primacía urbana como lo son la gran área metropolitana de la ciudad de San José con Alajuela, Heredia y Cartago. Para Costa Rica el valor mínimo del tamaño de las ciudades creció de 288 en 1950 a 23,511 habitantes en el año 2000, es decir, un aumentó un 8.063.5 %. Por otra parte, el coeficiente de Variación viene cayendo de un 2.28 (1950) hasta 2.07 (2000) lo que muestra un mayor grado de homogeneidad entre los valores de las variables.

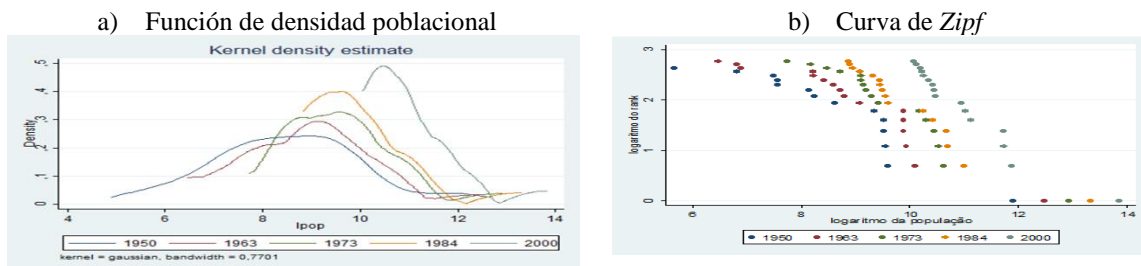


Figura 2-Función de Densidad de Kernel y Curva *Zipf* para Costa Rica
 Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

En el caso de El Salvador, el panorama es muy similar donde las distribuciones de densidades empíricas poblacionales entre 1950-2007 (Figura 3a) se puede apreciar que la distribución viene sufriendo un desplazamiento hacia la derecha. Vale la pena destacar que en el año de 1992 la distribución quedó más achatada y dispersada, revirtiendo en ese censo la tendencia precedente, de hecho el valor mínimo del tamaño de una población cae en un 12.04% . Esta situación se revierte y la siguiente función de densidad se muestra mucho más picuda o empinada en el año 2007. Lo anterior apoya los índices anteriores en cuanto a la tendencia en que El Salvador muestra evidencias de estar experimentando una transición hacia un sistema

de Primacía de ciudades, lo anterior se refleja en el hecho que el área metropolitana de San Salvador representa casi el 32.2% del PIB total de aquel país. (ONU, Habitat, 2012).

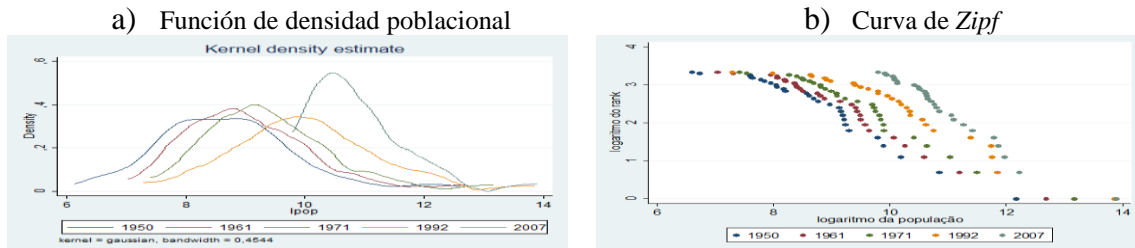


Figura 3-Función de Densidad de Kernel y Curva Zipf para El Salvador
Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

El caso de Guatemala muestra en la Figura 5a que la función de densidad era más puntiaguda y menos expandida en 1950 que en los años 1964, 1973, 1981 y 1994 donde la distribución sufre un desplazamiento a la derecha, pero se transforma en más achatada a la vez. El valor medio de las poblaciones de 67378 (1981) y 66785 (1994) habitantes y cae en 0.88%. Posteriormente, experimenta un cambio radical en el año 2002 y aumenta el valor medio de la distribución de ciudades en un 54.30% y como resultado la función de Kernel aparece mucho más picuda y poco expandida con un desplazamiento a la derecha. Lo anterior explica una distribución relativamente más equitativa del Sistema de ciudades en Guatemala con el crecimiento de otras ciudades a raíz del comercio intraindustrial.

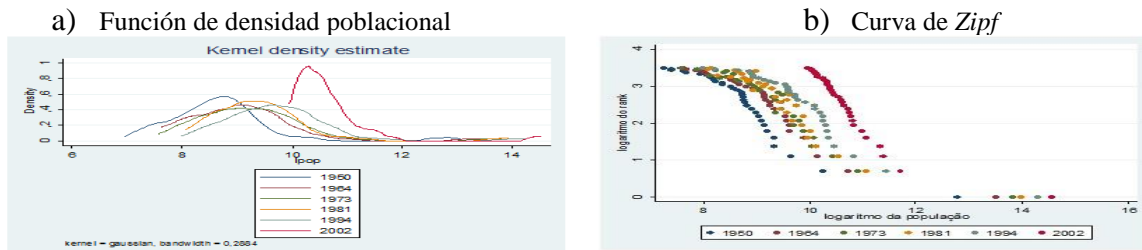


Figura 4- Función de Densidad de Kernel y Curva Zipf para Guatemala
Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

En el caso de Honduras es sumamente similar al de Guatemala, por lo tanto, puede visualizarse un comportamiento similar de sus poblaciones urbanas en la Figura 5a.

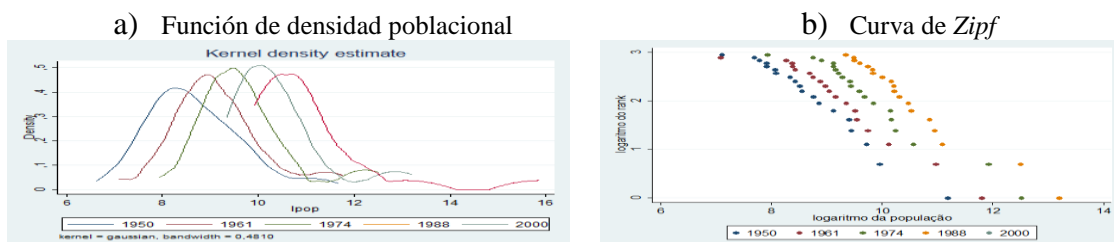


Figura 5- Función de Densidad de Kernel y Curva Zipf para Honduras
Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

Por otra parte, el proceso de apertura comercial que viene experimentado Nicaragua en las últimas décadas ha favorecido el comercio centroamericano especialmente con Costa Rica. Un aspecto muy importante que vale la pena destacar es el hecho de que gran parte del total de viviendas en Managua (80,000 unidades habitacionales) aún se mantienen en una condición frágil y vulnerable desde el terremoto del año 1972 como lo apunta ONU-Hábitat (2010).

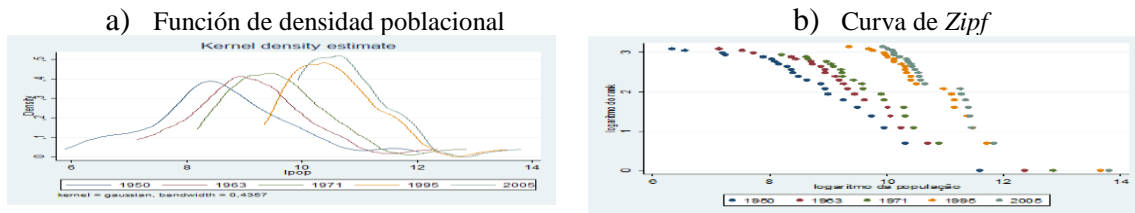


Figura 6- Función de Densidad de Kernel y Curva Zipf para Nicaragua
Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

El caso de Panamá muestra con su Figura 7a un proceso de primacía muy relacionado con la existencia del canal transoceánico mostrándose la función de densidad más achatada y expandida en los primeros censos del período de 1950-1990. Posteriormente, comienza a mostrar una forma mucho más picuda manifestando el grado alto de posible de macrocefalia que ya posee. Sin duda alguna, debido a la construcción de la línea del metro, el primero que América Central tiene. Esta mejoría notable en los costos de transporte puede ser que el proceso de concentración urbana se agudice aún más con la posterior construcción de dos líneas adicionales.

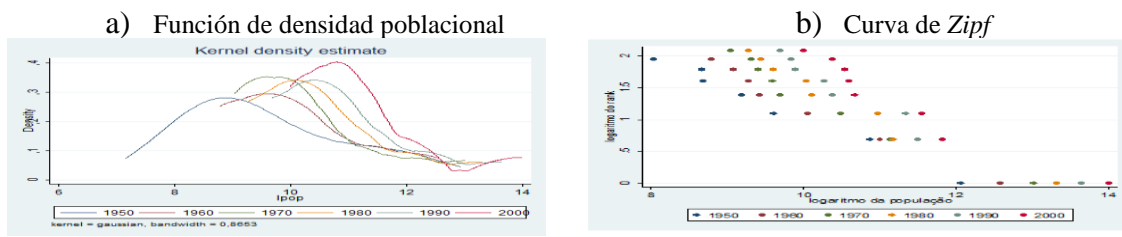


Figura 7- Función de Densidad de Kernel y Curva Zipf para Panamá
Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

En el caso de República Dominicana puede apreciarse muy claramente en la Figura 8a una tendencia del desplazamiento de la función de densidad de Kernel a la derecha, mostrándose achatada y expandida en el año 1950-1981 y progresivamente más empinada y concentrada en los censos posteriores de los años 1993 y 2002. Lo anterior corrobora el resultado de los otros índices de desigualdad urbana hacia la tendencia inexorable de la República Dominicana dirigida hacia un sistema menos equilibrado de ciudades por la persistencia de la primacía de algunas de sus mayores centros urbanos.

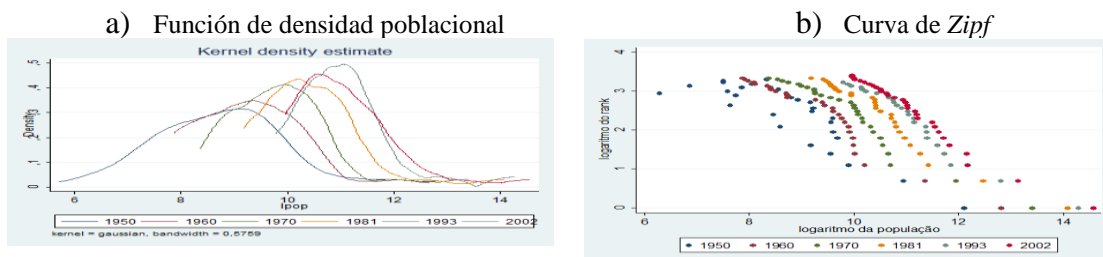


Figura 8- Función de Densidad de Kernel y Curva Zipf para República Dominicana
Fuente: Adaptado a partir de los datos de CELADE (2009)

Conclusiones Finales

Como fue constatado para la mayoría de los países del MCCA-RD, no se verifica la ley de *Zipf* y en caso de algunos países, efectivamente sí se puede verificar la Ley de *Gibrat*. Sin duda alguna, el crecimiento del comercio intrarregional desde la entrada en vigencia del MCCA-RD en los años sesenta fue decisivo para la evolución del tamaño de las ciudades, por lo tanto, se prevé que en el futuro tal cambio sea aún más profundo y radical con el previsible incremento gigantesco del comercio intra y extrarregional, debido a la construcción futura del Canal de Nicaragua del Rio San Juan. De concretizarse lo anterior, esta situación puede conducir al establecimiento de un sistema de ciudades óptimo en el MCCA-RD, o dicho de otra forma: la verificación empírica de la ley de *Zipf* en dicho bloque económico regional.

Referencias Bibliográficas

- Ades, F.; Glaeser, E. L. (1995). Trade and circuses: explaining urban giants. *The Quarterly Journal of Economics*. Cambridge. v. 110, n. 1, p. 195-227.
- Auerbach F (1913). Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration. *Petermann's Geographische Mitteilungen*. [SI]. n. 59, p. 74-76.
- Balassa, B. (1964). Teoria da integração económica. Tradução Maria Filipa Gonçalves e Maria Elsa Ferreira. Lisboa: Livraria Clássica Editora Coleção de Economia moderna.
- Brakman, S.; Garretsen, H.; Joeri Gorter, J.; Van der Horst, A.; Schramm M. (2005). *New Economic Geography, Empirics, and Regional Policy*. CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, Amsterdam. n. 56, p. 1-60.
- Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) (2009). *Urbanización y Perspectivas*. América Latina. Observatorio Demográfico, Santiago de Chile. n. 8, p. 49-61; 63-251.
- Ciconne, A. (2001). Agglomeration Effect in Europe and USA. *European Economic Review*. [S.I] n. 46, p. 213-227.
- Comisión Económica para América Latina (CEPAL) (2010). *Definición de Población Urbana y Rural utilizadas en los Censos de los países latinoamericanos*, Santiago. <http://www.cepal.org/sites/default/files/def_urbana_rural.pdf>. Acceso en: 11 oct. 2014.
- David, P. A.; Rosebloom, J. L. (1990). Marshallian Factor Market Externalities and the Dynamics of Industrial Localization. *Journal of Urban Economic*, [S.I] v. 28, n. 3, p. 349-370.
- Fujita, M.; Krugman, P.; Venables, A. (2002). *Economía Espacial. Urbanização, Prosperidade Econômica e Desenvolvimento Humano no Mundo*. São Paulo: Editorial Futura, p. 15-27; 34-38; 242-248.
- Fujita, M., Mori, T. (1996). The role of ports in the making of major cities: Self-agglomeration and hub-effect. *Journal of Development Economics*, Tokyo, v. 49, p. 93-98; 116-117, sep. 1996.
- Gabaix, X. (1999) Zipf's law for cities: an explanation. *The Quarterly Journal of Economics*, Boston, v. 114, n. 3, p. 739-743; 760-762.
- Galvis, L.A.; Miesel A. (2001). El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998. In: *Simposio sobre las economías de la Costa del Caribe*, Cartagena de las Indias.
- Giersch, H. (2014). Economic union between nations and the location of industries. *The Review of Economic Studies*. Millwood. Kraus Reprint C, [S.I]. v. 17, n. 43, p. 87-97.
- Gujarati. D. (1997) *Econometria*. 3 edición. México: Editorial McGraw Hill, 1997.
- Henderson V. (1999). *How Urban Concentration Affects Economic Growth*. World Bank, Policy Research Working Paper. Washington, D.C. n. 2326, p. 1-6, 25.

- _____. (2002). The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question. *Journal Economic Growth*, Amsterdam. v. 8, n. 1, p. 3-5, 25.
- Henderson V.; Becker R. (2000). Political Economy of City Sizes and Formation. *Journal of Urban Economics*, [SI]. v. 48, p. 453-456; 482-483.
- Krugman, P. (1991). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, Chicago. v. 99, n. 3, p. 483-499.
- Krugman, P.; Livas Elizondo, R. (1992). Trade Policy and Third World Metropolis. NBER Working Papers Series, Cambridge n. 4238, p. 2-28.
- Mc Cann, P. (org.) (2001). *Urban and Regional Economics*. Oxford University Press, v. 3, p. 47-67.
- Monastério, L. M. (2004). A Lei de Zipf no Rio Grande do Sul (1940-2000). *Redes*, Santa Cruz do Sul - RS, v. 9, n. 2, p. 181-190.
- Lanasta L.; Perdiguero, M.; Sanz, P. (2000). La distribución del tamaño de las ciudades. El caso de España (1900-1999). *Revista Economía Aplicada*. Universidad de Zaragoza-España, Zaragoza, v. 12, n. 34, p. 5.
- Organización de Naciones Unidas (ONU) (2012). *Hábitat Estado de las Ciudades de América Latina y El Caribe 2012. Rumbo a una nueva transición Urbana*. CEPAL, MINURVI, FLACMA, Banco de Desarrollo de América Latina y La Alianza de Ciudades. Nueva York, p. 160.
- Pérez, V. (2006). Población y la Ley de Zipf en Colombia y la Costa Caribe 1912-1993 - Documentos de Trabajo sobre Economía Regional. Banco de la República. Cartagena de las Indias. n. 71, p. 2-30.
- Roca, J.; Arellano, B.E. (2011). La distribución del tamaño de las ciudades, la ley de Zipf revisitada, *Arquitectura, Ciudad y Entorno*, Journal of the Centre of Land Policy- Polytechnic of Catalonia and The Thematic Network Architecture City and Environment, Barcelona. v. 6, n. 16, p. 199-222.
- Rosen, K. T.; Resnick, M. (1980). The size distribution of cities: An examination of the Pareto law and primacy. *Journal of Urban Economics*. [SI]. v. 8, n. 2, p. 165-186.
- Ross, J. (2014). Productividad y Crecimiento en América Latina: ¿Por qué la productividad crece más en unas economías más que en otras? (CEPAL). *Desarrollo Económico*, Sede Subregional México, México D.F. p. 2-64.
- Segado, F.; García, A.; Rosique, M. (1996). *Ordenación del Territorio*. Editum, Universidad de Murcia, Murcia. Cap 5. Sistema de ciudades y modelos explicativos, p. 49-69.
- Silverman B.W. (2002). *Density Estimation for statistics and data analysis*. School of Mathematics. University of Bath, Bath. p. 1-22.
- Soo, K.T. (2004). Zipf Law for Cities: A Cross Country Investigation. CEP Discussion Paper - Center of Economic Development (CED), London. n. 641, p. 1-37.
- Venables, A. (2003). Spatial disparities in developing countries: cities, regions and international trade. London School of Economics - Centre for Economic Policy Research, London. n. 593, p. 1-29.
- _____. (2006) Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries. *International Economic Review*, [SI]. v.37, n.2, p. 341-359.
- Wheaton, W.; Shishido, H. (1981). Urban concentration, agglomeration economies, and the level of economic development. *Economic Development and Cultural Change*, Chicago. v. 30, n. 1, p. 17-30.
- Ziegelmann, F. A. (2002). Estimation of volatility functions: nonparametric and semi-parametric methods. Thesis of Ph.D, University of Kent, Canterbury.
- Zona Libre de Colón (ZLC) (2015). Disponible: <<http://www.colonfreezone.com/>>. Acceso en: 18 feb.
- Zipf, G. K. (1949). *Human Behavior and the Principle of Least Effort*. Addison-Wesley, Cambridge, p. 19-50.