

**FACULTAD LATINOAMERICANA DE CIENCIAS SOCIALES
SEDE ECUADOR
PROGRAMA DE ECONOMÍA
CONVOCATORIA 2008-2010**

**TESIS PARA OBTENER EL TÍTULO DE MAESTRÍA EN ECONOMÍA CON
MENCION EN ECONOMÍA DEL DESARROLLO**

**DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN LAS PROVINCIAS DE
ECUADOR: UN ANÁLISIS NO PARAMÉTRICO**

MARÍA HELENA BETANCOURT CELI

MARZO 2013

**FACULTAD LATINOAMERICANA DE CIENCIAS SOCIALES
SEDE ECUADOR
PROGRAMA DE ECONOMÍA
CONVOCATORIA 2008-2010**

**TESIS PARA OBTENER EL TÍTULO DE MAESTRÍA EN ECONOMÍA CON
MENCION EN ECONOMÍA DEL DESARROLLO**

**DINÁMICA DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN LAS PROVINCIAS DE
ECUADOR: UN ANÁLISIS NO PARAMÉTRICO**

MARÍA HELENA BETANCOURT CELI

**ASESOR DE TESIS: FERNANDO MARTÍN MAYORAL
LECTORES: JUAN SAMANIEGO Y PAÚL CARRILLO**

MARZO 2013

DEDICATORIA

“DESPUÉS DE ESCALAR UNA MONTAÑA MUY ALTA, DESCUBRIMOS
QUE HAY MUCHAS OTRAS MONTAÑAS POR ESCALAR.”
NELSON MANDELA

A mis dos amores: Camila e Iván...
A mi fortaleza y guía: Foster y Fanny...
A mis eternos amigos: Gaby y Pablo.

AGRADECIMIENTOS

Mi agradecimiento profundo a Fernando Martín Mayoral por su excelente labor como Director de mi Tesis, que durante todo el tiempo de preparación de esta investigación fue una fuente constante de apoyo y estímulo.

De igual manera agradecer al personal administrativo, profesores y compañeros de FLACSO Ecuador, que me permitieron cumplir con esta meta anhelada.

Y sin olvidar al principal forjador de mis acciones... Jesús.

ÍNDICE

Contenido	Páginas
RESUMEN	7
CAPÍTULO I	8
PRÓLOGO	8
CAPÍTULO II.....	10
MARCO TEÓRICO	10
Introducción.....	10
Modelos de crecimiento exógeno	11
Convergencia beta absoluta y condicional	14
Convergencia Sigma (σ).....	17
Clubs de convergencia.....	18
Modelos de crecimiento endógeno	20
La dinámica distributiva	22
La calidad de vida como determinantes de la distribución inter-regional del ingreso	24
CAPÍTULO III	26
MARCO METODOLÓGICO	26
Técnicas de la dinámica de la distribución del ingreso	26
Cadenas de Markov: definiciones básicas y consideraciones para el estudio de la convergencia.....	27
<i>Definiciones previas</i>	27
<i>Propiedad Markoviana</i>	28
<i>Probabilidades de transición de un paso estacionarias</i>	28
<i>Clasificación de los estados en una cadena de Markov</i> :.....	28
<i>Aplicación de las Cadenas de Markov al estudio de la convergencia</i>	29
<i>Discretización de la distribución</i>	30
<i>Estimación de las matrices de transición mediante método de máxima verosimilitud</i>	30
Análisis discreto: Cadenas de Markov	30
<i>Dinámica de crecimiento económico a través de las Cadenas de Markov</i>	30

Análisis continuo. Estimación no paramétrica: Función de densidad de Kernel estocástico.....	34
<i>Función de densidad</i>	35
Estimación de la función de densidad de Kernel.....	37
<i>Minimización del AMISE y la elección del parámetro de ventana</i>	38
<i>Funciones de Kernel más utilizadas</i>	39
Descripción de los datos	42
Metodología de las cuentas provinciales publicadas por el Banco Central del Ecuador	44
CAPÍTULO III	46
MARCO EMPÍRICO	46
Análisis descriptivo-Sigma Convergencia.....	46
Comportamiento divergente: de 1993 a 1996.....	47
Comportamiento convergente: de 1996 al 2004.....	47
Comportamiento divergente y neutro: de 2004 al 2007	48
Análisis descriptivo de la evolución de la función de densidad del ingreso	48
Análisis descriptivo de la dinámica intra-distribucional	52
Dinámica de la distribución provincial del ingreso: Cadenas de Markov	55
Vectores de estado inicial o de probabilidades iniciales (F0)	58
<i>Matrices de transición</i>	60
<i>Ley de probabilidad de una Cadena de Markov</i>	64
<i>Vectores de estado estacionario</i>	64
Implicaciones para la toma de decisiones de política económica	66
CAPÍTULO IV	68
CONCLUSIONES.....	68
CAPÍTULO V.....	72
BIBLIOGRAFÍA	72

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es evidenciar procesos de convergencia entre las provincias del Ecuador. Para el efecto, se llevó a cabo un detallado análisis teórico y metodológico de su definición y de sus formas de medición, mediante las técnicas de análisis descriptivo, como son las herramientas de dispersión de la sigma convergencia; el análisis continuo, a través de las distribuciones del kernel estocástico en dos y tres dimensiones; y finalmente, el análisis discreto, mediante las cadenas de Markov.

Las principales conclusiones del presente trabajo de investigación es que no existe convergencia en el Ecuador. Adicionalmente, las probabilidades del estado estacionario muestran que las diferencias en el ingreso per cápita a nivel provincial perdurarán en el largo plazo, a menos que cambie sustancialmente la estructura productiva de las provincias con menor ingreso per cápita del Ecuador.

CAPÍTULO I PRÓLOGO

El estudio de la evolución de las diferencias económicas entre países ha sido uno de los temas centrales en la retórica del crecimiento desde el trabajo seminal de Robert Solow en 1956. En los últimos años, las investigaciones en esta línea han tenido un progresivo interés en ámbitos sub-nacionales como las regiones o provincias. Desde el enfoque empírico, este campo de investigación ha permitido analizar aspectos relevantes para el desarrollo de las naciones, como los efectos del crecimiento económico en la reducción, ampliación o persistencia de las desigualdades regionales.

Ecuador, a lo largo de su historia, ha mostrado un desarrollo económico desigual a nivel provincial, sin que se pueda evidenciar procesos de convergencia entre las provincias. Sin embargo, a pesar de ser ésta un problemática persistente en nuestro país, las investigaciones empíricas en el contexto del análisis de las disparidades provinciales han sido muy escasas.

En este sentido, el objetivo de esta investigación es profundizar en el conocimiento de las disparidades provinciales en el Ecuador. Para ello, se ha realizado una revisión de los modelos de crecimiento de oferta (exógenos o neoclásico y endógenos), lo que nos dará pie para introducir fundamentos teóricos de convergencia beta y sigma, así como de las técnicas descriptivas de estimación a través de índices de dispersión, y otras metodologías discretas como las cadenas de Markov y los análisis de distribución no paramétrica a través de Kernel Estocástico, los cuales servirán de base para el desarrollo empírico de esta investigación.

Estas técnicas serán utilizadas en el análisis del proceso de convergencia regional en el Ecuador para el período 1993-2007, utilizando como unidades económicas las provincias. Primeramente se aplicarán técnicas clásicas, como son las medidas de dispersión: desviación estándar y coeficiente de variación de la renta *per cápita*, ya que es la variable que mejor refleja el nivel de riqueza promedio de cada provincia. Los resultados de estas técnicas han permitido detectar tres periodos económicos fácilmente identificables.

El primer período muestra un proceso de divergencia económica (1993-1996), el segundo período (1996-2004), registra un consistente proceso de convergencia y,

finalmente, el período (2004-2007) muestra inicialmente un proceso de divergencia para luego estabilizarse, lo que significa que las disparidades entre las provincias se mantienen durante todo el período. La identificación de estos períodos permitió realizar un análisis más a fondo de las provincias del Ecuador considerando técnicas no paramétricas.

En concreto, se aplican las técnicas no paramétricas basadas en la estimación de la densidad del Kernel Estocástico, con el objetivo de analizar la dinámica de la distribución del ingreso per cápita provincial. Adicionalmente, esta metodología permite detectar la posible existencia de clubes de convergencia en el entorno económico, es decir, grupos de provincias con un comportamiento homogéneo entre sí y que presentan una mayor heterogeneidad frente a los demás grupos. Para ello se utilizarán análisis gráficos bidimensionales y tridimensionales.

En tercer lugar, se analiza la dinámica de la distribución provincial mediante técnicas discretas, utilizando la metodología de las cadenas de Markov. Esta metodología permite analizar a través de matrices de transición, la dinámica de cada una de las provincias hacia niveles superiores o inferiores de renta per cápita a lo largo de los años analizados. Adicionalmente, las cadenas de Markov permiten encontrar el estado estacionario de las provincias del Ecuador considerando de base la estructura económica inicial.

Las fuentes de información para el análisis empírico son las cuentas nacionales publicadas por el Banco Central del Ecuador y estadísticas de población del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, obtenidos a través de la investigación del economista Marlon Ramón Mendieta.

Finalmente, en el último acápite se resume las conclusiones más relevantes que se derivan de los resultados empíricos de la presente investigación.

CAPÍTULO II MARCO TEÓRICO

Introducción

En los últimos años se ha elevado el interés por el estudio teórico y empírico de las causas del crecimiento económico, los procesos de convergencia entre países y regiones, la dinámica en la distribución de la renta per cápita, y la disminución o permanencia de la desigualdad entre éstas áreas.

La mayoría de investigaciones que intentan resolver la problemática descrita en el párrafo anterior, basan su estudio en regresiones de crecimiento promedio utilizando datos de corte transversal, las cuales por definición pretenden explicar el comportamiento de la media condicional; sin embargo, aportan poca información sobre los procesos de reducción o persistencia de las desigualdades económicas entre países, regiones o provincias, y procesos de polarización que pueden experimentar las diferentes economías.

Esta investigación pretende aportar más información sobre los procesos antes mencionados, utilizando para ello un enfoque no paramétrico mediante la utilización del Kernel Estocástico, pero usando a la vez herramientas complementarias como las Cadenas de Markov, y medidas de dispersión de la renta per cápita.

Los pilares de estas metodologías y sus resultados empíricos, se sustentan en los planteamientos teóricos de los modelos de crecimiento exógeno y endógeno, que han provocado una discusión sobre la existencia o no de procesos de convergencia.

La primera basada en las teorías neoclásicas de crecimiento exógeno, cuyo principal exponente es Robert Solow, se basa en los supuestos de rendimientos marginales decrecientes y constantes a escala de los factores de producción. Considera que el crecimiento económico depende de la tasas de acumulación de capital, que a su vez depende de la tasa de inversión neta y del crecimiento del progreso tecnológico, siendo consideradas estas dos últimas variables exógenas al sistema, por lo que la influencia del gobierno en el crecimiento de un país o región es nula.

Una de las implicaciones de los modelos neoclásicos de crecimiento exógeno es que los países o regiones tenderán inevitablemente hacia su estado estacionario, lo que en la literatura del crecimiento económico se conoce como hipótesis de convergencia beta introducidas en la literatura por Barro y Sala i Martín (1992).

De manera general, los planteamientos teóricos de convergencia económica se han utilizado para revelar las brechas en el ingreso per cápita entre los países y regiones; y, adicionalmente, para comparar el crecimiento económico de un país frente a otro, considerando dentro del análisis la diferencia en los niveles de producción y los mecanismos de transmisión de la tecnología entre países (Baumol, 1986).

Por otro lado, las teorías de crecimiento endógeno planean que cuando una economía presenta rendimientos de escala crecientes. Además, se relaja el supuesto de rendimientos marginales decrecientes en los factores productivos y ciertos modelos consideran como endógenas ciertas variables como la tasa de inversión o la tasa de progreso técnico. Por estos motivos, los modelos endógenos no predicen convergencia entre áreas económicas, al tener cada una de ellas sendas de crecimiento diferentes. Respecto al papel del gobierno, como lo mencionó Amir Khalkhali (2002), una de las mayores implicaciones del crecimiento endógeno, es que la intervención pública puede afectar el crecimiento de largo plazo de una forma determinante.

Modelos de crecimiento exógeno

Bajo estos modelos, el crecimiento económico se explica generalmente mediante una función de producción integrada por los factores productivos de un país: recursos de la naturaleza, el trabajo o la mano de obra y capital, cada uno de ellos aportando con un porcentaje al valor total del crecimiento económico, dejando un residuo que estaría representado por la tecnología (Brañas, 2002).

El modelo de crecimiento exógeno (neoclásico) fue desarrollado por Robert Solow en los años 1956 y 1957. En su obra de 1956, el autor plantea una función de producción agregada donde tiene en cuenta la contribución de los factores productivos (trabajo, capital y tecnología), y una función de acumulación del capital que explica la dinámica de este factor, y a partir de ellas realiza una aplicación empírica del crecimiento económico para Estados Unidos, durante el período 1909-1949 (Solow, 1957). Las conclusiones más relevantes del estudio fueron que el cambio tecnológico durante el período analizado era neutral, el producto bruto por hora hombre se duplicó a lo largo del período, con un 87,5 por ciento del aumento atribuible al cambio técnico; y un 12,5 por ciento a la acumulación de capital.

De manera general, los modelos de crecimiento exógeno utilizan una función de producción neoclásica con retornos constantes de escala, rendimientos marginales decrecientes en los factores de producción, y considera a las principales variables que generan crecimiento como exógenas, es decir, no depende de lo que ocurra en la economía para generar crecimiento.

Formalmente, los modelos de crecimiento exógeno se aplican para una economía simplificada, en la cual se presenta los siguientes supuestos: producción de un solo bien, mercados en competencia perfecta, una economía cerrada, es decir, sin sector externo, el factor trabajo inicial viene dado y crece a la tasa de crecimiento poblacional. Adicionalmente, en la economía existe pleno empleo, el gobierno no existe y las tasas de ahorro, crecimiento poblacional y depreciación del capital son variables exógenas al modelo.

La función de producción de Solow inicialmente propuesta tiene la siguiente especificación $Y(t) = F[K(t), L(t), A]$, donde la producción está en función de los factores productivos de capital y trabajo y el progreso tecnológico (A), definido como todo aquello que permite que la producción sea más eficiente utilizando los mismos factores productivos. Este nuevo factor, puede entrar en la función de producción como parte del capital, como parte del trabajo o como parte de ambos. En este sentido Hicks, plantea la siguiente función de producción de Cobb Douglas, en donde el factor del progreso tecnológico es aumentador de ambos factores productivos:

$$Y = A K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

Y en términos per cápita

$$y = A k^\alpha \quad (2)$$

En ambas funciones, la producción depende de los factores productivos, donde la tecnología (A) y la población (L), son dos variables exógenas, mientras que K , que es una variable endógena, debe ser definida en una nueva función, la función de acumulación de capital en términos per cápita:

$$\dot{k} = s A k^\alpha - (n + g + \delta)k \quad (3)$$

Donde:

s: es la tasa de ahorro e inversión,

n: es la tasa de crecimiento de la población.

g: es la tasa de crecimiento tecnológico,

δ : la tasa de depreciación del capital.

La ecuación (3) es la ecuación fundamental del modelo de Solow y determina la dinámica del capital. De esta manera, la tasa de acumulación de capital depende de la tasa de ahorro o inversión y de la depreciación del capital, tasa de crecimiento de la población y tasa de progreso técnico, todas ellas consideradas como variables exógenas al modelo que crecen a una tasa constante.

En el estado estacionario, el nivel de capital dependería positivamente de la tasa de inversión y el nivel de tecnología y negativamente de la tasa de crecimiento de la población, del crecimiento de la tecnología y de la tasa de depreciación del capital. En el estado estacionario, por tanto, el crecimiento del producto per cápita crece a una tasa constante que viene dada por el progreso tecnológico, un factor exógeno al sistema.

$$k_{ee} = \frac{sA}{n+g+\delta} \quad (4)$$

De acuerdo a la ecuación 4, los países con mayor nivel de producto per cápita en el estado estacionario, son aquellos países que mantienen altas tasas de ahorro o inversión y de tecnología (dado que A forma parte del numerador y que g (su crecimiento) está en el denominador), así como bajas tasas de crecimiento de la población y depreciación del capital.

Los detractores del modelo de crecimiento de Solow han criticado dos supuestos que son conflictivos y que no han podido ser demostrados en los análisis empíricos: la existencia de rendimientos a escala constantes y marginales decrecientes del capital y el progreso tecnológico como una variable exógena. Esta corriente se encuadra dentro de las nuevas teorías de crecimiento endógeno que serán desarrolladas en el siguiente apartado.

No obstante, y debido a las cada vez más frecuentes críticas, los defensores de los modelos del crecimiento exógeno volvieron a dar argumentos a favor del modelo de Solow. Estos trabajos estuvieron liderados por Mankiw, Romer y Weil (1992), quienes incluyen dentro de la función de producción al capital humano como un factor acumulable similar al capital físico, logrando validar nuevamente el modelo neoclásico, y por Barro y Sala i Martin (1992), quienes revivieron el pensamiento neoclásico del crecimiento, a partir de un estudio sobre 114 países para el período 1960-1990, mediante el cual demuestran la existencia de diferencias en las tasas de crecimiento dependiendo del área geográfica. Sugieren que las implicaciones de convergencia del modelo de Solow eran satisfechas cuando los ajustes estructurales, institucionales y políticos de los países fueran similares, es decir, habría convergencia por grupos de países con similares características.

Convergencia beta absoluta y condicional

La hipótesis de convergencia “beta” (β) absoluta, es una de las implicaciones que se desprende del modelo de crecimiento neoclásico definida en el trabajo seminal de Robert Solow (1956). De acuerdo a los supuestos de este modelo, las economías pobres, al tener una dotación de capital inicial inferior al de las economías ricas, tienden a crecer más rápido por la ley de rendimientos decrecientes, hasta converger hacia el estado estacionario o equilibrio de largo plazo. De modo que los distintos países o regiones convergen a un mismo estado estacionario, independientemente de cuál hubiera sido su nivel de desarrollo inicial. Esta situación ocurrirá siempre y cuando las condiciones de partida del modelo cumpla con tres supuestos: la presencia de rendimientos marginales decrecientes en el capital, la tecnología como un factor exógeno que puede ser asimilado por todas las economías e idénticas preferencias respecto a tasas de inversión, crecimiento de población e incluso depreciación del capital (Martín-Mayoral, 2010).

Una vez alcanzado el estado estacionario, todas las economías crecerán a una misma tasa constante de progreso técnico. Lo anterior implica que todas las economías comparten la misma función de producción.

La ecuación que permite medir la relación entre las tasas de crecimiento de la renta per cápita y el nivel inicial de dicha variable se obtiene a partir de una

aproximación de Taylor considerando que los países se encuentran en las cercanías del estado estacionario:

$$\gamma_{i,t+T} = \alpha - b \ln(Y_{i,t}) + e_{i,t} \quad (5)$$

Si se encuentra un $b > 0$; entonces, se estaría en caso de convergencia β no condicional.

Donde:

$\gamma_{i,t+T}$: denota la tasa de crecimiento anual de la renta per cápita entre el período t y $t+T$.

α : es el intercepto y agrupa las variables determinantes del estado estacionario: el nivel inicial del progreso tecnológico y su tasa de crecimiento, la tasa de ahorro, la tasa de crecimiento de la población y la tasa de depreciación.

$e_{i,t}$: es el término de perturbación.

Por último la pendiente b permite calcular la velocidad de convergencia, así:

$$b = (1 - e^{\beta t}) \quad (6)$$

El fundamento teórico de la convergencia beta absoluta fue discutido por los defensores de los modelos de crecimiento endógeno, los cuales parten del supuesto de ausencia de rendimientos decrecientes en el capital, y consideran a los determinantes del crecimiento económico como variables endógenas. (Romer 1987, Lucas 1988, Barro 1990, Rebelo 1991, Grossman y Helpman, 1991a, 1991b y 1994).

Varios trabajos empíricos parecieron probar la ausencia de rendimientos decrecientes en el capital, al demostrar que los países ricos habían crecido más rápido que los países pobres, ahondando las diferencias económicas entre ambos grupos de países. Es decir, la realidad parecía contradecir la hipótesis de convergencia beta absoluta.

Esta presunción se acentuaba al comprobarse el considerable desempeño de los “tigres asiáticos”, los que no sólo crecían a altas tasas en forma sostenida, sino que además parecían estar sustentando dicho crecimiento en la productividad.

Adicionalmente, en algunas de las economías del sudeste asiático se observaba una activa participación del gobierno a través de incentivos a la producción y el consumo, lo que hacía difícil examinar este tipo de experiencia sobre la base de un modelo de competencia perfecta. Desde este enfoque, la tarea que tenía por delante la teoría económica era elaborar un marco analítico alternativo al modelo neoclásico.

Sin embargo, a inicios de los años 90 del siglo pasado, las investigaciones empíricas de Sala-i-Martin (1990), Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992a y 1992b) y Mankiw, Romer y Weil (MRW) (1992) debatieron las críticas de los defensores de los modelos endógenos, demostrando que el modelo de Solow no predecía convergencia absoluta entre todas las economías, sino solo entre aquellas con estructuras económicas e institucionales similares, esto conllevaría a incluir en el modelo original nuevas variables, llamadas de control, que permitirían evaluar características adicionales a cada economía. Esto ocasionó la instauración de una nueva definición, *convergencia beta condicionada*.

En consecuencia, de acuerdo con los autores antes mencionados, una implicación del modelo neoclásico de Solow es que si los parámetros tecnológicos de preferencias e institucionales de dos economías son distintos, entonces, cada economía alcanzaría estados estacionarios diferenciados en el largo plazo.

La evidencia empírica no entraba en contradicción con los supuestos teóricos de las definiciones de la convergencia absoluta, al considerar en el análisis de la convergencia diferencias importantes entre las economías.

Así, la base teórica de la convergencia beta condicionada se demostró de manera empírica, efectuando regresiones de la tasa de crecimiento de la renta per cápita sobre la renta per cápita inicial, introduciendo algunas variables que actuarían como proxy del estado estacionario.

Barro (1991) demuestra que si se controlan las diferencias iniciales en capital humano y otras variables, se encuentra convergencia condicional. Asimismo, Mankiw, Romer y Weil (1992) señalan que el modelo de Solow es coherente con la evidencia internacional si se reconoce la importancia tanto del capital físico como humano.

Convergencia Sigma (σ)

La medida complementaria para analizar los procesos de convergencia beta es la denominada convergencia sigma (σ), la cual fue inicialmente planteada por Baumol (1986) y Barro y Sala-i-Martin (1992), como una medida de dispersión que mide el grado de desigualdad existente entre diferentes países o regiones a través del tiempo.

Inicialmente, en la literatura de convergencia económica se han empleado fundamentalmente dos medidas de dispersión: la desviación típica de los logaritmos del ingreso *per cápita* y el coeficiente de variación (CV).

La desviación típica se calcula a partir de la siguiente expresión:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\ln Y_{it} - \ln Y_t)^2}{n}}, \quad (7)$$

Donde:

$\ln Y_{it}$: es el logaritmo del ingreso *per cápita* en la región i en el periodo t ,

$\ln Y_t$: es el logaritmo del ingreso *per cápita* medio del país en el año t y,

n : es el número de regiones.

Esta medida de dispersión, tiene algunas falencias, la más importante es la falta de independencia de la escala utilizada, tampoco verifica el principio de las transferencias de Pigou-Dalton, para rentas superiores a la media de la base de los logaritmos neperianos (Cowell, 1995). Por ese motivo, varios investigadores como Abramovitz (1986) (1994), Dollar y Wolff (1988) (1994) o Dorwick y Nguyen (1989), entre otros, han incursionado en la utilización del coeficiente de variación.

El Coeficiente de Variación (CV) indica en términos porcentuales, la dispersión de una serie de datos respecto al valor medio. Si el valor del CV es muy pequeño y tiende a cero significa que no hay diferencias entre las regiones o países, resultando entonces una distribución totalmente homogénea, y de acuerdo a los planteamientos de la teoría del crecimiento exógeno, existiría convergencia beta absoluta.

$$CV = \frac{S_Y}{\bar{Y}} \quad (8)$$

Sin embargo, el coeficiente de variación y las demás medidas de dispersión utilizadas en el proceso de convergencia sigma presentan varias limitaciones. Quah (1993, 1996) ha criticado que el análisis de convergencia sigma con coeficientes de dispersión no permite mostrar la movilidad de los países o regiones en el interior de la distribución. Según Quah, los resultados de convergencia reflejarían el comportamiento promedio del conjunto de datos de corte transversal, sin suministrar información acerca de la evolución específica de la estructura de la distribución del ingreso o producto entre las economías (Quah, 1996).

Adicionalmente, los índices de dispersión utilizados para el análisis de la sigma convergencia no explora la presencia de conglomerados dentro del conjunto de datos de sección cruzada, así como la posible presencia de dos modas (bipolaridad), tal y como detalla Quah (1996f) u otro tipo de transiciones dentro de la distribución.

Frente a este hecho, actualmente los procesos de convergencia se están analizando con herramientas complementarias que permiten explorar la distribución de las observaciones a través de un enfoque de análisis continuo.

Clubs de convergencia

La teoría neoclásica del crecimiento económico introducida por Solow (1956), garantiza la convergencia a un equilibrio estable a largo plazo. Por el contrario, la convergencia condicionada, promulgada a través de los trabajos empíricos de Sala-i-Martin (1990), Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992a y 1992b) y Mankiw, Romer y Weil (MRW) (1992), introduce un mayor grado de flexibilidad en la aproximación teórica, al permitir que los estados estacionarios a los que tienden las economías sean diferentes.

Una implicación derivada de esta idea es que existen grupos de economías, denominados también clubs de convergencia, los cuales presentan un comportamiento homogéneo. Ello conlleva que cada una de las economías que forma cada grupo tienda a converger hacia un estado estacionario común al club. La mayoría de dichos estudios parten de que las diferencias en el estado estacionario son causadas por el comportamiento de los grupos respecto a su nivel de capital, suponiendo que las regiones con un mismo nivel de capital tienden a aproximarse hacia un mismo estado estacionario.

Así, en las investigaciones de Durlauf y Jonson (1995), Galor (1996) e Islam (1998), se habla de múltiples equilibrios. Por su parte, Galor (1996) propone la hipótesis de club de convergencia en los ingresos per cápita para aquellas economías que son idénticas en sus características estructurales, siempre que sus condiciones iniciales sean también similares. Es decir, las economías convergen entre sí, si sus condiciones iniciales están en la órbita de atracción del mismo estado estacionario de equilibrio.

En vista de la correlación matemática entre las definiciones teóricas de convergencia, un requisito necesario pero no suficiente para la presencia de sigma convergencia es la existencia de beta convergencia; por otro lado, la sigma convergencia es solo un requisito suficiente pero no necesario para la beta convergencia (Furceri, 2005; Wodon y Yitzhaki, 2006).

La forma tradicional de medir la “convergencia sigma” ha sido criticada particularmente por Quah (1993), quien señala que los coeficientes de una regresión de corte transversal no muestran información sobre la dinámica de la distribución, sino que representan un comportamiento promedio. Entre las principales críticas, están las realizadas por Quah, al hacer un símil con la Falacia de Galton.

La Falacia de Galton se conoce por la investigación realizada por Francis Galton en 1885, en la cual notó que los hijos de los padres altos en promedio eran más bajos, a esta evidencia la llamó “mediocridad”. Aplicando esta evidencia a la teoría de la convergencia, se interpretaría que los países de ingresos per cápita más altos tienden a registrar menores tasas de crecimiento económico. En contraste, Quah (1993) en su investigación muestra que se pueden obtener coeficientes beta negativos en una regresión de sección cruzada sobre los niveles iniciales del ingreso, (referente a la existencia de convergencia absoluta o condicional) aun cuando la distribución no haya cambiado o incluso cuando exista un aumento en la dispersión, es decir, la ausencia de convergencia.

Para sustentar su hipótesis, Quah (1993) propone en su investigación examinar las distribuciones de sección cruzada del producto per cápita a largo plazo. Quah utilizó como base para su análisis 118 naciones entre los años 1961 y 1988. Tomando como hipótesis que todos los países a nivel mundial pueden registrar tasas de crecimiento positivas, Quah estimó el producto *per cápita* de cada país en relación al PIB per cápita

mundial observando que la diferencia entre los países pobres y ricos ha crecido a lo largo del tiempo.

En base a lo expuesto, surge el siguiente cuestionamiento, en el contexto del modelo neoclásico de crecimiento, ¿es de interés conocer si las economías que registran un PIB per cápita bajo, son las mismas economías al final de la muestra? A través de un gráfico de dispersión aplicando las medidas básicas de sigma convergencia no responde a nuestro cuestionamiento.

Este cuestionamiento puede resolverse a través de un modelo matemático de transiciones para las distribuciones que se presentan en cada periodo de análisis (anual, semestral, mensual, etc.) y que, por otro lado, se utilice también para detectar el estado estacionario de largo plazo. Este modelo se llama Cadenas de Markov discretas. Es importante mencionar que esta metodología recién está siendo utilizada en aplicaciones de convergencia económica y no proporciona resultados concluyentes, es por ello que esta metodología es utilizada como complemento con otras metodologías como son los modelos continuos no paramétricos. (Odar, 2002).

Modelos de crecimiento endógeno

Como se mencionó en el acápite anterior, el fundamento teórico de la sigma convergencia fue criticado por los defensores de los modelos de crecimiento endógeno, a través de los resultados de algunos trabajos empíricos que parecieron demostrar que los países ricos habían crecido más rápido que los países pobres.

Los defensores de los modelos endógenos, no concuerdan con la hipótesis de convergencia entre economías sostenida por los neoclásicos, al considerar que existen rutas de crecimiento diferentes propias de cada país. Los fundamentos teóricos de estos modelos suponen: i) ausencia de rendimientos marginales decrecientes y ii) endogenización de las variables como la tasa de ahorro en capital físico o humano, el progreso tecnológico y las tasas de crecimiento de la población.

De manera general, los modelos de crecimiento endógeno establecen que el incentivo a la acumulación del capital puede persistir de manera indefinida, sosteniendo un crecimiento del producto per cápita a largo plazo (Hernández, 2002). En este caso, no tiene porque existir un proceso de convergencia entre las economías. En otras palabras un crecimiento económico sostenido de largo plazo es el resultado de los

retornos crecientes a escala, así como de cómo el avance tecnológico o progreso técnico se expande en función de la inversión en recurso de investigación y desarrollo (Romer, 1987 y 1990). Por estos motivos, los modelos de crecimiento endógeno instauran la importancia de la política económica en el campo del crecimiento, a diferencia de los modelos neoclásicos.

Adicionalmente, destacan el papel del conocimiento y el capital humano en el crecimiento económico, y, se observa las interrelaciones entre acumulación de capital humano, política pública y educación (Agénor, 2005). Con respecto a la acumulación de conocimiento, esta variable afecta al crecimiento económico a través del aprendizaje por la práctica (*learning by doing*) frase que se define como la experiencia adquirida mediante la práctica del trabajo en los procesos productivos; y que la eficacia crece con la experiencia (Stockey, 1988) o el derrame del conocimiento (*knowledge spillovers*) que muestra la presencia de externalidades asociadas al proceso de adquisición de conocimiento.

Además, Quah (1993b) muestra la inestabilidad de los resultados de la sigma convergencia, y por consiguiente, la presencia de polarización en los resultados, lo que conduce a plantearse la evolución de la desigualdad no de forma conjunta sino según el grupo al que pertenece cada una de las regiones analizadas. Por tanto, la presencia de sigma convergencia está sujeta al estudio de la polarización de la muestra de regiones lo que implica estudiar la existencia de clubs de convergencia.

En este sentido, una primera aproximación como la de Quah (1996d) encuentra la existencia de bimodalidad en la muestra analizada. Así pues, la aproximación a la convergencia mediante el análisis de la evolución de determinados índices de desigualdad (lo que incluye el análisis efectuado por la σ convergencia) no nos dice nada acerca de la presencia de conglomerados dentro del conjunto de datos *cross-section*, como la posible presencia de dos modas tal y como detalla Quah (1996f) u otro tipo de transiciones dentro de la distribución.

Por todas estas críticas, los índices de dispersión han sido cada vez menos empleados en los análisis de convergencia sigma, siendo reemplazados por una parte de la literatura por los índices de desigualdad, que sin duda presentan ventajas sobre los índices de dispersión. Sin embargo, estas medidas de desigualdad, tales como los índices de Gini o los índices de Entropía Generalizada como el índice de Theil no

informa sobre qué sucede dentro de la distribución, salvo en casos particulares. Así pues, dadas dichas críticas, autores como Quah proponen la aplicación de un conjunto de técnicas que permita analizar la dinámica de la distribución de la renta per cápita en el conjunto de economías consideradas.

Dado que las aproximaciones anteriores no proporcionan un tratamiento adecuado de la dinámica de la distribución, Quah (1996) sugiere por un lado estudiar la dinámica intra-distribucional, bien de forma discreta o continua y, por otro lado, describir la forma externa la distribución.

La dinámica distributiva

Los resultados de la utilización de la metodología de convergencia económica promovida por Barro y Sala-i-Martin (1992, 1994) han sido criticados principalmente por su condición estática, por lo tanto no cabe deducir resultados dinámicos que conlleven afirmaciones con respecto a la velocidad de ajuste y al proceso que desemboca en el estado estacionario.

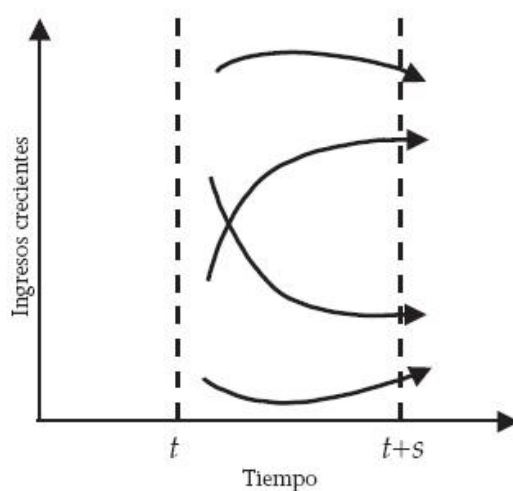
El análisis de la dinámica distributiva permite estudiar la normalidad de los datos económicos, comprobando si la distribución es unimodal o multimodal, si se presentan asimetrías o alisamientos en los datos, rasgos que pueden ser de gran trascendencia en la dinámica de los procesos de convergencia y que quedaban ocultos en las estimaciones paramétricas.

Los modelos de la dinámica distributiva, utilizados para contrastar la convergencia económica, estudian la distribución de la renta per cápita entre unidades económicas en un período de tiempo determinado, a través de su función de densidad y su evolución a lo largo del tiempo, con el objeto de explicar las fuerzas que hay detrás de la interacción entre economías y la formación de grupos o clubs en el crecimiento económico.

Al analizar la dinámica de la distribución del ingreso de las unidades económicas se pueden desprender dos grupos de características (Quah, 1996); las primeras son las de localización, proporción y del espacio temporal, que indican la polarización o estratificación de dicha distribución. Por otro lado, están las de dinámica intra-distribución y transición, que se refieren a la movilidad, persistencia o separación de la distribución.

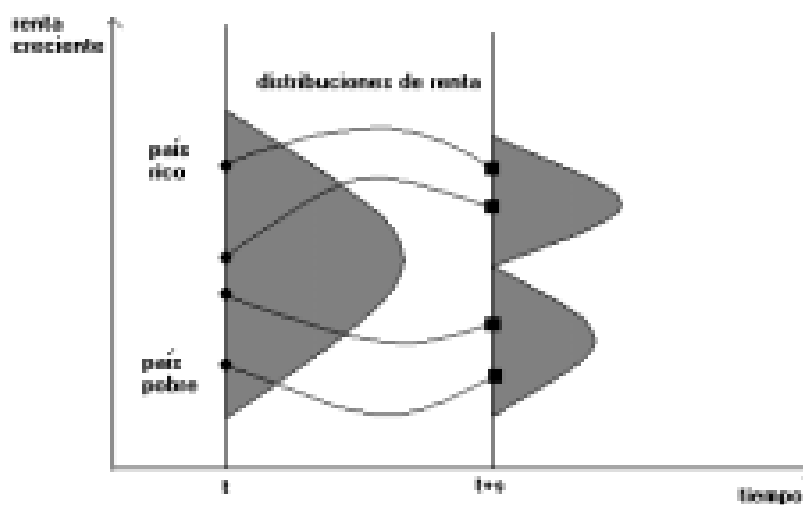
En el gráfico que se presenta a continuación, se muestra la distribución de ingreso en dos puntos del tiempo, los cuales muestran la transición y la ubicación de las unidades económicas, sean éstas regiones, provincias o países. En este caso hay una formación de dos picos, las unidades económicas que ocupan la parte baja se mantienen, lo mismo ocurre en la parte alta, mientras que las unidades económicas del centro se mueven hacia los extremos.

Gráfico No. 1a: Dinámica de la distribución, dos picos emergentes



Fuente: Quah, 1997

Gráfico No. 1b: Dinámica de la distribución, dos picos emergentes



Fuente: Quah, 1997

De esta manera, según Quah (1997), la dinámica de la distribución del ingreso se puede clasificar de la siguiente manera:

- La formación de dos picos emergentes, a este fenómeno también se le llama polarización, y se representa cuando las unidades económicas ricas se agrupan, y sucede lo mismo con las pobres; la clase media tiende a desaparecer. A.

- Cuando existen más de dos picos o agrupaciones, la distribución está estratificada, es decir, las economías convergen a varios puntos formando subgrupos. También se les denomina clubes de convergencia.

Por otro lado, las variaciones dinámicas intra-distribución se observan con la tendencia de las flechas de la gráfica anterior (Quah, 1997). La dinámica intra-distribucional nos permitirá observar si dentro de las unidades económicas se registra procesos de persistencia, o movilidad de las economías hacia condiciones de niveles superiores o inferiores de crecimiento económico.

Cuando algunas unidades económicas ricas en el periodo $t + s$ también lo fueron en t y pasa lo mismo con las unidades pobres, entonces hay persistencia en la dinámica de la distribución. Mientras que hay movilidad cuando algunas economías ricas en $t + s$ iniciaron pobres y algunas pobres comenzaron siendo ricas. Si sucede lo anterior, y además la clase media tiende a desaparecer, está ocurriendo una separación de la distribución.

La calidad de vida como determinantes de la distribución inter-regional del ingreso

El tema de la calidad de vida ha elevado el interés de los investigadores en la aplicación varias disciplinas. Así, la calidad de vida se basa en el supuesto de que la aceptación del ambiente físico, económico y social, puede influenciar el comportamiento económico de los individuos, su felicidad y el bienestar de toda la sociedad. (Royuela V. Lambiri D., Biagi B., 2006).

El lugar físico y el entorno donde el individuo se desarrolla influyen de manera diferenciada en el comportamiento de los individuos. Esta afirmación se demuestra en el modelo de Tiebout (1956) en el cual los votantes y consumidores escogen la ubicación territorial de su residencia en función de dónde puede conseguir mayor bienestar.

Consecuentemente, la importancia de la calidad de vida ha sido un factor influyente en las decisiones de establecimiento territorial y de desempeño de las actividades industriales, y por lo tanto, ha ocasionado efectos competitivos y en muchos casos de rivalidad entre ciudades o regiones a la hora de atraer residentes y empresas (Hall, 1994 y Rogerson, 1999).

Dentro de la literatura económica, la calidad de vida es catalogada como un factor importante de crecimiento. Un ejemplo de ello, se describe en la investigación empírica de Romer (1990) al tratar los conceptos de capital humano y conocimiento. Sin embargo, existen pocos trabajos de investigación en torno a la temática de la convergencia entre regiones en términos de calidad de vida (Royuela V. Lambiri D., Biagi B., 2006).

Una de las aplicaciones de la temática de la calidad de vida se relaciona a la distribución interregional del ingreso, en donde el crecimiento económico de las provincias, ciudades o regiones dependerá de las decisiones de ubicación de los individuos y las actividades industriales. En esta misma línea, la literatura económica propone como clave la importancia de los “atributos urbanos” para condicionar la atracción de un área para la residencia y el desempeño de actividades laborales. Algunos de los atributos urbanos que se pueden mencionar son: el clima, disponibilidad de bienes y servicios públicos, políticas de gobiernos locales, tasas impositivas, incentivos fiscales, presencia de unidades educativas, entre otros.

Por otra parte, en el trabajo empírico de Moretti (2003) menciona el efecto exponencial que provoca el capital humano sobre la productividad global debido al derrame de conocimiento (*spillovers*) entre trabajadores.

En el siguiente apartado se analizan en detalle varias técnicas de dinámica distributiva aplicadas al análisis de la convergencia.

CAPÍTULO III MARCO METODOLÓGICO

Técnicas de la dinámica de la distribución del ingreso

Los estudios de convergencia basados en el concepto de dinámica distributiva, han utilizado diversas técnicas no paramétricas.

Quizás el más sencillo de todos es el basado en la ordenación o rangos de los países en el tiempo respecto a su nivel de ingresos. Es lo que en la literatura del crecimiento ha sido llamado Convergencia Gamma. Se basa en el concepto de dinámica distributiva. Analiza movimientos en la distribución de ingresos que alteren la ordenación o el ranking a lo largo del tiempo de los países, regiones o provincias. Para ello se utiliza un índice de concordancia de rangos (RC) de Kendall (Siegel, 1956). En su versión multianual:

$$RC_t = \frac{\text{var} \sum_{i=0}^T R(Y)_{it}}{\text{var}[(T+1)R(Y_{i0})]} \quad (9)$$

En su versión binaria, el índice cuantifica la concordancia entre rangos en el momento t y en el momento 0 (base) de acuerdo con la siguiente expresión:

$$RC_t = \frac{\text{var}[R(Y)_{it} + R(Y_{i0})]}{\text{var}[2R(Y_{i0})]} \quad (10)$$

Existen otras técnicas del análisis distribucional que son más informativas respecto a la evolución de las economías dentro de una distribución de ingresos. El primero de los análisis se basa en la ley de probabilidad de la distribución mediante la utilización de cadenas de Markov y en el segundo se basa en la estimación de *kernels* estocásticos, a partir de métodos no paramétricos principalmente con el objeto de identificar la forma y los cambios en la función de distribución de ingresos. Además, detectan otras dimensiones de la disparidad de las rentas, como son, la concentración, la persistencia, o la polarización, que no podían ser detectados a partir de estimaciones de sección cruzada. Analizamos estas dos técnicas en detalle.

Cadenas de Markov: definiciones básicas y consideraciones para el estudio de la convergencia

A continuación, se presentará de manera introductoria la metodología de las cadenas de Markov y sus propiedades. Los resultados de la aplicación de esta metodología se mostrarán en el apartado del Marco Empírico.

Las cadenas de Markov se aplicarán al estudio la dinámica de los ingresos per cápita de las provincias del Ecuador y a la indagación sobre la presencia o no de convergencia entre dichas provincias.

Definiciones previas

Un proceso estocástico es una familia de variables aleatorias $\{X_t, t \in T\}$, cuyo orden lo determina el subíndice t , que hace referencia generalmente al tiempo. Consecuentemente, cada variable aleatoria X_t representará un instante t , con lo cual el proceso estocástico puede definirse como un conjunto de variables aleatorias sucesivas con características que pueden variar en el transcurso del tiempo.

En la literatura de las Cadenas de Markov, generalmente se utiliza a T para describir el conjunto de enteros no negativos, y a X_t , como la variable que asigna una característica de interés, la misma que es medible a lo largo del tiempo, por ello su subíndice t . Aplicando el proceso estocástico al tema de investigación, el proceso estocástico X_1, X_2, X_3, \dots representa el grupo mediante el cual las provincias se clasificarían según su nivel del PIB per cápita, dicho de otro modo, cada estado, X_t , representa un nivel de ingreso per cápita en el cual puede ubicarse la provincia. (Arrufat, Figueras, Blanco y de la Mata, 2006).

Los valores que toma la variable aleatoria se los denomina estados, y éstos pueden ser discretos o continuos, así mismo el tiempo puede considerarse como variables de tipo discreto o continuo.

Una cadena de Markov se define como una secuencia de experimentos o un número finito de estados $(1, 2, \dots, n)$, donde la probabilidad de que alguno ocurra sólo depende de su estado anterior (Mizrahi y Sullivan, 1999). Por lo tanto, una cadena de Markov es un proceso estocástico en el cual el tiempo se mueve en forma discreta y la variable aleatoria sólo toma valores discretos en el espacio de estados.

Propiedad Markoviana

Un proceso estocástico (X) es markoviano si la probabilidad condicional de un evento futuro $t+1$ no depende de un evento pasado, sólo depende del estado presente del proceso. Si cumple con estas especificaciones, el proceso suele decirse que no tiene memoria.

Aplicando esta definición al estudio de la convergencia económica, un proceso estocástico markoviano se cumpliría si la probabilidad de que una provincia transite del estado pobre ($i=1$) a un estado más rico ($i=5$), es independiente de los estados por los cuales haya transitado la provincia periodos atrás. Lo único que importa es el estado actual de la provincia.

Probabilidades de transición de un paso estacionarias

A las probabilidades de transición de un paso se las denominan estacionarias, es decir, éstas no se modifican al pasar del tiempo t .

Las probabilidades de transición, en el estudio de la convergencia, resultaría ser las probabilidades de que una provincia pase de un estado inicial pobre ($i=1$) a un estado más rico ($i=5$; siendo 5 el estado más alto) en el periodo de 1 año o en el periodo asignado en la investigación.).

Clasificación de los estados en una cadena de Markov:

Estado accesible: un estado j es accesible desde el estado i , si $n > 0$ con probabilidad P_{ij} para alguna n distinta de 0. Lo cual determina que el sistema puede llegar al estado j si empieza en el estado inicial i .

Comunicación de estados: los estados i y j están comunicados entre sí, si j es accesible desde i e i es accesible desde j . Adicionalmente, si los dos estados se comunican pertenecen a la misma clase, y si todos los estados se comunican, se dice que la cadena de Markov es irreducible.

Estado recurrente: Si f_{ii} es la probabilidad de que el proceso regrese al estado inicial i dado que empieza en el estado i . El estado i se llama recurrente si la probabilidad es $f_{ii}=1$. Por otro lado, todos los estados de una cadena de Markov de estado finito irreducible son recurrentes.

Estado transitorio: Un estado es transitorio si la probabilidad $f_{ii} < 1$. Es decir, i es un estado en tránsito si existe una forma de salir del estado i tal que nunca se regrese a ese mismo estado.

Estado absorbente: un estado es absorbente si la probabilidad de transición de un paso p_{ii} es igual a 1. Dicho de otro modo, es un estado recurrente en un solo paso (es decir, regresa al estado anterior en “un paso”; en otras palabras, no sale de él).

Estado periódico: un estado es periódico, con período $k > 1$, si k es el menor número tal que todos los caminos que parten de i y llegan a i tienen una longitud que es un múltiplo de k . En el caso de que un estado recurrente no es periódico se llama aperiódico.

Cadena Ergódica: Si todos los estados de una cadena de Markov son recurrentes, aperiódicos y se comunican entre si, la cadena es ergódica (Arrufat, Figueras, Blanco y de la Mata, 2006).

Aplicación de las Cadenas de Markov al estudio de la convergencia

La aplicación de las Cadenas de Markov al estudio de la convergencia, según Utrera (1999), presenta el siguiente procedimiento:

En primer lugar se discretiza la distribución de ingresos per cápita de las provincias (en M grupos), y éstas se clasifican según su nivel de ingreso per cápita en cada grupo y en el año correspondiente. En segundo lugar, se construyen las matrices de transición para cada par de años consecutivos, de esta manera se puede construir una matriz cuadrada de orden M en donde cada elemento de la matriz m_{ij} es igual al porcentaje de provincias que en el primer año de estudio se registraba en el grupo i y en el segundo año se registraba en el grupo j . Si el horizonte de estudio es de T años, entonces podrán construirse $T-1$ matrices de transición.

Como consecuencia, los vectores fila de estas matrices, que representan la proporción de provincias (regiones, o países) que se registran en la categoría correspondiente en el período final “ t ” no son sino la discretización de la función de densidad del ingreso per cápita de las provincias en el período de referencia.

Discretización de la distribución

El proceso de la discretización a la hora de definir los estados es siempre de tipo arbitrario, es por ello que la definición del número de estados se sustentó en la investigación de Quah (1993b), quién estableció la discretización de los estados de la cadena en $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$, 1, 2 e ∞ , para el caso de las economías mundiales. Todas las propiedades quedaron recogidas en una matriz de transiciones de tamaño 5x5. De la misma manera, en este caso se eligió dividir en quintiles debido a que es la forma más utilizada de analizar la distribución del ingreso en el ámbito internacional, y además proporciona intervalos homogéneos. (Gutiérrez, Méndez y Reyes, 2011).

Estimación de las matrices de transición mediante método de máxima verosimilitud

Las matrices de transición pueden ser estimadas por el método de máxima verosimilitud. Sea p_{ij} la probabilidad de ubicarse en el estado i en el periodo $t - 1$ y en el estado j en el periodo t . Si las probabilidades de transición son estacionarias, Anderson y Goodman, 1957, y Basawa y Prakasa Rao, 1980, demuestran que el estimador de máxima verosimilitud de p_{ij} se define como:

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (11)$$

Donde n_{ij} es el número de regiones que se desplazan de la clase i a la j entre los periodos $t - 1$ y t , y n_i es el número total de regiones en la clase i en los T periodos, es decir:

$$n_i = \sum_j n_{ij}. \quad (12)$$

Análisis discreto: Cadenas de Markov

Dinámica de crecimiento económico a través de las Cadenas de Markov

La investigación planteada por Quah (1993a) parte del supuesto de que las condiciones iniciales del objeto de estudio, en este caso las provincias, determinan la dinámica de transición en el largo plazo. Entonces, Quah describe la ley del movimiento, que consiste en la construcción de matrices de transición y vectores de estado inicial, para estimar un vector de largo plazo de la siguiente forma:

Donde:

F_t = distribución del ingreso entre las provincias en el tiempo t

M = matriz de transición

$$F_{t+1} = MF_t(13)$$

Las matrices de transición requieren la delimitación de rangos para observar los cambios de posición de las provincias entre ellas.

La interpretación de las cadenas de Markov, construidas para estimar la dinámica distribucional, se hace en función de las probabilidades de transitar del estado i al j y del número de iteraciones que se realicen.

De manera explícita, entonces se puede decir que la metodología de las cadenas de Markov, analiza la movilidad de las provincias y su dinámica; concretamente, podríamos determinar con qué probabilidad una provincia pobre abandonará esa condición y transitará al grupo de las provincias ricas.

Como se mencionó en el anterior acápite, una cadena de Markov se define como una secuencia de experimentos o un número finito de estados (1, 2,... n), donde la probabilidad de que alguno ocurra sólo depende de su estado anterior (Mizrahi y Sullivan 1999). Es decir, cada evento es ligado al precedente, recuerdan el último evento y eso condiciona las posibilidades de los eventos futuros.

Ahora, hay una serie de n estados y se necesita la probabilidad de transitar del estado i al estado j ,

Donde:

$$P(X_{t+1} = x_j | X_t = x_i) = p_{ij} \quad (14)$$

La probabilidad de transición es igual a la probabilidad de que una variable aleatoria en el periodo $t + 1$ sea igual a x_j , dado que en el periodo anterior era x_i .

Las probabilidades de transición (p_{ij}) se ordenan en una matriz, como sigue a continuación (Kolman, 1999):

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n1} & \cdots & p_{nn} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Donde:

n : número de estados, y

p_{ij} = probabilidad de transitar del estado i al estado j .

Las filas de la matriz suman la unidad debido a que los elementos de la i -ésima fila representan las probabilidades de todas las posibilidades de transición a partir de ese estado. La interpretación es la siguiente, por filas, se lee el estado de partida (o “inicial”) de la variable aleatoria y por columnas, se lee el estado dentro de n períodos (estado de llegada). En vista que el sistema se encuentra en el estado de partida i en el momento t , deberá encontrarse luego de n períodos, en el estado j en el momento $t + n$, consecuentemente, deberá cumplirse lo siguiente para todo i, j y n :

$$\sum_{j=0}^M p_{i,j}^n = 1 \quad (16)$$

Es decir, según la ecuación 16, la suma horizontal de las filas de la matriz debe ser igual a la unidad, para todos y cada uno de los estados “iniciales”. Adicionalmente, como son probabilidades condicionales, deben ser positivas (Arrufat, Figueras, Blanco y de la Mata, 2006).

La diagonal principal de las matrices de transición permite caracterizar la persistencia de las provincias de los distintos estados (de ingreso) a no trasladarse a otro estado.

El vector de estado inicial de la cadena de Markov, se describe a continuación:

$$x^{(0)} = (x_1^{(0)} x_2^{(0)} \dots x_n^{(0)}) \quad (17)$$

El vector de estado inicial (o de probabilidades condicionales), muestra las probabilidades de estado inicial. Sus componentes son no negativos y suman uno. Así, las probabilidades en el momento inicial se expresan como $x^{(0)}$. Explícitamente, el

elemento $x_1^{(0)}$ indica la proporción de observaciones, en este caso provincias, que iniciaron en el estado uno.

La probabilidad de que el proceso esté en el estado j después de k pasos sería $x^{(k)} = x^{(k-1)} P$, como se describe en la siguiente ecuación (Kemeny et al. 1965):

$$x^{(k)} = (x_1^{(k)} x_2^{(k)} \dots x_n^{(k)}) \quad (18)$$

El elemento $x_1^{(k)}$ representa la probabilidad de encontrarse en el estado uno después de k pasos y $x_n^{(k)}$ indica la de transitar al estado n , después de k pasos.

El vector $x^{(k+1)}$ se puede determinar utilizando la observación del periodo anterior:

$$x^{(k+1)} = x^{(k)} P \quad (19)$$

Cuando se eleva la matriz de probabilidades de transición a la potencia k y se multiplica por el vector de estado inicial, se obtiene uno que expresa la probabilidad de encontrarse en cada uno de los estados después de k pasos. Por tanto, la matriz de transición y el vector de estado inicial determinan los demás vectores de estado posibles (Gutiérrez, Méndez y Reyes, 2011).

El proceso de cadenas de Markov puede alcanzar un equilibrio, es decir, converge a un vector de estado estacionario en el largo plazo. Si se cumple lo anterior, cuando $k \rightarrow \infty$ entonces P^k tiende a una matriz.

$$A = \begin{bmatrix} u_1 & u_2 & \dots & u_n \\ u_1 & u_2 & \dots & u_n \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ u_1 & u_2 & & u_n \end{bmatrix} \quad (20)$$

Donde cada fila es igual al siguiente vector y sus elementos suman uno.

$$u = (u_1 \ u_2 \ \dots \ u_n) \quad (21)$$

Entonces, u es un vector de estado estacionario para cualquier vector de probabilidad x , $xP^k \rightarrow u$ cuando $k \rightarrow \infty$. También el vector de estado estacionario es único y satisface que $uP = u$. Con el vector de estado estacionario se puede observar el comportamiento de las probabilidades de largo plazo.

De esta manera, la utilización de las cadenas de Markov permite conocer las probabilidades finales de que las economías o provincias en este caso, se mantengan en uno u otro estado en un horizonte temporal lo suficientemente amplio como para validar la existencia de un proceso convergente o divergente en torno a una posición de equilibrio.

Para el caso de la convergencia, el estudio se concreta en observar donde se concentra la masa de probabilidades, si bien se produce en los extremos (bipolaridad) o bien en una posición intermedia (convergencia) o si comparado con la situación inicial la distribución de probabilidades en los diferentes estados es más dispersa (divergencia).

Para que los resultados obtenidos sean consistentes, la cadena debe cumplir la propiedad de ser ergódica. Dicha propiedad proporciona estabilidad al sistema y permite la solución a largo plazo.

Análisis continuo. Estimación no paramétrica: Función de densidad de Kernel estocástico

La aplicación de las Cadenas de Markov presenta el problema de la subjetividad que se plantea a la hora de escoger los puntos de corte en las discretizaciones. Este problema afecta a las características de la distribución ergódica así como a la propiedad de las cadenas de Markov (Mora, 2002).

Para solucionar el problema de discretización, Quah (1996) sugiere realizar el análisis continuo. En este sentido, a partir del análisis continuo existen dos hechos a considerar acerca de la observación de la función densidad: un examen de la situación y forma de la propia distribución y por otra parte el estudio de la dinámica intra-distribucional.

El análisis continuo permite el estudio detallado de la forma de la distribución y la dinámica intra-distribucional.

Función de densidad

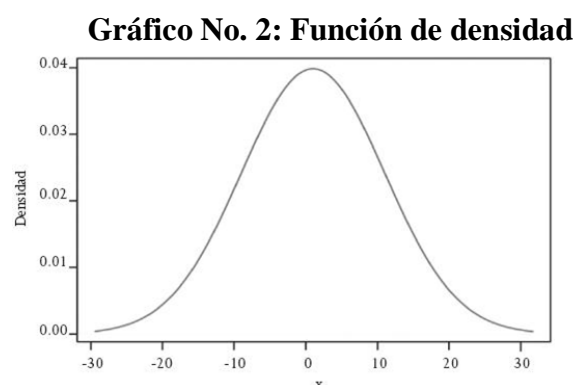
Por medio de funciones de densidad se pretende capturar las variaciones de la distribución del ingreso de forma continua, y la comparación en el tiempo permitirá inferir cambios sobre la misma (Gutiérrez, Méndez y Reyes, 2011).

Una función de densidad permite relacionar una probabilidad a cada observación de una variable determinada. Si se considera una variable aleatoria continua $X \in \mathcal{R}$, su densidad puede representarse como $f(x)$ (Mendenhall y Reinmuth 1981).

El gráfico 2 representa un modelo matemático de un histograma de frecuencias relativas, su distribución se aproxima a una normal. El área bajo la curva de la función es igual a uno.

La función de densidad tipo Gauss-kernel ($K(x)$), satisface:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} u(x)dx = 1 \quad (22)$$

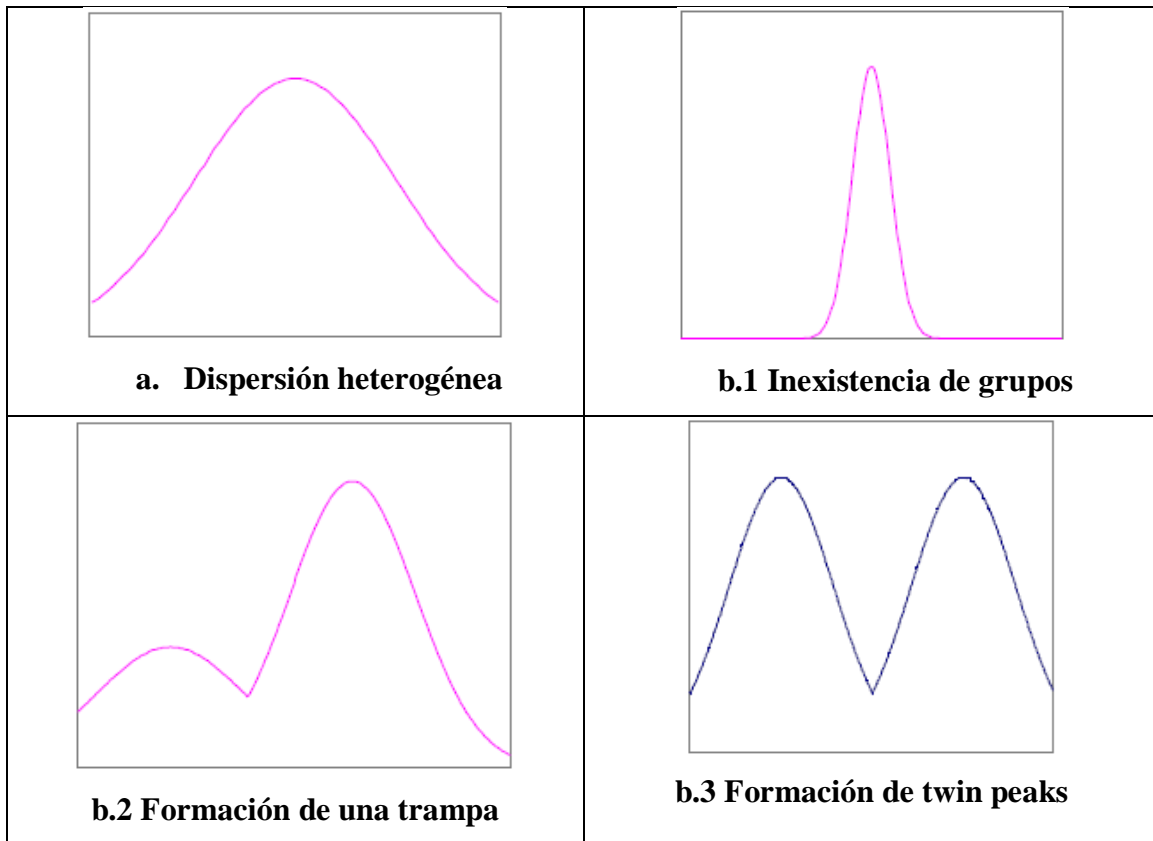


Desde el punto de vista del análisis continuo, la estimación de la función de densidad permite obtener una imagen de la forma externa de la distribución en cada uno de los períodos analizados. Así, una mayor concentración de la probabilidad implica una menor desigualdad en el período estudiado. Comparando distintas distribuciones o funciones de densidad para los distintos períodos, se puede obtener una visión de cuál ha sido la evolución de las disparidades, es decir, si ha existido o no un proceso de convergencia (aumento en la concentración de la probabilidad supone convergencia y dispersión de la misma divergencia).

De forma práctica, se pueden observar las figuras a y b.1 del gráfico 3 que se muestran a continuación. En la primera de las figuras es posible distinguir cómo una distribución puede presentar economías con mayor o menor dispersión en torno al promedio, definición que se evalúa también a través de sigma convergencia.

Sin embargo, al calcular una medida de estas economías a través de los indicadores de convergencia sigma, estamos obviando que la forma de la distribución puede que no sea tan homogénea, por lo que se acaba sintetizando toda la información que suministra la distribución, cuando en realidad puede que exista una distribución del tipo de la figura b.2 y b.3 donde se identifican dos grupos dentro de la misma distribución. De ser así, el tratamiento que se efectúa sobre la distribución en su conjunto debería hacerse para cada uno de los grupos detectados.

Gráfico No. 3: Posibles formas de la Función de Densidad



Fuente: Mora, Antonio C., (2002)

La figura b.1 proporciona la posibilidad de que exista un único grupo con un elevado grado de concentración en torno al valor modal, mientras que las figuras b.2 y

b.3 presentan características de bimodalidad, que Quah (1996) denomina twin peaks. Así, la figura b.2 muestra un grupo con una altura reducida en comparación a su próxima, este tipo de casos se los denomina trampa de pobreza, mientras que en la imagen b.3 la distribución conjunta presenta bimodalidad en el sentido de dos grupos de economías igualmente pobladas, existiendo un grupo con renta media que se desvanece en el conjunto de la distribución.

Estimación de la función de densidad de Kernel

Una de las formas de analizar la función de densidad es a través de Kernel estocásticos. Dadas n economías, la distribución de la renta per cápita en el instante t , representada por el vector $(y_1^t, y_2^t, \dots, y_n^t)$ puede verse como una muestra aleatoria a partir de una función continua de probabilidad f donde:

$$f(y^t) \geq 0 \quad \int_R f(y^t) dy^t = 1 \quad (23)$$

El estimador de núcleos de una función de densidad f calculado a partir de una muestra aleatoria $y_1^t, y_2^t, \dots, y_n^t$ de dicha densidad se define como:

$$\hat{f}(y^t) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad \text{Donde: } \int_{-\infty}^{\infty} K(x) dx = 1 \quad (24)$$

Donde $K(x)$ es la función Kernel o denominada también función núcleo, que satisface condiciones de regularidad. Generalmente es una función de densidad simétrica como la distribución normal, y h es un conjunto de constantes positivas conocidas como ancho de ventana o parámetro de suavización. El estimador kernel puede interpretarse como una suma de protuberancias situadas en las observaciones. La función Kernel establece la forma de las protuberancias y el parámetro h establece su anchura (Miñarro, 1998).

La función *Kernel* se elige dependiendo de la aplicación para la cual se vaya a utilizar (más adelante se especifican varias funciones de Kernel, siendo la más utilizada la Epanechnikov), h es un parámetro denominado ventana, y se utiliza para determinar el ancho de banda; adicionalmente, el parámetro h define las propiedades estadísticas

del estimador: el sesgo crece y la varianza decrece con los valores que tome h (Härdle y Linton, 1994). Es decir que si h es grande, los estimadores están sobreesuavizados y son sesgados, y si h es pequeño, los estimadores están subsuavizados, esto quiere decir que el resultado daría una varianza grande.

Complementariamente, si h toma valores muy pequeños, el estimador de densidad por Kernel genera un gráfico con n picos, cada uno de ellos representa un punto de la muestra. Si h toma valores muy grandes, el estimador se sobreesuaviza y se obtiene una distribución aproximada a una uniforme. (Casas Giovanni A., 2010)

La elección del núcleo K a través de las diversas funciones del Kernel estocástico no es una elección crítica ni resolutive según Deaton, 1997. Por el contrario, la elección del tamaño de ventana h es fundamental, por ello Deaton (1997) recomienda que un procedimiento adecuado es considerar varios tamaños de ventana, graficar las densidades asociadas y comparar si los estimadores están subsuavizados o sobreesuavizados.

Minimización del AMISE y la elección del parámetro de ventana

La elección del parámetro de ventana se realiza de modo que minimice algún tipo de error. En general se utiliza como medida de error el error cuadrático medio integrado (AMISE).

Según la investigación empírica de Silverman (1986), la estimación de la ventana óptima, en el sentido de minimizar el error medio cuadrático depende de la verdadera densidad f y del núcleo K , de esta manera si se supone que tanto la densidad como el núcleo tienen una distribución normal, la ventana óptima que minimiza el error medio cuadrático resulta:

$$h^* = 1.06\sigma n^{-\frac{1}{5}} \quad (25)$$

Donde σ es la desviación estándar de la densidad calculada a partir de las observaciones (n). La utilización de la ecuación (25) de Silverman (1986) será precisa si la distribución de la población se asemeja a una distribución normal; sin embargo, si el resultado de la población presenta distribuciones multimodales se produciría una sobreesuavización

según Bowman (1985) y Silverman (1986). Una sencilla modificación del parámetro de suavización de la ecuación (25) se obtiene como:

$$h^* = 1.06 \min(\sigma, 0.75IQR)n^{-\frac{1}{5}} \quad (26)$$

Donde *IQR* es el rango intercuartílico, es decir la diferencia entre los percentiles 75vo. y 5vo (Deaton, 1997). Este parámetro funciona correctamente para distribuciones con densidades unimodales y moderadamente bimodales (Miñarro, 1998).

En el caso de presentarse densidades multimodales, actualmente los sistemas computacionales avanzados, como en el caso del paquete estadístico STATA 10.0 han incorporado técnicas robustas de cálculo que permiten establecer de manera automática parámetros de suavizamiento o anchos de ventana que se acople a estas distribuciones, y que minimicen el error cuadrático medio integrado.

Se puede concluir que para un gran número de datos (n) la elección del parámetro de suavización funcionará de manera correcta. Una alternativa razonable es utilizarlo como estimación piloto inicial en posteriores técnicas más refinadas (Miñarro, 1998).

Funciones de Kernel más utilizadas

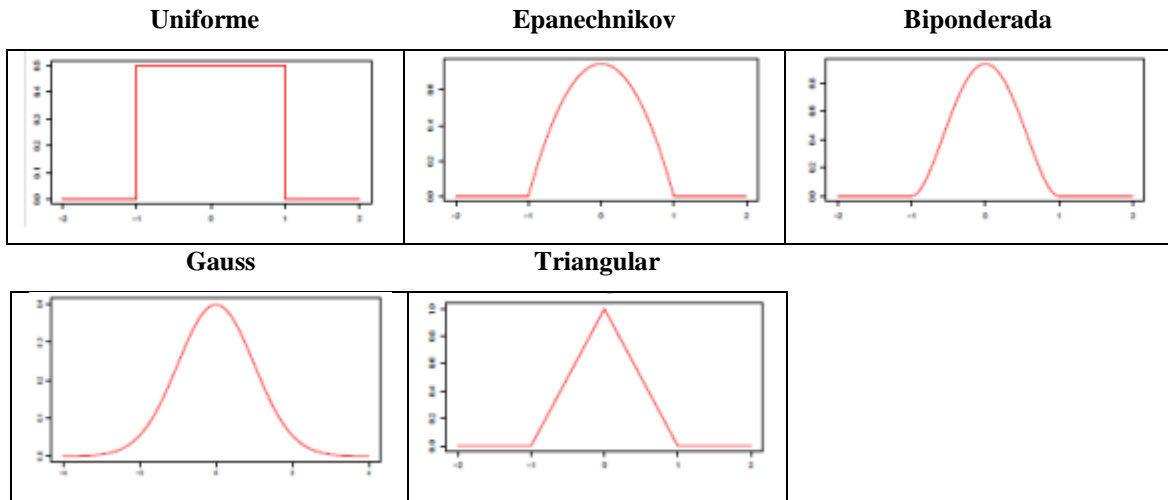
En estudios empíricos, se utilizan preferentemente las siguientes funciones *kernel*, indicadas en la siguiente tabla:

Cuadro No. 1: Funciones Kernel

Epanechnikov	$\frac{3}{4}(1 - z^2)I(z \leq 1)$
Normal (Gaussiana)	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}z^2\right)$
Biponderada	$\frac{15}{16}(1 - z^2)^2; z < 1$

Fuente: CIMBAGE N°8 (2006) 129-168

Gráfico No. 4: Funciones gráficas de Kernel



Fuente: M. P. Wand & M. C. Jones, Monographs on Statistics and Applied Probability

Una especificación general de las distintas funciones de Kernel Estocásticos es la siguiente:

$$K(x, p) = \frac{(1-x^2)^p}{2^{2p+1}B(p+1, p+1)} 1[|x| < 1] \quad (27)$$

$$\text{Con } B(a, b) = \Gamma(a)\Gamma(b)/\Gamma(a + b) \quad (28)$$

- p = 0: Kernel Uniforme.
- p = 1: Kernel Epanechnikov.
- p = 2: Kernel Ponderada.

La estimación del kernel es medido a través del cálculo del promedio integrado del error cuadrático, AMISE, en sus siglas en inglés (Wand y Jones, 1995).

El kernel Epanechnikov minimiza el (AMISE), siendo éste el más óptimo entre los demás kernel. Por ese motivo, la eficiencia del Kernel es medida habitualmente en comparación al kernel Epanechnikov (Hansen, 2009).

Es importante considerar que el resultado de la estimación no depende del *kernel* elegido, sino de la acertada elección del parámetro *h*. La elección de este parámetro es de crucial importancia, habiéndose sugerido antes algunos criterios para su determinación. (Salgado-Ugarte, 1993 y 1995) y (Salgado-Ugarte y Pérez, 2003).

De esta forma, el procedimiento es estimar la función de densidad que define a la variable de análisis, para posteriormente examinar los movimientos en la distribución del *kernel* estocástico a través de una estimación no paramétrica.

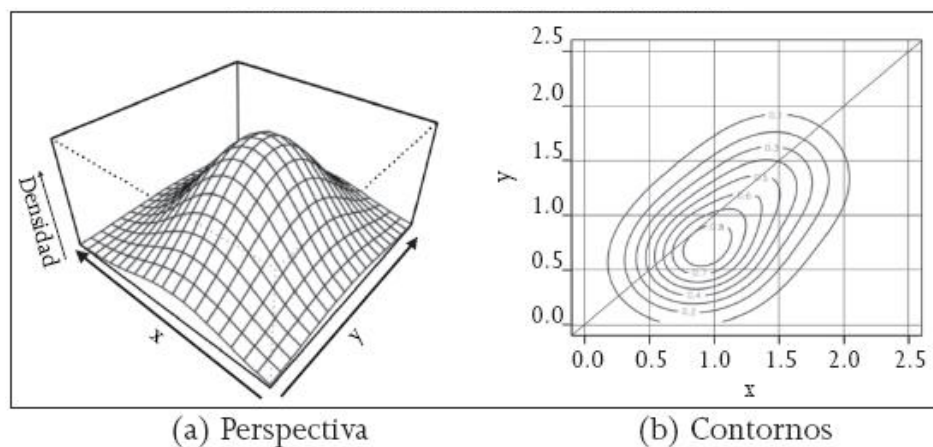
El resultado de la estimación del *Kernel* estocástico es un gráfico (gráficos 5 y 6), bidimensional o tridimensional, cuya interpretación es la siguiente. Si tomamos un gráfico tridimensional de un *Kernel estocástico*, un desplazamiento paralelo del tipo $t+\tau$ nos proporciona la densidad de probabilidad que describe las transiciones desde una parte de la distribución de renta (el punto desde donde nos desplazamos) hacia otro punto en τ períodos, es decir, describe la densidad de probabilidad en el período $t+\tau$ condicionada a la densidad del período t .

La situación de la masa de probabilidad nos proporciona información acerca de la persistencia o movilidad, lo que nos permite obtener conclusiones en términos de convergencia. La concentración de la masa de probabilidad a lo largo de la diagonal positiva indicaría una elevada persistencia de las economías en una posición relativa determinada, y en consecuencia, una baja movilidad.

La masa de probabilidad por debajo de dicha diagonal indicaría mejoras en las posiciones relativas, es decir, un acercamiento a posiciones superiores de renta. Por otra parte, si la masa de probabilidad es ortogonal al eje de $t+\tau$, existe convergencia. Mientras que una concentración a lo largo de la pendiente negativa indicaría que las economías están superando al resto en el ranking de renta. Respecto a la posible presencia de picos a lo largo de la diagonal indican la presencia de clubs de convergencia.

Finalmente, si la probabilidad de transición describe una recta horizontal (paralela a $t+\tau$) mostraría una baja persistencia, por lo que la probabilidad de estar en cualquier punto en el período $t+\tau$ sería independiente de la posición que tenía en t . Los gráficos tridimensionales nos proporcionan una visión clara de la altura, y por tanto, de la concentración de la probabilidad. (Mora, 2002).

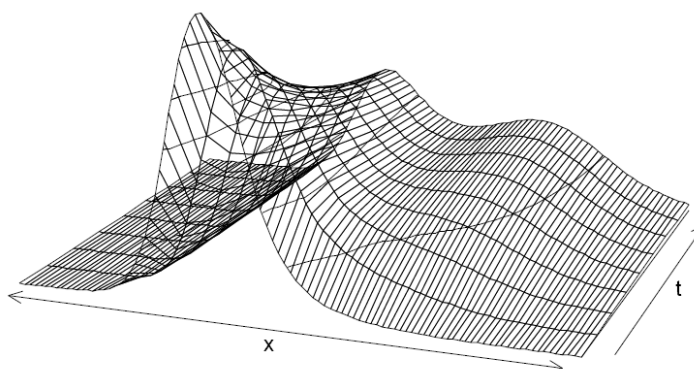
Gráfico No. 5: Gráfico Tridimensional de un Kernel Estocástico



Fuente: Gutiérrez, Méndez y Reyes, 2011

En el gráfico 5a está representada una función de densidad Kernel gaussiana bivariente. Por otro lado, la 5b muestra los niveles de la densidad, y permite ver la concentración o dispersión de las observaciones. En el gráfico 6 se muestra una adaptación tridimensional a partir del estudio de Quah (1996b)

Gráfico No. 6: Gráfico Tridimensional de un Kernel Estocástico



Fuente: Adaptación tridimensional con base en Quah [1996b].

Descripción de los datos

En términos metodológicos, en el siguiente capítulo analizamos empíricamente la evolución de las disparidades provinciales del Ecuador. El período de análisis de esta investigación comprende de 1993 a 2007; sin embargo, la información de las cuentas provinciales publicada por el Banco Central del Ecuador solo dispone de los años 1993, 1996, 1999, y el período 2001-2007; por lo cual se utilizó información de la base de

datos del trabajo empírico de Marlon Ramón Mendieta (2009), la misma que presenta información de todo el período. Las cuentas provinciales de los años no publicados por el Banco Central del Ecuador fueron construidas por el autor utilizando el Método de Interpolación Exponencial.

La base de datos del autor se obtuvo de dos fuentes: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC) y Banco Central del Ecuador (BCE). Del INEC se obtuvo los datos poblacionales y del BCE se obtuvo el Valor Agregado Bruto Provincial No Petrolero.

Se consideró conveniente utilizar los datos del Valor Agregado Bruto Provincial No Petrolero, debido al impacto que tiene el petróleo en la economía nacional. El petróleo crudo, por ejemplo, tiene mayor peso en las provincias de Orellana y Sucumbíos, en vista que en estas provincias están ubicados la mayoría de yacimientos petroleros. Mientras que para el caso del petróleo refinado, la provincia de Esmeraldas presenta valores negativos¹.

La base de datos utilizada para el análisis empírico está formada por 315 observaciones correspondientes a 22 provincias del Ecuador para el periodo 1993 – 2007. Una vez completada la serie, los datos fueron linealizados por medio del logaritmo natural.

Se debe aclarar que, la provincia de Galápagos fue desestimada del análisis empírico en vista que sus ingresos per cápita eran demasiados elevados y distorsionaban los resultados de las demás provincias del Ecuador.

¹ De acuerdo a la metodología de Cuentas Nacionales, la refinación de petróleo arroja un valor agregado negativo debido a los diferentes precios a los que se contabilizan, por un lado, la materia prima (petróleo crudo a precios internacionales) y por otro, los derivados (precios internos). Como la refinería más grande se localiza en Esmeraldas, del valor agregado de todas las otras industrias se resta el valor agregado negativo de la refinación y su participación se vuelve negativa (Nota Metodológica de las Cuentas Provinciales, Banco Central del Ecuador)..

Metodología de las cuentas provinciales publicadas por el Banco Central del Ecuador²

El cálculo de las cuentas provinciales del Ecuador, se basa en la metodología del SCN 1993, tomando como año base 1993. Esta particularidad permite que la medición de los agregados a nivel provincial, se sustente sobre bases más confiables.

Las cuentas provinciales, son el registro de operaciones económicas a través de estados contables, que sirven para describir las economías de las provincias del país. Las principales variables utilizadas para el efecto son la producción, el consumo intermedio y el valor agregado.

La producción se define como una actividad ejercida por una unidad institucional (una empresa, un hogar, el gobierno, etc.) que combina los recursos (mano de obra, capital, bienes y servicios) para producir bienes o servicios. El consumo intermedio es el valor de los bienes y servicios utilizados como insumos en el proceso productivo. El valor agregado es la diferencia entre el valor de la producción y el consumo intermedio. Esta última variable es relevante porque mide el valor creado por la unidad de producción.

La provincialización de las cuentas nacionales en el Ecuador se realiza mediante el método descendente que distribuye la cifra del valor agregado nacional entre las provincias, usando para ello un ponderador de distribución que refleje lo mejor posible el aporte provincial al agregado nacional.

Una desventaja de esta metodología es que los indicadores estadísticos utilizados para provincializar las actividades no distinguen las particularidades técnico - económicas de la producción a nivel provincial, lo cual obliga a emplear dos supuestos básicos:

- 1) Las relaciones entre los consumos intermedios y las producciones industriales son iguales para todas las provincias; y,
- 2) Los precios relativos, así como sus evoluciones, son los mismos que los utilizados para la elaboración de las cuentas a nivel nacional y para cada una de las actividades económicas (Mancheno N. Fabio, 2001).

² Para un estudio más profundo de la Metodología de elaboración de las cuentas provinciales del Banco Central, se puede revisar el Anexo 1 de la Nota Metodológica de las Cuentas Provinciales disponible en la siguiente página web: <http://www.bce.fin.ec/frame.php?CNT=ARB0000175>.

De manera alternativa, existe el método ascendente que supone utilizar la información relativa a producción y consumo intermedio de cada provincia para el cálculo del valor agregado correspondiente, debiendo sumarse los valores agregados provinciales para obtener el valor agregado nacional. La aplicación de este método implica necesariamente disponer de estadísticas de base a nivel provincial, de las cuales todavía no se dispone en nuestro país.

Las cuentas provinciales están calculadas considerando el PIB provincial total y el PIB provincial no petrolero. En el caso del PIB provincial total, se considera la además de todas las industrias que forman parte de la contabilidad nacional, la producción de petróleo crudo y gas natural. Para el cálculo de este rubro, se utiliza como fuente a Petroecuador, que suministra información de pozos y compañías, de acuerdo a la ubicación geográfica. Esto determina la producción por provincias, dependiendo de la ubicación de cada uno de los pozos y campos distribuidos en todo el país. Así se obtiene la estructura en volumen (barriles).

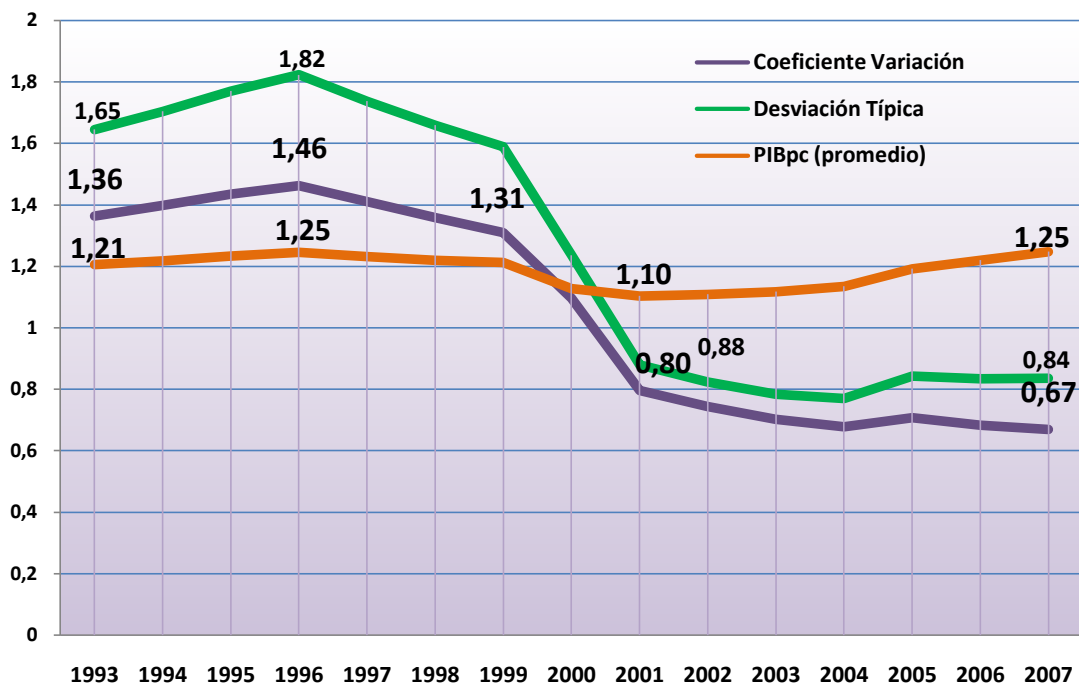
Adicionalmente, Petroecuador proporciona información sobre extracción, transporte, refinación y comercialización interna de los derivados de petróleo. La distribución de la producción establecida en las cuentas nacionales se la realiza en función de la estructura elaborada para el nivel provincial (Mancheno N. Fabio, 2001).

CAPÍTULO III MARCO EMPÍRICO

Análisis descriptivo-Sigma Convergencia

En primer lugar, se ha analizado la sigma-convergencia a partir de la desviación típica del logaritmo del PIB *per cápita* de las provincias del Ecuador y la aplicación del coeficiente de variación (CV). El gráfico 7 muestra la evolución de las disparidades en el nivel de renta entre las provincias del Ecuador entre 1993 y 2007. Las dos medidas de dispersión muestran una tendencia similar.

Gráfico No. 7: Sigma Convergencia
Desviación Típica del logaritmo del PIBpc y Coeficiente de Variación (1993-2007)



Elaboración: La autora

Los resultados obtenidos para el periodo 1993-2007 a través del análisis de convergencia sigma permiten diferenciar los siguientes comportamientos:

Se puede observar existe un proceso divergente, cambiando de tendencia a partir de ese momento, de forma discreta hasta 1999 y más abrupta hasta 2001. A partir de ese momento el proceso de convergencia se estanca.

- Comportamiento divergente entre 1993 y 1996: se evidencia un aumento de las diferencias entre las provincias de desarrollo económico mayor y las menos desarrolladas.
- Comportamiento convergente entre 1996 y 2001: con una primera etapa entre 1996 y 1999 donde la convergencia es muy reducida y una segunda etapa entre 1999 y 2001 donde el proceso de convergencia se hace más abrupto.
- Comportamiento neutro desde 2001 hasta 2007: registra estabilidad, lo que significa que las disparidades entre las provincias no han experimentado en su conjunto cambios.

Los tres momentos de análisis indican que el período de 1993 a 1996 aumenta la dispersión en 7%, con un índice promedio de crecimiento per cápita de 1,23; de 1996 al 2001 disminuye la dispersión en 45%, con un índice de crecimiento promedio per cápita de 1,19; y del 2001 al 2007 disminuye en 16%, con un índice de 1,16.

Comportamiento divergente: de 1993 a 1996

Se observa un leve proceso de divergencia. Algunos de los acontecimientos históricos que podrían dar muestra de este proceso son: la catástrofe de la Josefina en 1993 que dio como resultado altas pérdidas financieras al Ecuador, y el conflicto bélico con el Perú en 1995. Adicionalmente, es importante mencionar que a fines del año 1992 se levanta la prohibición de importar un gran número de bienes producidos por Ecuador, y es a inicios del año 1993 en donde la nación registra los estragos de una economía liberalizada. Frente a estos acontecimientos el gobierno tuvo que afrontar pérdidas financieras en detrimento del crecimiento económico de los sectores más pobres del Ecuador, acentuándose de esta manera la brecha entre las provincias ricas y pobres del país.

Comportamiento convergente: de 1996 al 2004

Se evidencia un acentuado proceso de convergencia entre las provincias del Ecuador, lográndose una evolución más favorable entre las provincias a nivel general. Esta disminución de las disparidades entre las provincias se podría argumentar gracias a los siguientes acontecimientos:

Intensificación de los procesos migratorios que dio como resultado un incremento de las remesas del 71% en el periodo 1996-2004. Ello aportó a que el PIB (no petrolero) per-cápita se incremente. Estos ingresos se destinaron a la reactivación económica de las provincias pequeñas dio lugar a que, en cierta manera, los ingresos per-cápita entre las provincias tiendan a igualarse.

Adicionalmente, las exportaciones no petroleras aportaron levemente a que disminuyan las disparidades entre las provincias, ya que estas se incrementaron en el periodo comprendido entre 1996 hasta 2004. Finalmente, la recaudación de impuestos mostró también relevancia en este periodo de análisis.

Comportamiento divergente y neutro: de 2004 al 2007

En este periodo se registra un leve proceso de divergencia a inicios del año 2004, para luego seguir con una tendencia estable hasta el año 2007. Este cambio ocasionó un freno al proceso de convergencia que se venía registrando años anteriores (1996-2004). Este cambio pudo ser causado por los siguientes aspectos políticos y económicos:

En el transcurso de estos años se instauraron tres periodos presidenciales. Esto provocó inestabilidad económica y social. Adicionalmente, se registraron valores deficitarios en la balanza comercial no petrolera, y finalmente, en el año 2004, frente a la crisis económica mundial, el gobierno de turno aplicó políticas fiscales restrictivas, lo cual pudo haber originado repercusiones económicas en el Ecuador.

Análisis descriptivo de la evolución de la función de densidad del ingreso

Una vez explicado los fundamentos teóricos de la metodología a ser empleada, en este acápite se estudia la distribución del ingreso per cápita de las provincias del Ecuador y su evolución a lo largo del período 1993-2007. Desde la óptica del análisis de la distribución del Kernel estocástico, los resultados nos proporcionarán información acerca del comportamiento relativo de las diferentes provincias, sino también sobre la dinámica del proceso de convergencia.

La variable elemental del análisis viene expresada como el logaritmo natural del PIB per cápita de cada provincia normalizada con relación al producto per cápita medio.

Las densidades fueron obtenidas usando un *kernel epanechnikov* con varias amplitudes de ventana, seleccionadas según la propuesta en Silverman (1986), Deaton (1997) y las opciones automáticas del programa computacional STATA 10.0.

A continuación, se muestra los resultados de la aplicación de las fórmulas de cálculo de amplitud de ventana que minimiza el error cuadrático medio, siguiendo los argumentos teóricos de varios autores:

Silverman (1986):

$$h^* = 1.06\sigma n^{\frac{-1}{5}}$$

$$h^* = 0.097355612$$

Deaton (1997):

$$h^* = 1.06 \min(\sigma, 0.75IQR) n^{\frac{-1}{5}}$$

$$h^* = 0.099091378$$

Automática (del paquete estadístico STATA 10.0)

$$h^* = 0.13$$

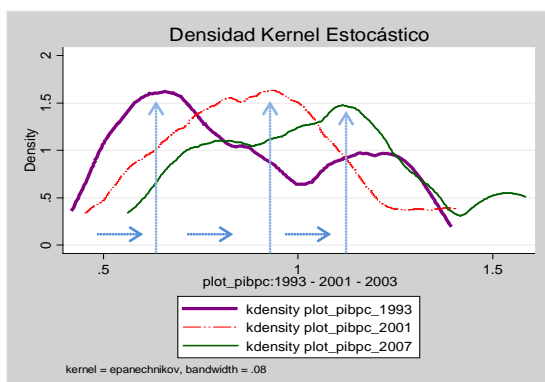
A continuación, se presentan las estimaciones de las densidades del kernel estocástico considerando las amplitudes de ventana que minimizan el error cuadrático medio integrado (AMISE) y que se describen arriba. Con la finalidad de comprobar las diferencias en la distribución de las densidades estimadas para los tres años: 1993, 2001 y 2007, en el Gráfico No. 8 se muestran las tres densidades simultáneamente graficadas junto con la correspondiente amplitud de ventana. Es preciso recalcar nuevamente, que la amplitud de ventana es el parámetro más relevante para la estimación de las densidades del kernel.

Adicionalmente, es preciso mencionar que para la estimación del kernel estocástico, se utilizó el kernel Epanechnikov dentro de las opciones del programa computacional STATA 10.0 (ver descripción al pie de cada gráfico), el cual minimiza el (AMISE), siendo éste el más óptimo entre los demás kernel.

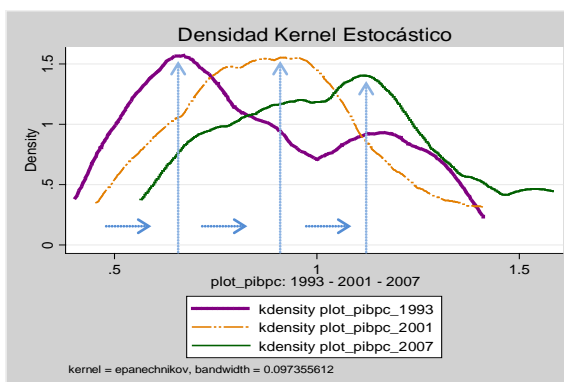
La presentación del gráfico 8 se explica de la siguiente manera: el gráfico 8a representa la estimación de tres densidades del kernel estocástico, una para cada año. La curva de densidad de color morado representa al año 1993, la curva de densidad de color rojo representa al año 2001 y finalmente, la curva de densidad de color verde representa al año 2007. Estas tres densidades son estimadas para un ancho de banda de 0.080. De la misma manera, los gráficos 8b, 8c y 8d cumplen con la misma descripción anterior, con la diferencia de que las curvas de densidad han sido estimadas para diferentes anchos de banda que minimizan el error cuadrático medio integrado; así el gráfico 8b, 8c y 8d tienen un ancho de banda (bandwidth) de h: 0.097355612, h: 0.099091378, y h: 0,13 (automático), respectivamente.

Gráfico No. 8: Densidad Kernel Estocástico para los años 1993, 2001 y 2007

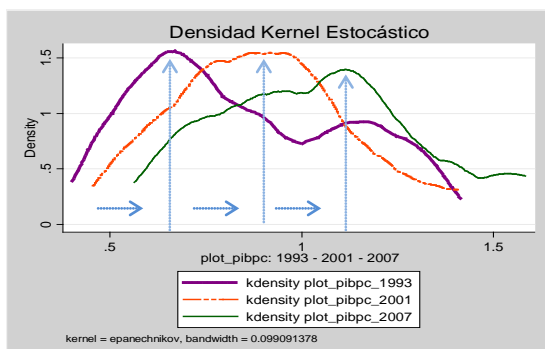
a. Bandwidth: 0.080



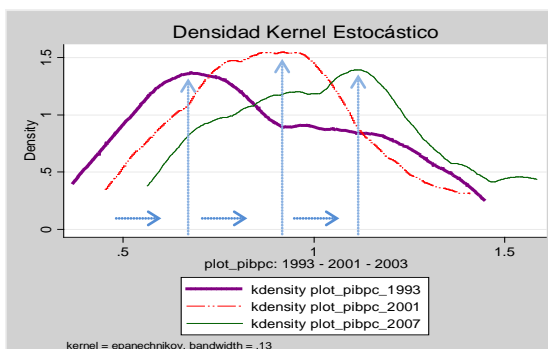
b. Bandwidth: 0.097355612



c. Bandwidth: 0.099091378



d. Bandwidth: automático



Elaboración: La autora

Tal como se puede observar en cada uno de los gráficos 8a, 8b, 8c y 8d, existen diferencias significativas entre las densidades estimadas para los años 1993, 2001 y 2007. Si consideramos por ejemplo, el gráfico 8d, con el ancho de banda h : 0.13, se observa que la distribución de la renta per cápita del año 1993 es bimodal, lo que pone de manifiesto que las provincias del Ecuador hasta ese año siguieron diferentes trayectorias de crecimiento, tendiendo a agruparse en diferentes grupos de renta per cápita. Esta situación describe la presencia de clubs de convergencia estudiado por Quah (1996), en la que algunas provincias se agruparon al club de provincias ricas, mientras que otras se agruparon en el club de provincias pobres, situación que se denomina trampa de la pobreza.

Siendo más específicos, la presencia de clubs de convergencia describe la existencia de una agrupación de provincias pobres alrededor de un equilibrio para bajos ingresos per cápita y una segunda agrupación alrededor del equilibrio para provincias con altos ingresos per cápita.

Por otro lado, analizando el mismo gráfico 8d, la distribución de la renta per cápita siete años después (año 2001), parece acercarse a la unimodalidad, con un número mayor de provincias agrupándose en torno al ingreso per cápita medio provincial. Sin embargo, para el año 2007, la distribución del ingreso muestra nuevamente la presencia de una curva bimodal, que en contraste con la curva de densidad del año 1993, presenta una diferenciación no tan acentuada entre las provincias de mayor y menor ingreso per cápita.

Continuando con el análisis gráfico, una amplitud de ventana más baja de h : 0.080 (gráfico No. 8a) muestra para el año 1993, una bipolaridad (twin peaks) que podría deberse a la concentración de la riqueza entre las provincias más ricas del país: Pichincha, Guayas y Azuay. En el mismo gráfico, para el año 2001, la economía muestra un proceso de convergencia como resultado de la disminución de la dispersión entre las provincias, y la eliminación de la bipolaridad registrada en el año 1993, y la existencia de un grupo con un elevado grado de concentración en torno al valor modal. Finalmente, para el año 2007, las provincias del Ecuador muestran un incremento del ingreso *per cápita* pero acompañado de una dispersión más elevada en comparación al periodo anterior, además muestra un cambio en la forma de la curva de densidad, registrándose la presencia de tres grupos no muy definidos.

Adicionalmente, el análisis de las densidades del kernel estocástico para las distintas sensibilidades evidencian, que la economía ecuatoriana ha registrado un proceso de crecimiento económico desde el año 1993 hasta el año 2007, este crecimiento se debe al incremento del ingreso per cápita de varias provincias, que hace que las distribuciones del kernel estocástico se muevan hacia la derecha, es decir hacia niveles de ingreso per cápita superiores (tal como lo muestran las flechas), con el transcurso del tiempo; así también se distingue un aumento en el número relativo de provincias con ingresos más altos.

La amplitud de ventana utilizado en la estimación de los gráficos No. 8a y 8d ($h=0.080$ y $h=0.013$) muestra una notoria diferencia en cuanto al suavizamiento de la curva de densidad del kernel estocástico para cada uno de los periodos analizados.

Finalmente, la amplitud de ventana $h= 0.080$ estimada en el gráfico No. 8a, ha permitido mostrar las densidades del kernel estocástico desde una perspectiva más aguda, gracias a ello, es posible analizar la evolución de la economía ecuatoriana de manera más precisa, sin dejar de lado el apoyo de los demás gráficos que sirven para su comparación. Por lo tanto, es fundamental, considerar varias amplitudes de ventana basados en metodologías probas que ayuden a emitir un análisis económico sustentado.

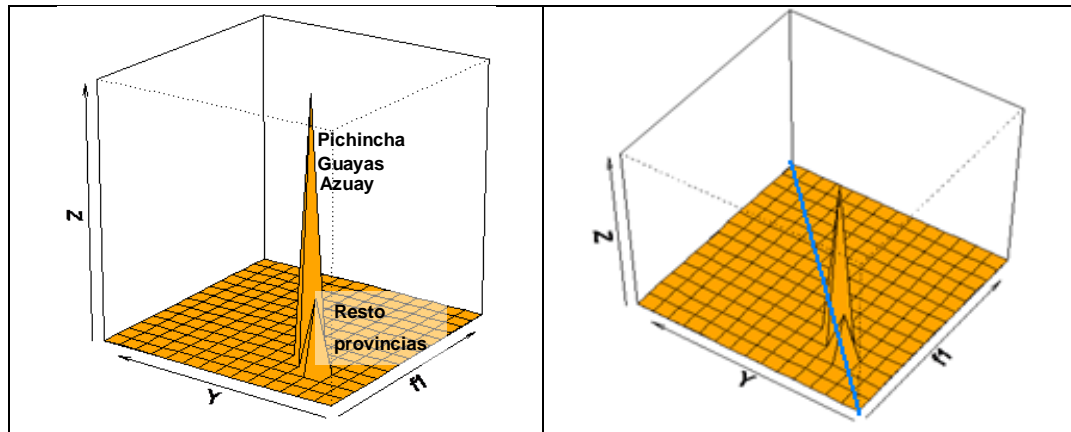
Análisis descriptivo de la dinámica intra-distribucional

El análisis de la dinámica intra-distribucional comprende la evaluación de las figuras tridimensionales mediante la estimación del *kernel* estocástico. En este sentido, recordemos que los movimientos hacia posiciones finales paralelas al eje de abscisas mostrarían convergencia, mientras que si la masa siguiera la diagonal principal implicaría persistencia o falta de movilidad de la economía.

Por otro lado, las gráficas tridimensionales permiten además observar comportamientos diferenciados para grupos de provincias, es decir “movimientos” para ciertas economías, mientras que otras muestren fuerte persistencia.

Seguidamente, se muestran las gráficas tridimensionales para los siguientes períodos: 1993-2001, 2001-2007 y 1993-2007.

Gráfico No. 9: Kernel Estocástico para el período 1993-2001

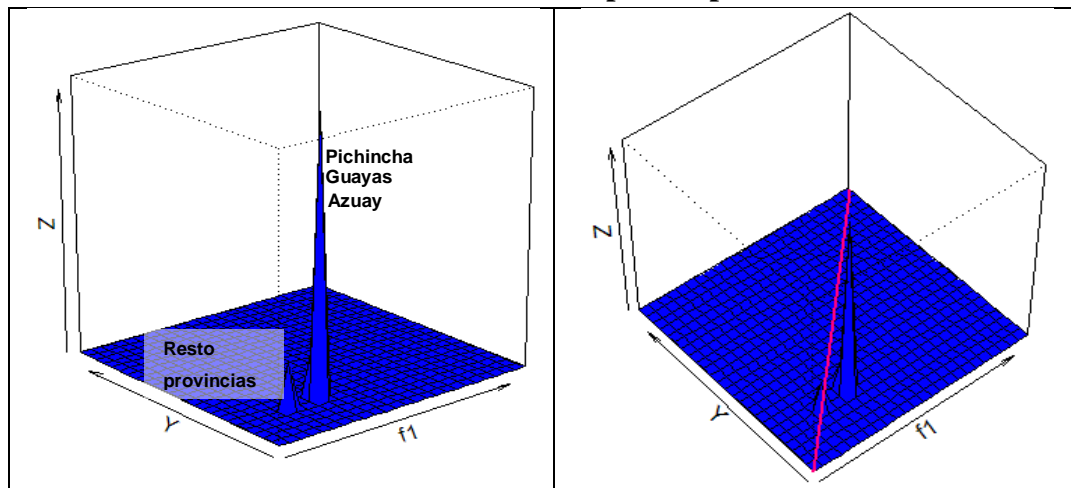


Elaboración: La autora

El gráfico No. 9 muestra la transición económica de las provincias ecuatorianas considerando como periodo inicial el año 1993 y periodo la final el año 2001. Gráficamente se observa la formación de dos grupos de economías que se aglomeran de acuerdo a su nivel de crecimiento económico. A esto se lo denomina, clubs de convergencia. El grupo más alto, comprende las provincias con un nivel de ingreso *per cápita* mayor.

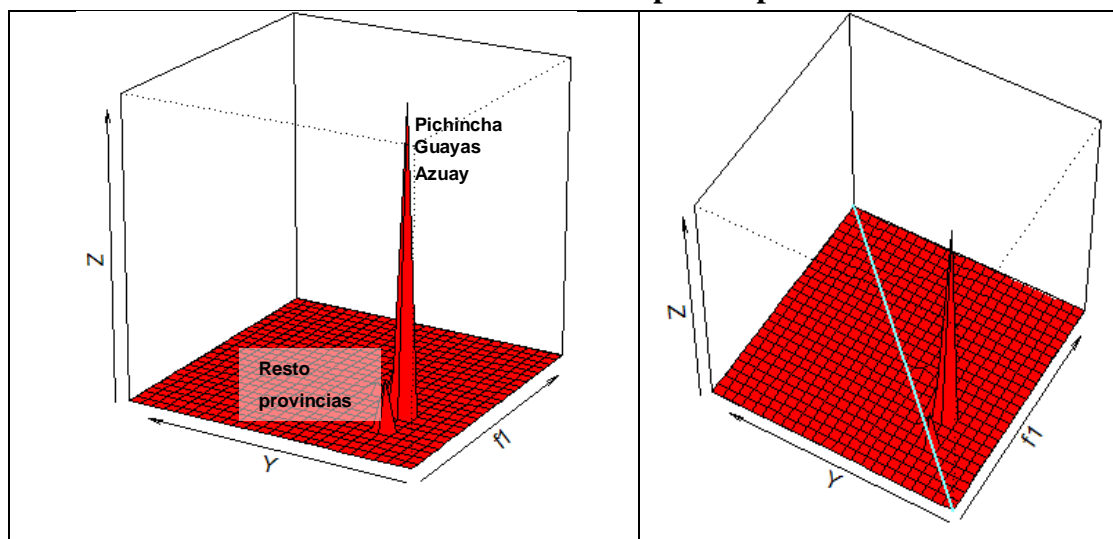
Adicionalmente, los resultados determinan una leve movilidad de la economía, esto conlleva a concluir que las provincias han registrado mejorías en las posiciones relativas, es decir, un acercamiento a posiciones superiores de ingresos *per cápita*, constatación que también se concluyó en la aplicación de la metodología de las Cadenas de Markov, y que se presentará en el siguiente acápite.

Gráfico No. 10: Kernel Estocástico para el período 2001-2007



Elaboración: La autora

Gráfico No. 11: Kernel Estocástico para el período 1993-2007



Elaboración: La autora

La gráfica No. 10 muestra para el grupo de mayor ingreso *per cápita* una movilidad más marcada en comparación a la gráfica 9, esto significa, que las provincias más ricas registran un incremento mayor de la renta en comparación al grupo de provincias más pobres o de menor desarrollo económico, esto acentuaría las disparidades entre los dos clubs de convergencia. Adicionalmente, se registra un proceso de convergencia económica entre las economías más desarrolladas, esto justificaría los resultados de la aplicación de las técnicas clásicas vistas en los gráficos 1 y 2, sin embargo, en aquellos gráficos no se sabía a qué provincias se debía el proceso de convergencia económica.

Finalmente, el gráfico No. 11, muestra la dinámica intra-distribucional comparando el primer año de estudio (1993) y el final (2007), es decir, este gráfico registra el proceso de convergencia a lo largo de todo el periodo de análisis de esta investigación.

Al igual que los gráficos anteriores, se muestra dos clubs de convergencia. En cuanto a las regiones con un nivel superior de renta *per cápita* se muestra como se desplaza hacia la derecha, mientras que las provincias de menor ingreso *per cápita*, se mantienen muy cercanas a la diagonal principal, es decir, los niveles de renta se han mantenido constantes o su incremento ha sido leve. Estas conclusiones se han repetido en los análisis anteriores.

Por tanto, se confirma lo que se desprende de la comparación de las funciones de densidad del kernel estocástico para los diferentes años (1993, 2001 y 2007), en

cuanto a la progresiva mejoría de las provincias con ingresos per cápita mayores inicialmente, sin que se haya producido un notable cambio en la situación de las provincias de niveles de ingreso per cápita menores.

Dinámica de la distribución provincial del ingreso: Cadenas de Markov

En el capítulo anterior, se presentaron las cadenas de Markov como una herramienta para el análisis discreto de la movilidad, condicionada a la adecuada definición de los estados de la cadena para luego estudiar las transiciones entre unos estados y otros. Dichas transiciones son recogidas en una matriz de probabilidades de transición que caracteriza la dinámica intra-distribucional. Para ello, debe establecerse previamente el criterio idóneo de discretización de los estados de la cadena de Markov, así como el número adecuado de estados, teniendo en cuenta que dichas consideraciones iniciales condicionan los resultados obtenidos. Consecuentemente, ante las diferentes opciones de discretización se ha contemplado la consideración de cinco estados, en base el estudio de Quah (1993b).

Como se mencionó en el capítulo anterior, Quah (1993b) estableció la discretización de los estados de la cadena en $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$, 1, 2 y ∞ para el caso de las economías mundiales. De la misma manera, en este caso se eligió dividir en quintiles debido a que es la forma más utilizada de analizar la distribución del ingreso en el ámbito internacional y además, proporciona intervalos homogéneos. (Gutiérrez, Méndez y Reyes, 2011).

De esta forma, partiendo de una situación inicial donde se han generado estados de la cadena para la variable del PIB per cápita, se analiza cuál ha sido la evolución en el sentido de la movilidad de las provincias del Ecuador. Es decir, se trata de contabilizar los movimientos de las provincias; cada una partía de uno de los estados de la cadena. Para ello se ha tenido en cuenta de nuevo los mismos subperiodos ya considerados en otros apartados del presente capítulo.

Por otra parte, las estimaciones de las probabilidades de transición entre dos periodos de tiempo para los diferentes estados se han realizado computando el número de casos (provincias) en términos de porcentaje que se mantienen o cambian de estado en el transcurso de un periodo a otro, es decir, el criterio que proporciona la estimación máximo-verosímil de dichas probabilidades.

En este sentido, se debe recordar que las probabilidades correspondientes a la diagonal principal de la matriz de transiciones (p_{ii}), al registrar un valor más elevado indica persistencia o baja movilidad, mientras que un valor bajo indica elevada movilidad.

Asimismo, se presenta la estimación de las matrices de transición de los siguientes subperiodos analizados: 1993, 2001 y 2007.

Una vez estimada la matriz de transiciones de los diferentes subperiodos, se obtiene la solución ergódica o de largo plazo de dicha matriz, es decir, la solución de equilibrio de la cadena de Markov, que puede ser comparada con la distribución final, para de esta forma detectar qué podemos esperar en el futuro con respecto a la situación existente.

Así, podrá apreciarse la presencia de mayores concentraciones de probabilidad en determinados estados de la cadena o la tendencia a equidistribución. De esta forma, como se mencionó en el capítulo cuarto, una concentración elevada en los estados intermedios de la cadena permite inferir que la solución de largo plazo plantea una situación igualitaria común, por lo que existiría convergencia en la distribución hacia una posición común para todas las economías. Caso contrario, si se produce una concentración de probabilidades en los estados extremos de la cadena, estaría evidenciándose una situación de equilibrio que plantea convergencia por parte de un número considerable de regiones hacia niveles bajos de la variable o bien valores elevados. Una situación de este tipo plantearía una solución de equilibrio con la presencia de bimodalidad en la distribución y por consiguiente polarización (Mora, 2002).

De acuerdo a lo mencionado anteriormente, el primer paso para la aplicación de la técnica de las cadenas de Markov es definir los rangos del ingreso relativo, es decir, los rangos entre los cuales transitarán las provincias hacia niveles superiores o inferiores de crecimiento económico per cápita. El valor máximo promedio relativo del ingreso per cápita provincial de las 22 provincias del Ecuador, es de 1,58 y el mínimo es de 0,45, este intervalo se dividió en los siguientes quintiles:

1. Rango I (ingreso bajo): $\leq 0,73$
2. Rango II (ingreso medio bajo): 0,74-0,98

3. Rango III (ingreso medio): 0,99-1,22
4. Rango IV (ingreso medio alto): 1,23-1,47
5. Rango V (ingreso alto): >1,47

Las provincias que ocuparon el rango I (menor ingreso per cápita) en cualquiera año, desde 1993 hasta el año 2007 fueron: Bolívar, Cañar, Chimborazo, Cotopaxi, Francisco de Orellana, Loja, Los Ríos, Morona Santiago, Napo y Sucumbíos.

En el rango II (ingreso medio bajo) se encuentran las provincias: Bolívar, Cañar, Carchi, Chimborazo, Cotopaxi, El Oro, Esmeraldas, Imbabura, Loja, Los Ríos, Manabí, Napo, Pastaza, Tungurahua y Zamora_Chinchipe. Se observa que algunas provincias como Napo, Chimborazo o Cotopaxi se repiten también en el rango I, lo que estaría explicando que estas provincias transitaron a un nivel mayor de ingreso per cápita en algún momento entre los años 1993 y 2007.

En el rango III (rango medio de ingreso per cápita) se encuentran el mayor número de provincias, estas son: Azuay, Cañar, Carchi, Cotopaxi, El Oro, Esmeraldas, Guayas, Imbabura, Los Ríos, Manabí, Pastaza, Pichincha, Tungurahua y Zamora Chinchipe. En este rango aparecen por primera vez las provincias más ricas del Ecuador: Pichincha, Guayas y Azuay, lo cual explica que en algún año, dentro del período comprendido entre 1993 hasta 2007, éstas tres últimas provincias registraron ingresos per cápita medios.

En el rango IV (ingreso medio alto), las provincias con ingresos per cápita mayor son: Cotopaxi, Tungurahua, Pichincha, El Oro, Guayas y Azuay. Finalmente, en el rango V, se registran las provincias más ricas del Ecuador, estas son: Pichincha, Guayas y Azuay.

Cuadro No. 2: Distribución provincial del ingreso por rangos (período 1993-2007)

RANGO I	RANGO II	RANGO III	RANGO IV	RANGO V
$\leq 0,73$	0,74-0,98	0,99-1,22	1,23-1,47	> 1,47
Napo	Zamora Chinchipe	Zamora Chinchipe	Guayas	Guayas
FrcO_Orellana	Napo	Tungurahua	Cotopaxi	Azuay
Loja	Bolívar	Imbabura	Tungurahua	Pichincha
Chimborazo	Chimborazo	Esmeraldas	Pichincha	
Sucumbíos	Los Ríos	El Oro	El Oro	
Morona_Santiago	Tungurahua	Pastaza	Guayas	
Cañar	Manabí	Carchi	Azuay	
Bolívar	Cotopaxi	Los Ríos		
Cotopaxi	Loja	Manabí		
Los Ríos	Pastaza	Cotopaxi		
	Cañar	Cañar		
	Carchi	Tungurahua		
	Imbabura	Pichincha		
	Esmeraldas	Pastaza		
	El Oro	Guayas		
		Azuay		

Elaboración: La autora

Vectores de estado inicial o de probabilidades iniciales (F₀)

El vector de estado inicial (F₀) se construyó a partir de las provincias asignadas a un rango de ingreso específico, considerando tres puntos de corte para el análisis de las cadenas de Markov: 1993, 2001 y 2007. Estos años se han escogido en base al análisis descriptivo de la metodología de Sigma Convergencia, el cual registró cambios de comportamiento en el crecimiento económico en estos años.

En el cuadro No. 3 se presentan los vectores de estado correspondientes a cada año de corte: 1993, 2001 y 2007, los cuales contienen información sobre la proporción de las provincias del Ecuador asignadas a cada rango de ingreso per cápita y los años de corte respectivos.

Cuadro No. 3: Vectores de estado inicial (suma por filas=100)

AÑOS	≤ 0,73	0,74-0,98	0,99-1,22	1,23-1,47	> 1,47
1993	0,48	0,19	0,29	0,05	0,00
2001	0,29	0,38	0,24	0,10	0,00
2007	0,14	0,24	0,33	0,19	0,10

Elaboración: La autora

En el vector de estado inicial del año 1993, el 48 por ciento de las provincias del Ecuador estaban en el primer rango de ingresos, 19 por ciento en el segundo, 29 por ciento en el tercero, 5 por ciento en el cuarto, y finalmente, en el quinto rango de ingreso per cápita no se registran provincias, esto indica que en el año 1993, ninguna provincia del Ecuador alcanzaba un ingreso per cápita mayor al índice 1,47. Ocho años más tarde (2001), el 29 por ciento de las provincias estaban en el primer rango, lo cual marca una disminución del número de provincias con ingresos per cápita menor al 0,73. En el segundo rango se sitúan la mayoría de provincias del Ecuador con el 38 por ciento del total, lo que supone un incremento fuerte de casi 20 puntos porcentuales con respecto al anterior período. En el rango III se produce una disminución de 5 puntos porcentuales respecto a 1993, correspondiendo a provincias que pasan a formar parte del grupo IV. En el grupo V no habría ninguna provincia.

En el año 2007, la mayoría de provincias se concentran en el segundo y tercer rango, con caída en el segundo rango y fuerte subida en el tercer rango; el cuarto rango también aumenta significativamente hasta el 19% mientras que en el quinto rango marca por primera vez un porcentaje del 10 por ciento, cuya provincia registrada es Pichincha, a diferencia de los años anteriores en los que dicho rango exhibía un porcentaje de cero. Estos resultados muestran a nivel general la dinámica del ingreso de las provincias del Ecuador hacia niveles de ingreso per cápita mayor. Entre los casos más relevantes, se puede destacar que la provincia de Los Ríos registra movimientos hacia un mayor ingreso per cápita transitando desde el rango I en 1993 hasta el rango III en el año 2007. Para la provincia de Cotopaxi, el movimiento aún es mayor al pasar del rango I en el año 1993 al rango IV en el año 2007, a diferencia de la provincia de Francisco de Orellana que permanece en el rango I desde 1993 hasta el año 2007.

Adicionalmente, se observa que el ingreso per cápita de las provincias de Azuay, Guayas y Pichincha ha crecido sostenidamente por encima de las demás provincias. Entre los posibles factores que condujeron a éstas provincias a crecer de forma importante podríamos considerar, en términos generales y en base a las investigaciones empíricas de los autores (Mora, 2002 y Moreno 2011), los siguientes:

- Un mayor porcentaje de población activa.
- Mayores niveles de educación per cápita, así como una mayor capacitación en programas de capacitación a nivel de tecnologías.
- Incrementos superiores en el nivel del stock de capital y en el nivel de inversión. Debemos tener en cuenta que el nivel de infraestructuras y equipamiento condiciona en gran parte el crecimiento (mejores vías de comunicación, presencia de industrias, empresas y aeropuertos).
- Cambios en la estructura económica, debido al traspaso de la actividad del sector agrícola al sector servicios; y,

El progreso técnico, el cual es una característica esencial del crecimiento económico.

Matrices de transición

Para construir la matriz de transición se aplicó el estimador de máxima verosimilitud a los datos de ingreso per cápita de cada provincia y, en ella, se incluyó una columna (m) con el número de provincias ubicadas en cada rango, de acuerdo a su posición inicial registrada, es decir en los años 1993 y 2001, respectivamente. La matriz de transición muestra el movimiento de las provincias ubicadas en un rango específico, por ejemplo en el año 1993, y cómo éstas, luego de ocho años (año 2001), transitan hacia rangos mayores o menores de ingreso per cápita, o permanecen en el mismo estado inicial.

Cuadro No. 4a: Matriz de transición 1993-2001

1993	2001					m
	≤ 0,73	0,74-0,98	0,99-1,22	1,23-1,47	> 1,47	
≤ 0,73	0,60	0,20	0,20	0,00	0,00	10
0,74-0,98	0,00	0,75	0,25	0,00	0,00	4
0,99-1,22	0,00	0,50	0,33	0,17	0,00	6
1,23-1,47	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	1
>1,47	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0

Elaboración: La autora

Cuadro No. 4b: Matriz de transición 1993-2001

1993	2001					m
	≤ 0,73	0,74-0,98	0,99-1,22	1,23-1,47	> 1,47	
≤ 0,73	Fraco_Orellana Morona_Santiago Sucumbíos Chimborazo Bolívar Napó	Los Ríos Loja	Cotopaxi Cañar	0	0	10
0,74-0,98	0	Manabí Zamora_Chinchiipe Imbabura	Tungurahua	0	0	4
0,99-1,22	0	Esmeraldas Carchi Pastaza	El Oro Guayas	Azuay	0	6
1,23-1,47	0	0	0	Pichincha	0	1
>1,47	0	0	0	0	0	0

Elaboración: La autora

En la matriz de transición 1993-2001 (Cuadro No. 4a) se analiza el movimiento de las provincias hacia mayores o menores rangos de ingreso per cápita a lo largo de los años 1993 y 2001 (la lectura por consiguiente se hace de forma horizontal, por filas). La matriz indica que el 60 por ciento de las provincias que iniciaron en el rango I se mantuvieron en ese mismo nivel de ingreso, mientras que el 40 por ciento restante se movió hacia un rango mayor, un 20% al rango II. Estas provincias son: Los Ríos y Loja (cuadro 4b) y un 20% al rango III (Cotopaxi y Cañar). En el segundo rango se encontró una incidencia alta (75 por ciento) de mantenerse en el rango II (Manabí, Zamora Chinchipe e Imbabura), y sólo el 25 por ciento se movió hacia un nivel de ingreso inmediatamente superior (Tungurahua). Para el tercero, el 33 por ciento de las provincias permanecieron en el mismo rango (El Oro y Guayas), el 50 por ciento se ubicó en el rango inmediatamente inferior (Esmeraldas, Carchi y Pastaza), y la diferencia se distribuyó el rango IV llevándose una menor proporción (17 por ciento) (Azuay). Respecto a las provincias del rango IV, se observa una total inmovilidad durante el período analizado (Pichincha). En el rango V no hay provincia alguna.

Es decir, durante el período 1993-2001, la mayor concentración de provincias se dio en los rangos I, II y III, con una elevada probabilidad de mantenerse en su posición original.

Cuadro No. 5a: Matriz de transición 2001-2007

2001	2007					m
	≤ 0,73	0,74-0,98	0,99-1,22	1,23-1,47	> 1,47	
0,73	0,50	0,50	0,00	0,00	0,00	6
0,74-0,98	0,00	0,25	0,75	0,00	0,00	8
0,99-1,22	0,00	0,00	0,20	0,80	0,00	5
1,23-1,47	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	2
1,47	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0

Elaboración: La autora

Cuadro No. 5b: Matriz de transición 2001-2007

2001	2007					m
	≤ 0,73	0,74-0,98	0,99-1,22	1,23-1,47	> 1,47	
0,73	Fraco_Orellan Sucumbíos Morona_Santiago	Bolívar Napo Chimborazo	0	0	0	6
0,74-0,98	0	Pastaza Loja	Zamora_Chinchi Imbabura Los Ríos Manabí Carchi Esmeraldas	0	0	8
0,99-1,22	0	0	Cañar	Cotopaxi Tungurahua El Oro Guayas	0	5
1,23-1,47	0	0	0	0	Azuay Pichincha	2
>1,47	0	0	0	0	0	0

Elaboración: La autora

En la matriz de transición 2001-2007 del Cuadro No. 5a se observa un incremento en las probabilidades de transición hacia rangos superiores del ingreso, es decir, la mayoría de provincias de los rangos II, III y IV lograron alcanzar niveles más altos de ingreso durante el periodo 2001 al 2007. El rango I presentó menos movilidad en las posiciones iniciales, el 50 por ciento de las provincias se mantuvo en el mismo rango (Francisco de Orellana, Sucumbíos y Morona Santiago, cuadro N° 5b). En contraste con la matriz anterior, la posibilidad de quedarse en el rango II fue la opuesta, registrándose para este periodo (2001-2007) solo el 25% de las provincias en este rango frente al 75 por ciento que se movilizaban al siguiente rango superior (Esmeraldas, Carchi, Manabí, Los Ríos,

Imbabura y Zamora Chinchipe). Similar situación se registra en el rango III, al incrementarse la probabilidad de transición de las provincias a un nivel superior del ingreso hasta el 80 por ciento (Cotopaxi, Tungurahua, El Oro, Guayas). Con respecto al rango IV, la movilidad al rango V es del 100% (Azuay y Pichincha). De los resultados se puede concluir que la dinámica distribucional de las provincias desde el año inicial 2001 hacia el año 2007, registra un comportamiento de movilización fuerte de los rangos intermedios de ingreso hacia rangos superiores.

Cuadro No. 6a: Matriz de transición 1993-2007

1993	2007					M
	≤ 0,73	0,74-0,98	0,99-1,22	1,23-1,47	> 1,47	
0,73	0,30	0,40	0,20	0,10	0,00	10
0,74-0,98	0,00	0,00	0,75	0,25	0,00	4
0,99-1,22	0,00	0,17	0,33	0,33	0,17	6
1,23-1,47	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	1
1,47	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0

Elaboración: La autora

Cuadro No. 6b: Matriz de transición 1993-2007

1993	2007					m
	≤ 0,73	0,74-0,98	0,99-1,22	1,23-1,47	> 1,47	
0,73	Fraco_Orellan Sucumbíos Morona_Santiago	Bolívar Napo Chimborazo Loja	Los Ríos Cañar	Cotopaxi	0	10
0,74-0,98	0	0	Zamora_Chinchipe Imbabura Manabí	Tungurahua	0	4
0,99-1,22	0	Pastaza	Carchi Esmeraldas	El Oro Guayas	Azuay	6
1,23-1,47	0	0	0	0	Pichincha	1
>1,47	0	0	0	0	0	0

Elaboración: La autora

En la matriz que considera el periodo completo de estudio desde el año 1993 hasta el año 2007, (véase Cuadro No. 6a), las probabilidades de transitar hacia un nivel mayor de ingreso per cápita fueron más altas para los rangos II, III y IV. En el primer rango, la probabilidad de transitar al siguiente nivel de ingresos, es decir al rango II, fue del 40

por ciento (Bolívar, Napo, Chimborazo y Loja, cuadro No. 6b), al rango III del 20% (Cañar y Los Ríos) y al rango IV del 10% (Cotopaxi). En el rango II, el 75 de que las provincias se trasladaron hacia el rango siguiente superior (Imbabura, Manabí y Zamora Chinchipe) y el 25% restante lo hizo al rango IV (Tungurahua). Para el III, existe una probabilidad del 33 por ciento de mantenerse en el mismo nivel (Carchi y Esmeraldas), y el mismo porcentaje de desplazarse al nivel IV (El Oro y Guayas). Sin embargo, la oportunidad de pasar a un nivel más bajo de ingreso es del 17 por ciento (Pastaza). Para el rango IV, la probabilidad de que la provincia ubicada en este rango se movilice a un nivel de ingresos mayor es del 100 por ciento (Pichincha). En el caso del rango V, ninguna provincia ubicada en los rangos I, II, III y IV del año 1993, logró transitar hacia el rango V, es decir a un nivel de ingreso per cápita mayor a 1,47.

Ley de probabilidad de una Cadena de Markov

El siguiente paso es deducir la ley de probabilidad de una cadena de Markov una vez que se han determinado de forma completa tanto las matrices de transición (M) como el vector de probabilidades condicionales o iniciales (F₀). El resultado se muestra en el Cuadro No. 7, el cual describe la estructura de la movilidad de las provincias del Ecuador a un periodo futuro a partir de los datos existentes hasta 2007, en otras palabras la ley de probabilidad permite realizar una proyección a un período futuro, de la posible ubicación de las provincias del Ecuador según su ingreso per cápita.

Cuadro No. 7: Vector de estado inicial por la Matriz de Transición

AÑOS	≤ 0,73	0,74-0,98	0,99-1,22	1,23-1,47	> 1,47
1993	0,1429	0,2381	0,3333	0,1905	0,0952
2001	0,0857	0,1540	0,4222	0,2032	0,1349
2007	0,0429	0,1127	0,3183	0,1849	0,2460

Elaboración: La autora

Vectores de estado estacionario

Los vectores de estado estacionario son aquellos a los que converge el proceso de cadenas de Markov, los cuales surgen de multiplicar iteradamente el vector de probabilidades iniciales (F₀) y la matriz de transiciones (M). Como resultado, los

elementos del vector F_{t+n} se corresponden con las probabilidades de que en el largo plazo las economías se mantengan en un estado igual al inicial o transiten a otros superiores o inferiores en el orden de la cadena. Los resultados se presentan en el cuadro No. 8.

$$F_{t+n} = F_t * M \quad (29)$$

Cuadro No. 8: Vector de estado estacionario

AÑOS	≤ 0,73	0,74-0,98	0,99-1,22	1,23-1,47	>1,47
1993	0,00000%	0,00061%	0,00205%	0,00150%	0,00331%
2001	0,00000%	0,00051%	0,00169%	0,00124%	0,00273%
2007	0,00000%	0,00034%	0,00115%	0,00084%	0,00185%

Elaboración: La autora

El vector de estado estacionario puede interpretarse como el equilibrio de largo plazo de la distribución del ingreso en las provincias del Ecuador y, por tanto, sirve para detectar la estructura económica de las provincias y su ubicación en los diferentes rangos del ingreso per cápita, así como también examina la posible presencia de distintas formas de convergencia en el largo plazo. Es importante mencionar que las bajas probabilidades registradas en el vector de estado estacionario son el resultado de la estabilidad del sistema una vez que el vector de probabilidades iniciales (F_0) y la matriz de transiciones (M) se multiplicaran iteradamente, hasta alcanzar la estacionaridad, es decir probabilidades casi idénticas de un estado a otro.

De los resultados obtenidos del vector de estado estacionario, se desprende que las provincias del Ecuador, transitarán hacia niveles de ingreso per cápita mayor. La estructura económica de las provincias en el estado estacionario registra que la masa de las probabilidades se concentra a partir del tercer rango, con mayor peso relativo en el tercer y quinto rango del ingreso per cápita; dando como conclusión que la dinámica de las provincias más desarrolladas asegurarán un crecimiento económico mayor para el Ecuador. Según este vector las provincias de menor ingreso per cápita alcanzarían o convergerían en el largo plazo el rango III, y las provincias inicialmente ubicadas en el rango IV transitarían o convergerían hacia el rango máximo del ingreso per cápita. De acuerdo a esta estructura no existiría provincias ubicadas en los rangos más bajos de ingresos, éstos son los rangos I y II. Es evidente, que el comportamiento provincial no

es homogéneo, sino que muestra evidencias de que provincias más ricas alcanzarán mayores rangos de ingreso per cápita mientras otras permanecerán en el rango intermedio, es decir, las provincias del Ecuador, en el largo plazo no alcanzarán a converger a un solo equilibrio estable.

En conclusión, el vector de equilibrio de largo plazo de la distribución del ingreso en las provincias del Ecuador, muestra un proceso de bipolaridad. La concentración de la masa de probabilidades de los rangos III, IV y V, indica procesos de crecimiento económico más elevado en las provincias más ricas del Ecuador.

Implicaciones para la toma de decisiones de política económica

El presente trabajo de investigación analiza los procesos de convergencia económica a nivel provincial, a través de técnicas de análisis descriptivo, como son las herramientas de medición de la dispersión de la sigma convergencia; el análisis continuo; a través de las distribuciones no paramétricas y su aplicación a las distribuciones del kernel estocástico; y finalmente, el análisis discreto, mediante las cadenas de Markov.

La aplicación de estas técnicas ha permitido obtener un diagnóstico de la situación intra-distribucional del ingreso per cápita de las provincias del Ecuador desde una perspectiva dinámica para el período 1993-2007, y predecir a través de la estructura del ingreso per cápita de las provincias, su comportamiento a corto, mediano y largo plazo. Es por ello, que éstas técnicas pueden ser utilizadas como herramientas para la toma de decisiones de política económica.

Los resultados más relevantes del análisis empírico que permiten diagnosticar la situación económica a nivel provincial del Ecuador (1993-2007) se describe a continuación:

El crecimiento económico provincial registrado en Ecuador (1993–2007), ha estado acompañado de una reducción de las diferencias regionales en el ingreso per cápita (entre las provincias de mayor ingreso per cápita), mientras que se quedan rezagadas provincias con ingresos menores. Así mismo, la distribución provincial de la renta registra un grado de movilidad elevado y consistente para el grupo de provincias con ingreso per cápita mayor. Adicionalmente, existe dos clubs de convergencia, el primero aglomera a provincias más ricas y el segundo, a las provincias más pobres. Las provincias de mayor ingreso per cápita son: Pichincha Guayas y Azuay.

El crecimiento económico del país y los objetivos en pro de la reducción de la pobreza y las mejoras en la distribución del ingreso per cápita no están suficientemente enfocadas a nivel provincial, por ello, a continuación se señalan algunas recomendaciones de política económica que viabilice la disminución de las brechas intra-provinciales del Ecuador.

- La planificación regional, el desarrollo económico local y el ordenamiento del territorio deben formar parte de los proyectos políticos nacionales. Dentro de la planificación regional se debe considerar el destino productivo de las áreas rurales del país en función de su potencial productivo.
- Fortalecer la articulación de la estructura espacial a nivel de regiones y provincias a través de vínculos entre las comunidades vecinas para integrar las áreas aisladas y proporcionar bienes y servicios públicos a la población.
- Inversión en educación, capacitación e investigación para mejorar las capacidades y la productividad en regiones que constituyan ser polos de desarrollo, a fin de producir encadenamientos productivos hacia delante y hacia atrás, que favorezcan el desarrollo de las provincias aisladas.
- Desarrollar reformas en las tasas impositivas que mejoren la administración tributaria y su redistribución hacia provincias menos beneficiadas.
- Desarrollar políticas industriales y de fomento agrícola que articulen al sector agrícola de manera más eficiente y productiva con la industria, a fin de cambiar la estructura productiva de las provincias del Ecuador.

CAPÍTULO IV

CONCLUSIONES

El presente trabajo de investigación ha tenido como objetivo profundizar en el conocimiento de las disparidades provinciales en el Ecuador, a partir del análisis de los procesos de convergencia económica, considerando el hecho, de que las provincias pobres alcanzarían posiciones más cercanas a las provincias ricas. Para ello, se llevó a cabo un detallado análisis teórico y metodológico de su definición y de sus formas de medición, mediante las técnicas de análisis descriptivo, como son las herramientas de medición de la dispersión de la sigma convergencia; el análisis continuo; a través de las distribuciones no paramétricas y su aplicación a las distribuciones del kernel estocástico; y finalmente, el análisis discreto, mediante las cadenas de Markov. La aplicación de éstas técnicas, ha permitido obtener resultados empíricos robustos, en cada una de las etapas de análisis empleadas.

A lo largo de esta investigación, se ha tratado de aproximar al concepto de convergencia económica desde diferentes perspectivas de análisis. Una primera aproximación fue planteada inicialmente por la beta convergencia tanto absoluta como condicional en el sentido que pretendía determinar la velocidad en que una economía se desplazaba hacia un estado estacionario (único en el caso de la β convergencia absoluta). Sin embargo, recibió muchas críticas tales como la robustez de las estimaciones, la correlación del término de perturbación con el nivel inicial de renta per cápita, o el hecho de poder detectar multiplicidad de estados estacionarios.

A continuación, se estudió las técnicas de la sigma convergencia que surgió de forma simultánea en el tiempo a la β convergencia. En general, dicho planteamiento parte de la necesidad de estudiar de forma descriptiva la evolución histórica de las desigualdades de las unidades económicas. Sin embargo, la escasa información aportada por dicho tipo de convergencia provocó el desarrollo de otras técnicas posibilitando evidenciar el proceso de acercamiento entre economías pobres y ricas bajo nuevas perspectivas.

Estas nuevas perspectivas, permitieron el desarrollo de las técnicas de análisis intra-distribucional, mediante las técnicas no paramétricas y su aplicación a las funciones de densidad del kernel estocástico a través de los gráficos en dos y tres

dimensiones, los cuales posibilitan la detección de una posible presencia de polarización o clubs de convergencia dentro de las unidades económicas de análisis.

En el acápite subsiguiente, se estudia la dinámica de la distribución, a través de las técnicas de las cadenas de Markov, a partir del análisis de la movilidad o transición de provincias más pobres hacia provincias más ricas. Sin embargo, se debe tomar en cuenta que este análisis está sujeto a ciertos factores subjetivos. En primer lugar, la discretización a la hora de definir los estados es de tipo arbitrario, y segundo, existe la posibilidad de pérdida de información, por la misma causal anterior.

Los resultados empíricos más relevantes se muestran a continuación. El resultado del análisis de la dinámica del ingreso permitió concluir que no existió un proceso de convergencia permanente entre las provincias del Ecuador a lo largo del período 1993-2007, lo cual implica que no ha existido una reducción de la disparidad del ingreso per cápita de manera constante entre las provincias del Ecuador.

Es importante recordar que las distribuciones obtenidas corresponden a los datos que las subyacen, de forma tal que no son las únicas que en potencia existen.

La aplicación de las técnicas no paramétricas han permitido observar que el crecimiento económico provincial registrado en Ecuador (1993–2007), ha estado acompañado de una reducción de las diferencias regionales en el ingreso *per cápita* (entre las provincias de mayor ingreso per cápita), mientras que se quedan rezagadas provincias con ingresos menores.

El trabajo concluye que la forma de la distribución provincial de la renta ha variado significativamente; el grado de movilidad es elevado para el grupo de provincias con ingreso per cápita mayor. Adicionalmente, existe polarización y se pueden diferenciar, dos clubs de convergencia, el primero aglomera a provincias de mayor ingreso *per cápita* y el segundo, a las provincias de crecimiento económico menor.

En particular, en 1993, las provincias que tenían los niveles más bajos de ingreso se mantuvieron en esos rangos hacia el año 2001; lo contrario sucedió con las provincias de ingresos per cápita más altos, cuya movilidad se registra de manera más contundente.

Las matrices de transición y los vectores de estado estacionario fueron congruentes en sus resultados. Durante el periodo de estudio 1993-2007, las probabilidades de transitar hacia un nivel mayor de ingreso per cápita fueron más altas

para las provincias registradas en los rangos de ingreso per cápita II, III y IV. En el rango II, las provincias que se trasladaron hacia el rango siguiente superior fueron Imbabura, Manabí y Zamora Chinchipe, y la única provincia que superó un crecimiento bastante notorio fue la provincia de Tungurahua. Para el III, las provincias que se desplazaron hacia un nivel de ingresos mayor fueron: El Oro y Guayas; sin embargo, en este mismo rango, la provincia de Pastaza retrocedió hacia un nivel de ingresos menor. Para el rango IV, la provincia que se movilizó hacia un nivel superior de ingresos per cápita fue la provincia de Pichincha. Es importante mencionar que las provincias registradas en el año 2007 con mayores ingresos per cápita fueron: Pichincha Guayas y Azuay.

La distribución interregional del ingreso y el crecimiento económico a nivel provincial, según la literatura económica depende en gran medida de la calidad de vida que experimentan los individuos, esta aseveración se aplica en el notable crecimiento del ingreso per cápita de las provincias de Pichincha Guayas y Azuay. Estas provincias presentan altos “atributos urbanos”, como son: la disponibilidad de bienes y servicios públicos, políticas de gobiernos locales, tasas impositivas, incentivos fiscales, presencia de unidades educativas, entre otros; los cuales atraen a los individuos a asentarse en estas provincias y desempeñar actividades productivas.

El vector de equilibrio de largo plazo de la distribución del ingreso en las provincias del Ecuador, muestra un proceso de bipolaridad. La concentración de la masa de probabilidades de los rangos III, IV y V, indica procesos de crecimiento económico más elevado en las provincias más ricas del Ecuador. Este proceso podría deberse al efecto exponencial que provoca el capital humano sobre la productividad global debido al derrame de conocimiento (*spillovers*) entre trabajadores, lo cual podría ser causa de la movilidad más contundente de las provincias de mayor ingreso per cápita, como son: Pichincha Guayas y Azuay.

Además, las distribuciones en el estado estacionario no pueden ser tomadas como pronósticos de futuro, pues algunos eventos pueden alterar la forma de la distribución (como el ejercicio de la política pública). En lugar de esto, las distribuciones deben interpretarse como tendencias de las economías provinciales del Ecuador en las últimas décadas y ser utilizadas como herramientas de política

económica hacia objetivos sociales de disminución de las brechas entre las provincias ricas y pobres del Ecuador.

Finalmente, una de las principales conclusiones del presente trabajo de investigación es que no existe convergencia en el Ecuador. Adicionalmente, las probabilidades del estado estacionario muestran que las diferencias en el ingreso per cápita a nivel provincial perdurarán en el largo plazo, a menos que cambie sustancialmente la estructura productiva de las provincias con menor ingreso per cápita del Ecuador.

CAPÍTULO V BIBLIOGRAFÍA

Abramovitz, Moses (1986). *Catching-up, forging ahead, and falling behind*. Estocolmo: Journal of Economic History, 36, 385-406.

Abramovitz, Moses (1994). *Catch-up and convergence in the postwar growth boom and after*, en *Convergence of Productivity*, W.J. Baumol, R. R. Nelson y E.N. Wolff. Reino Unido: Oxford University Press, 86-125.

Agénor, Pierre-Richard (2005). *Fiscal Policy and Endogenous Growth with Public Infrastructure*. Estados Unidos: The University of Manchester, the School of Economics. Discussion Paper Series 0536.

Amirkhalkhali (2002). *Does optimal size of government spending exist?:* Primož Pevcin University of Ljubljana.

Anderson, T. W. y L. A. Goodman (1957). *Statistical Inference about Markov Chains*: Annals of Mathematical Statistics, 28, 89-110.

Arrow, Kenneth (1962). *The economic implications of learning by doing*. Oxford: Review of Economic Studies, 29, 155-173.

J. L. Arrufat, A. J. Figueras, V. J. Blanco y M. D. De La Mata (2006). *Análisis de la movilidad regional en argentina: un enfoque basado en las cadenas de Markov*. España: Instituto de Economía y Finanzas. Facultad de Ciencias Económicas (UNC), España.

Banco Central Del Ecuador (2007). *Cuentas Provinciales del Ecuador*.

Banco Central Del Ecuador (2001). *Nota Metodológica de las Cuentas Provinciales*.

Barro, Robert. J. (1990). *Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth*. Estados Unidos: Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 98(5), págs. 103-125.

Barro, Robert. J. y Sala-I-Martin, X. (1991). *Convergence across states and regions», Brookings Papers on Economic Activity, 1*. Washington, D.C., The Brookings Institution, págs. 107-182.

Barro, Robert. J. y Sala-I-Martin, X. (1992a). *Convergence*. Estados Unidos: Journal of Political Economy, 100 (2), págs. 407-443.

BARRO, Robert. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1992b). *Regional growth and migration: a Japan-United States comparison, Journal of the Japanese y International Economies*, 6, 4. Amsterdam: Elsevier Science.

BARRO, Robert. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1995). *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill.

Basawa, I. y B. L. Prakasa Rao (1980). *Statistical Inference for Stochastic Process*. Londres.

Baumol, W. (1986). *Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show*. Estados Unidos: American Economic Review, 76(5), 1075-1085.

Bowman, A.W. (1985). *A comparative study of some kernel-based nonparametric density estimators*. J. Statist. Comput. Simul., 21, 313-327.

Brañas, Josep (2002). *El crecimiento económico de Corea del Sur: 1961-1987. Aspectos sociológico*. España: Tesis Doctoral, Facultad de Ciencias Políticas y Sociología de la Universidad Autónoma de Barcelona.

Bruce E. Hansen (2009), *Lecture Notes on Nonparametrics*. Estados Unidos: University of Wisconsin.

Brufman J., Urbisaia H. y Trajtenberg L. (2006). *Distribución del ingreso según género, un enfoque no paramétrico*. Argentina: Cuadernos del CIMBAGE N°8 (2006) 129-168, Instituto de Investigaciones en Estadística y Matemática Actuarial, Universidad de Buenos Aires.

Casas A. Giovanni (2010), *Estimaciones Vía Kernel*. Colombia: Facultad de Ciencias-Escuela de Estadística, Universidad Nacional de Colombia.

Deaton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys. A Microeconomic Approach to Development Policy*. Estados Unidos: The World Bank. The Johns Hopkins University Press.

Dowrick, Steve y Duc Tho Nguyen (1989). *OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch-Up and Convergence*. Estados Unidos: American Economic Review 79(5): 1010-1030.

Durlauf, S.N., y P.A. Johnson (1995). *Multiple regimes and cross-country growth behavior*. Estados Unidos: Journal of Applied Econometrics, 10, 365-384.

Esteban, J. y D. Ray (1991): *On the Measurement of Polarization*. Estados Unidos: Working Paper 18, Boston University, Institute for Economic Development.

Furceri, D. (2005). *Beta and sigma convergence: a mathematical relation of causality*. Economics Letters, 89 (2), 212-215.

Galor, O. (1996). Convergence? Inferences from theoretical models. The Economic Journal, 106, 1056-1069.

Grossman, G. y Helpman, E. (1991a). *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge: MIT Press.

Grossman, G. y Helpman, E. (1991b). *Quality Ladders in the Theory of Growth*. Oxford: Review of Economic Studies, 1991, 58, págs. 43-61.

Grossman, G. y Helpman, E. (1994). *Endogenous Innovation in the Theory of Growth*. Estados Unidos: Journal of Economic Perspectives, 8, págs. 23-44.

Gutiérrez, Méndez y Reyes, (2011). *La movilidad y la distribución del ingreso en los municipios de Coahuila*. México: Región y sociedad vol.23 no.52.

Hall, P. (1994). "Towards a general urban theory". En *Cities in Competition*, Brotchie, Batty, Blakely, Hall y Newton (Eds), Melbourne, Longman-Cheshire.

Hernández, Carolina (2002). *La teoría del crecimiento endógeno y el comercio internacional*. España: Cuadernos de Estudios Empresariales, Vol. 12, págs. 95-112, Universidad Complutense de Madrid.

Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (1990a). *V Censo de Población y IV de Vivienda*. Ecuador.

——— (1990b). *Proyecciones del V Censo de Población y IV de Vivienda*. Ecuador.

——— (2001a). *VI Censo de Población y V de Vivienda*. Ecuador.

——— (2001b). *Proyecciones del VI Censo de Población y V de Vivienda*. Ecuador.

Islam, N. (1995). *Growth Empirics: A Panel Data Approach*. Oxford: Quarterly Journal of Economics, 110, págs. 1127-1170.

Kolman, Bernard (1999). *Álgebra lineal con aplicaciones y MATLAB*. México: Prentice Hall.

Lucas, R. E. (1988). *On the mechanics of economic development*. Chicago: Journal of Monetary Economics, 2, págs. 3-42.

Mancheno N. Fabio (2001). *Propuesta metodológica para la elaboración de las cuentas provinciales del Ecuador*. Ecuador: Banco Central del Ecuador.

Mankiw, N. G., Romer, D. y Weil, N. (1992). *A contribution to the empirics of economic growth*. Cambridge: Quarterly Journal of Economics, 107 (2), págs. 407-437, The MIT Press.

Martín, F. Mayoral (2010). *Convergencia en América Latina. Un análisis dinámico*. España: Universidad de Salamanca, Instituto de Iberoamérica.

M. P. Wand y M. C. Jones (1995). *Kernel Smoothing. Monographs on Statistics and Applied Probability*. Chapman & Hall.

Mendenhall, William y James E. Reinmuth (1981). *Estadística para administración y economía*. México: Grupo Editorial Iberoamérica.

Mendieta, Marlon (2009). *Convergencia y divergencia regional en Ecuador*. Ecuador: Instituto de Investigaciones Económicas, Universidad Técnica Particular de Loja.

Mora, Antonio C. (2002). *Aspectos teóricos y análisis empírico para las regiones europeas y españolas*. España, Tesis Doctoral, Universidad de Barcelona.

Miñarro Antonio (1998). *Estimación no paramétrica de la función de densidad*. Barcelona, España.

Mizrahi, Abe y Michael Sullivan (1999). *Matemáticas finitas con aplicaciones a la administración y economía*. México: Editorial Limusa.

Moreno P. Mengoya (2011). *Análisis del Crecimiento Interregional*. Santiago de Chile: Universidad de Chile.

Moretti, E. (2003). "Human Capital Externalities in cities". En J. Vernon Henderson and J.F. Thisse (Eds.) *Handbook of Urban and Regional Economics*, ch.8, North Holland- Elsevier.

Odar Juan Carlos (2002). *Convergencia y Polarización. El caso peruano 1961-1996*. Santiago de Chile: Estudios de Economía, junio 2002/vol. 29, número 001, Universidad de Chile. pp. 47-70.

Philippe Van Kerm (2003). *Adaptive kernel density estimation*. Luxembourg: CEPS/INSTEAD G.-D.

Quah, Danny T. (1993). *Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis*. Scandinavian Journal of Economics, 95 (4), págs. 427-443.

Quah, Danny T., (1993a). *Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis*. Scandinavian Journal of Economics, 95(4), 427-443.

Quah, Danny T., (1993b). *Empirical cross-section dynamics in economic growth*. European Economic Review, 37(2,3), 426-434.

Quah, Danny T., (1996a): "Convergence empirics across economies with (some) capital mobility". Journal of Economic Growth, 1, 95-124.

Quah, Danny T., (1996b), "Empirics for economic growth and convergence". European Economic Review, 40, 1353-1375.

Quah, Danny T., (1996c). *The invisible hand and the weightless economy*, Working Paper. Londres: Center for Economic Performance, LSE, Marzo.

Quah, Danny T., (1996d). *Regional convergence clusters across Europe*, European Economic Review, 40, 951-958.

Quah, Danny T., (1996e), *Regional cohesion from local isolated actions: I. Historical and II. Conditioning*, Working Paper. Londres: Economics Department, LSE, Julio.

Quah, Danny T., (1996f), “*Ideas determining convergence clubs*”. Working Paper. Londres: Economics Department, London School of Economics. Septiembre.

Quah, Danny T., (1996g), “*Convergence as distribution dynamics (with or without growth)*”, Centre for Economic Performance, Discussion Paper nº 317. November.

Quah, Danny (1997). *Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs*, LSE Economics Department. Center for Economic Performance. Discussion paper No. 324.

Rebelo, S. (1991). *Long-run policy analysis and long-run growth*, Journal of Political Economy, 99 (3), págs. 500-512.

Rogerson, R.J. (1999). *Quality of life and city competitiveness*. Urban Studies, 36(5-6), 969-985.

Romer, P. M. (1987). *Growth Based on Increasing Returns due to Specialization*. Estados Unidos: American Economic Review, 77 (2), págs. 56-62.

Royuela V. Lambiri D., Biagi B. (2006). *Economía Urbana y Calidad de Vida. Una revisión del estado del conocimiento en España*. España: Instituto de Recerca en Economia Aplicada, Documents de Treball 2006/6.

Sala-I-Martin, X. (1990). *On Growth and States*, Tesis doctoral, Harvard, Universidad de Harvard.

Sala-I-Martin, X. (1996a). *The classical approach to convergence analysis*. Economic Journal 106, págs. 1019-1036.

Sala-I-Martin, X. (1996b). *Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence*. European Economic Review, Elsevier, 40 (6).

Salgado-Ugarte, I. H. & Pérez-Hernández, M. A., (2003). *Exploring the use of variable bandwidth kernel density estimators*. Stata Journal 3(2).

Salgado-Ugarte, I. H., Shimuzu, M. & Taniuchi, T., (1993), *snp6: exploring the shape of univariate data using kernel density estimators*. Stata Technical Bulletin 16, 8–19.

Salgado-Ugarte, I. H., Shimuzu, M. & Taniuchi, T. (1995). *snp6.2: practical rules for bandwidth selection in univariate density estimation*. Stata Technical Bulletin 27, 5–19.

Solow, R. M. (1956). *A Contribution to the Theory of Economic Growth*. Oxford: Quarterly Journal of Economics, 70, n.º 1, págs. 65-94.

Stokey, Nancy L, (1988). *Learning by Doing and the Introduction of New Good*. Estados Unidos: Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 96(4).

Tiebout, C.M. (1956). *A pure theory of local expenditures*. Journal of Political Economy, 64, 416-424.

Utrera, G. (1999): *El crecimiento económico en Latinoamérica*. Rosario: XXXIV Reunión Anual de la AAEP.

Wodon, Q.; Yitzhaki, S. (2006). *Convergence forward and backward?* Estados Unidos: Economics Letters, 92 (1): 47-51.